

تجمیع ریسک‌های بیمه‌گری صنعت بیمه ایران با استفاده از توابع مفصل (رویکرد توابع مفصل ارشمیدسی سلسله‌مراتبی)

محمد میرباقری جم^۱

محمدنبی شهیکی تاش^۲

غلامرضا زمانیان^۳

امیر صفری^۴

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۱۱/۲۷

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۱۱/۲۶

چکیده

در این تحقیق، ریسک‌های بیمه‌گری صنعت بیمه با دو رویکرد متفاوت، تجمیع همزمان با توابع مفصل بیضوی و ارشمیدسی و تجمیع سلسله‌مراتبی با توابع مفصل ارشمیدسی سلسله‌مراتبی (HAC)، انجام شده و بر این اساس، حداقل سرمایه لازم برای صنعت بیمه برآورد شده است. نتایج تجمیع و مدل‌سازی ساختار وابستگی ریسک‌های بیمه‌گری با داده‌های ضریب خسارت طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۵۴ نشان می‌دهد که به‌علت تفاوت نوع ساختار وابستگی، حداقل سرمایه لازم برآورد شده با رویکردها و توابع مفصل مختلف، متفاوت است. حداقل سرمایه لازم برای پوشش ریسک بیمه‌گری صنعت بیمه با مدل استاندارد آیین‌نامه ۶۹ بیمه مرکزی و با داده‌های سال ۱۳۹۲ در حدود ۹۶،۹۴۳،۳۹۱ میلیون ریال محاسبه شده است؛ در حالی که حداقل سرمایه برآورد شده با سنجه ریسک ارزش در معرض خطر (VaR) در سطح اطمینان ۹۵ درصد با توابع مفصل بیضوی در رویکرد تجمیع همزمان و با توابع مفصل کلایتون و جوی در هر دو رویکرد، کمتر از این مقدار است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که استفاده از این توابع مفصل در تعیین حداقل سرمایه لازم، توانگری مؤسسات بیمه را بیشتر از حد برآورد شده با روش تجمیع ساده و خطی مدل استاندارد نشان خواهد داد.

واژگان کلیدی: ریسک بیمه‌گری، توابع مفصل، توابع مفصل ارشمیدسی سلسله‌مراتبی، تجمیع ریسک‌ها، ساختار وابستگی

۱. دانشجوی دکتری دانشگاه سیستان و بلوچستان (نویسنده مسئول) mohammad.mirbagherijam@gmail.com

۲. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان mohammad_tash@eco.usb.ac.ir

۳. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان zamanian@eco.usb.ac.ir

۴. سرپرست پژوهشکده بیمه safari@irc.ac.ir

۱- مقدمه

«بیمه‌گری» و «سرمایه‌گذاری» به‌عنوان دو نوع فعالیت عمده و مرتبط با هم در مؤسسات بیمه مطرح است. فعالیت‌های بیمه‌گری مربوط به صدور بیمه‌نامه‌ها و قبول تعهد پرداخت خسارت به مشتریان در قبال دریافت حق بیمه از آنها است. فعالیت‌های سرمایه‌گذاری نیز مربوط به سرمایه‌گذاری (مازاد) و جوه دریافتی از بیمه‌گذاران (مشتریان) است. در فعالیت‌های بیمه‌گری مؤسسات بیمه، موضوع تجمیع ریسک‌ها یا به عبارت دیگر، تخمین دقیق توزیع توأم ریسک‌ها بسیار مهم است؛ چون‌که این مؤسسات در فعالیت‌های خود با ریسک‌های بسیار زیادی مواجه هستند^۱ و ماهیت ریسکی فعالیت‌های بیمه‌گری آنها باعث شده تا تجمیع ریسک‌ها در مؤسسات بیمه برای قیمت‌گذاری صحیح بیمه‌نامه‌ها، تعیین میزان نگهداری ذخایر فنی^۲ و ارزیابی توانگری مالی و دیگر تصمیمات مهم مؤسسات، بسیار بااهمیت جلوه نماید.

ماهیت ریسکی فعالیت مؤسسات بیمه باعث شده تا نتوان ارزش ریالی دارایی‌ها و بدهی‌های مؤسسات بیمه را به‌صورت قطعی معین کرد، و ممکن است ارزش ریالی دارایی‌ها و بدهی‌های آنها هر یک دارای توزیع آماری خاص خود باشند. بنابراین فرض کنید تحت نگاهت $\rho(\cdot)$ اندازه ریالی دارایی‌ها و بدهی‌های ریسکی در سطح اطمینان α به‌ترتیب به‌صورت $\rho(A_X)$ و $\rho(L_X)$ به دست آید.^۳ آن‌گاه شرط توانگری مالی مؤسسه بیمه ایجاب می‌کند که در هر دوره اندازه ریالی دارایی‌های ریسکی بزرگ‌تر از اندازه ریالی بدهی‌های ریسکی باشد؛ یعنی

^۱ ناکادا و همکاران (۱۹۹۹) ریسک‌های مؤسسات بیمه را به ریسک‌های سرمایه‌گذاری، ریسک‌های بیمه‌گری و ریسک‌های عملیاتی دسته‌بندی کرده‌اند.

^۲ technical provisions

^۳ نگاهت $\rho(\cdot)$ ، اندازه متغیر تصادفی (ریسک) X را می‌سنجد و به عبارت $\rho_\alpha(X)$ اندازه ریسک X در سطح اطمینان α گفته می‌شود.

عبارت $\rho(A_X) > \rho(L_X)$ را حاشیه توانگری مالی^۱ یا سرمایه لازم^۲ گویند و این عبارت یک مفهوم کلی است که از آن می‌توان در تعریف حداقل سرمایه مورد نیاز از نگاه دستگاه نظارتی، یا در تعریف سرمایه اقتصادی یا رتبه‌بندی مؤسسات بیمه استفاده کرد.

بنابراین با توجه به اهمیتی که تجمیع ریسک‌ها در تصمیم‌های مهم مؤسسات بیمه دارد، در این تحقیق ریسک‌های بیمه‌گری صنعت بیمه کشور، به‌عنوان یک مؤسسه بیمه فرضی بزرگ و فعال در همه رشته‌فعالیت‌های بیمه‌ای با توابع مفصل و با دو رویکرد متفاوت تجمیع می‌شود. در رویکرد اول از توابع مفصل بیضوی و ارشمیدسی استفاده شده، ریسک‌های بیمه‌گری همزمان تجمیع می‌شوند. در رویکرد دوم، تجمیع ریسک‌ها سلسله‌مراتبی و با توابع مفصل ارشمیدسی سلسله‌مراتبی^۳ (HAC) انجام می‌شود. استفاده از توابع مفصل در تجمیع ریسک‌ها در مقایسه با روش ساده و خطی تجمیع، دارای چندین مزیت است. اول این‌که در تجمیع ریسک با توابع مفصل، طبق قضیه بنیادی اسکالر^۴ (۱۹۵۹) می‌توان ساختار و اندازه وابستگی بین ریسک‌ها را بر اساس توزیع حاشیه‌ای هر یک از آنها تعیین کرد. دوم، با تعیین توزیع توأم همه ریسک‌ها، امکان برآورد دقیق‌تر حداقل سرمایه لازم بنگاه نسبت به روش تجمیع خطی فراهم می‌شود.

هدف تحقیق، تجمیع ریسک‌های بیمه‌گری صنعت بیمه کشور با لحاظ وابستگی بین ریسک‌ها است. بدین منظور، در ابتدا ساختار وابستگی ریسک‌ها در رشته‌فعالیت‌های بیمه‌ای مختلف صنعت بیمه با توابع مفصل مدل‌سازی و بر اساس سنجه‌هایی مانند ضریب تاو کندال (τ)، اندازه وابستگی بین ریسک‌ها سنجش می‌شود. سپس با استفاده از توزیع توأم ریسک‌ها، تجمیع ریسک‌ها صورت

¹ solvency margin

² required capital

³ hierarchical archimedean copula (HAC)

⁴ Sklar (1959)

می پذیرد و حداقل سرمایه مورد نیاز مؤسسه با یک سنجه منسجم ریسک برآورد می شود.

۲- پیشینه پژوهش

تابع مفصل اولین بار توسط اسکالر (۱۹۵۹) مطرح شد و امروزه در علوم مختلف به ویژه در حوزه بیمه و بازارهای مالی از انواع توابع مفصل در مدل سازی ساختار وابستگی متغیرهای تصادفی (مانند بازده سهام و ریسک)، تعیین پورتفولیو مناسب و برآورد سرمایه اقتصادی استفاده می شود. با وجود این که در خارج از کشور مطالعات متعددی در استفاده از انواع توابع مفصل در حوزه بیمه و بازارهای مالی انجام یافته، تا کنون در ایران پژوهشی در استفاده از توابع مفصل در بیمه انجام نشده است.^۱

تنگ و والدز^۲ (۲۰۰۹) با استفاده از توابع مفصل کوشی، نرمال و t -استیودنت، و با داده های نسبت خسارت ۱۹ سال متوالی در پنج رشته فعالیت مختلف، ریسک های بیمه گری صنعت بیمه کشور استرالیا را جمع کرده اند. آنها نتایج جمع ریسک ها با توابع مفصل را با نتایج جمع ساده و خطی ریسک ها مقایسه کرده و نشان داده اند که سرمایه اقتصادی لازم در مؤسسات بیمه با لحاظ وابستگی بین ریسک ها در رشته فعالیت های مختلف، کمتر از حالتی است که ساختار وابستگی لحاظ نشده است. ساولی و کلمنت^۳ (۲۰۱۰) با توابع مفصل بیضوی و ارشمیدی سلسله مراتبی (HAC)، ریسک های حق بیمه تولیدی رشته فعالیت های بیمه های غیر زندگی را برای مؤسسات بزرگ بیمه اتحادیه اروپا جمع کرده و نشان

^۱ صفری (۱۳۹۲) در طرح پژوهشی با عنوان «مطالعه و طراحی سیستم نظارت مالی بر مؤسسات بیمه ایرانی با استفاده از تجربه سایر کشورها» با روش جمع ساده، ریسک های بیمه گری را برای رشته فعالیت های مختلف و برای کل صنعت بیمه محاسبه کرده است. آیین نامه شماره ۶۹ بیمه مرکزی کشور در ارزیابی توانگری مالی مؤسسات بیمه بر اساس نتایج مطالعه او تنظیم و تصویب شده است.

^۲ Tang and Valdez

^۳ Savelli and Clemente

داده‌اند که تجمیع ریسک‌ها با توابع مفصل در مقایسه با مدل استاندارد نظارت مالی توانگری مالی ۲ (Solvency II)، سرمایه لازم مؤسسات بیمه را کمتر ارزیابی می‌کند. نجینو و مولیناری^۱ (۲۰۱۱) ایراد اساسی در استفاده از مدل استاندارد توانگری مالی ۲ در نظارت مالی مؤسسات بیمه را مطرح کردند. در این استاندارد، سطح اطمینان توانگری مالی ۹۵ درصد در نظر گرفته شده است. همچنین وابستگی بین ریسک‌های بیمه‌گری، ریسک‌های اعتبار، ریسک‌های بازار و ریسک‌های عملیاتی مؤسسات بیمه، خطی و ساده فرض شده است. لذا آنها با تجمیع این ریسک‌ها با توابع مفصل نشان داده‌اند که استفاده از توابع مفصل در هر سطح از تجمیع، سطح توانگری مالی مؤسسات بیمه را بیشتر از روش فرمول استاندارد نشان می‌دهد.

سزادو^۲ و همکاران (۲۰۱۲) در رشته‌فعالیت بیمه‌ای «حوادث خودرو» کل زیان و خسارت ناشی از حوادث خودرو در کشور آلمان را با استفاده از توابع مفصل مختلط و با داده‌های روزانه تعداد دفعات وقوع حادثه و شدت حادثه مدل‌سازی کرده‌اند. بدین منظور آنها در ابتدا توزیع حاشیه‌ای بواسون متغیر تعداد دفعات وقوع حادثه و توزیع حاشیه‌ای گامای متغیر اندازه خسارت هر حادثه را با یک تابع مفصل نرمال ترکیب نموده، وابستگی بین این دو متغیر را تعیین کرده، مدل‌سازی را انجام داده‌اند.

۳- مدل‌سازی و سنجش ساختار وابستگی متغیرهای تصادفی

۳-۱- توابع مفصل

تابع مفصل، یک تابع توزیع احتمال چندمتغیره است که تابع توزیع حاشیه‌ای هر یک از متغیرها دارای توزیع یکنواخت است. فرض کنید F تابع توزیع تجمعی توأم بردار متغیرهای تصادفی $X = (X_1, \dots, X_d)$ با توزیع‌های حاشیه‌ای F_1, \dots, F_d باشد.

¹ Nguyen and Molinari

² Czado

آن‌گاه بر اساس قضیه بنیادی اسکالر (۱۹۵۹) یک تابع مفصل مانند C وجود خواهد داشت به طوری که برای هر x در \mathbb{R} ,

$$F(X) = C(F_1(X_1), \dots, F_d(X_d)), \quad (1)$$

و اگر F_1 و F_2 و ... و F_d پیوسته باشند، C یکتا خواهد بود.^۱ بنابراین با دانستن توزیع حاشیه‌ای هر یک از ریسک‌ها و استفاده از یک تابع مفصل معین مناسب مانند C می‌توان به توزیع توأم ریسک‌ها دست یافت و از آن برای تعیین حداقل سرمایه لازم استفاده کرد. توابع مفصل بسیار متنوع‌اند و هر یک از آنها بیان‌کننده الگوی خاصی از ساختار وابستگی بین متغیرها است. خانواده‌های معروف توابع مفصل شامل توابع مفصل ضربی، توابع مفصل بیضوی، توابع مفصل تک‌پارامتری ارشمیدسی، توابع مفصل ارشمیدسی سلسله‌مراتبی و توابع مفصل تاکی^۲ است.

در الگوی تابع مفصل ضربی، مجموعه متغیرهای تصادفی مستقل از هم هستند. در الگوی توابع مفصل بیضوی (نرمال و t -استیودنت) توزیع توأم، مجموعه متغیرهای تصادفی توزیع نرمال و t -استیودنت چندمتغیره است.^۳ توابع مفصل ارشمیدسی بسیار انعطاف‌پذیرند و دامنه وسیعی از ساختار وابستگی‌ها به‌ویژه وابستگی دنباله‌ای توزیع متغیرهای تصادفی را مدل‌سازی می‌کنند. فرم کلی آنها به صورت زیر است:

$$C(u_1, \dots, u_d, \theta) = \psi_\theta\left(\sum_{d=1}^d \psi_\theta^{-1}(u_d)\right), u_d \in [0, 1] \quad (2)$$

^۱ علاوه بر این اگر F پیوسته اکید باشد، تابع چگالی مشترک بردار تصادفی \mathbf{X} به صورت زیر است:

$$f(x_1, \dots, x_d) = \left[\prod_{k=1}^d f_k(x_k)\right] \times c(F_1(x_1), \dots, F_d(x_d))$$

یعنی تابع چگالی هر توزیع چندمتغیره را می‌توان به صورت حاصل ضرب دو مؤلفه ساختار وابستگی و توزیع‌های حاشیه‌ای متغیرهای تصادفی نوشت. در رابطه بالا حروف کوچک دلالت بر تابع چگالی دارد.

^۲ vine copulas

^۳ تابع مفصل t چندمتغیره دارای دو پارامتر ضریب همبستگی پیرسون ρ و درجه آزادی v است. با افزایش درجه آزادی تابع مفصل t -استیودنت به سمت تابع مفصل نرمال همگرا می‌شود.

که در آن $\psi: [0, \infty) \rightarrow [0, 1]$ و ψ تابع کاهشی و پیوسته است به طوری که $\psi(0) = 1$ و $\psi(\infty) = 0$ و معکوس آن ψ^{-1} است که در بازه $(0, \infty)$ یکنوا و محدب است. $\psi_\theta(t)$ تابع گشتاور توابع مفصل ارشمیدسی تک پارامتری است. با قرار دادن $\psi(t) = (-\log t)^\theta$ و با فرض $\theta \geq 1$ در رابطه فوق، تابع مفصل گومبل^۱ به دست می‌آید. همچنین با قرار دادن $\psi(t) = \frac{t^{-\theta}-1}{\theta}$ و با فرض $\theta > 0$ در رابطه (۲) خانواده توابع مفصل کلایتون به دست می‌آید. تابع مفصل کلایتون برعکس تابع مفصل گومبل فقط وابستگی دنباله‌ای پایین متغیرها را نشان می‌دهد. اگر $\psi(t) = -\log\left(\frac{e^{-\theta t}-1}{e^{-\theta}-1}\right)$ و با فرض $\theta \in \mathbb{R} \setminus \{0\}$ ، تابع مفصل فرانک به دست می‌آید. تابع مفصل فرانک همانند تابع مفصل نرمال وابستگی دنباله‌ای بالا و پایین ندارد. در جدول ۱ ویژگی‌های توابع مفصل دومتغیره خانواده ارشمیدسی و بیضوی با هم مقایسه شده است.

جدول ۱. خلاصه ویژگی‌های توابع مفصل خانواده ارشمیدسی و بیضوی

تابع مفصل	وابستگی مثبت	وابستگی منفی	تقارن دم توزیع	وابستگی در دم پایین	وابستگی در دم بالا
N	✓	✓	✓	-	-
t	✓	✓	✓	✓	✓
C	✓	-	-	✓	-
G	✓	-	-	-	✓
F	✓	✓	✓	-	-
J	✓	-	-	-	✓

چندین محدودیت در مدل‌سازی ساختار وابستگی بین متغیرهای تصادفی با توابع مفصل بیضوی و توابع مفصل ارشمیدسی تک پارامتری وجود دارد. اول این که در این نوع توابع مفصل ساختار وابستگی متغیرها تنها با یک یا دو پارامتر انجام می‌شود. ثانیاً ساختار وابستگی نسبت به جایگشت متغیرها متقارن است (اواخرین و

^۱ Gumbel copula

همکاران، ۲۰۱۳). لذا در همین راستا توابع مفصل جدیدی به وجود آمدند که خانواده توابع مفصل HAC از مهم ترین آنها است. به خانواده توابع مفصل HAC بر اساس الگوی ساخت آنها، توابع مفصل ارشمیدسی تودرتو^۱ هم گفته می شود. فرض کنید مجموعه ای متشکل از ۴ متغیر تصادفی با توزیع های حاشیه ای (u_1, u_2, u_3, u_4) داشته باشیم، آن گاه این مجموعه را با $C_1^4 = 4$ حالت می توان به مجموعه های ۱ عضوی و ۳ عضوی افراز کرد. بنابراین اگر مثلاً با مجموعه سه عضوی (u_1, u_2, u_3) و پارامتر θ_{123} تابع مفصل ارشمیدسی $C_{123, \theta_{123}}$ را ایجاد کنیم، می توانیم با توزیع حاشیه ای این تابع مفصل و توزیع حاشیه ای متغیر مجموعه ۱ عضوی و با پارامتر $\theta_{123,4}$ تابع مفصل ارشمیدسی جدید $C_{\{123\}, \{4\}, \theta_{123,4}}$ را ایجاد کنیم. به تابع مفصل ساخته شده اخیر، تابع مفصل ارشمیدسی سلسله مراتبی گفته می شود. بنابراین بر اساس نحوه افراز مجموعه متغیرهای تصادفی و نوع تابع مفصل و پارامتر استفاده شده در هر مرحله از ایجاد تابع مفصل جدید، خانواده ای از توابع مفصل HAC با ساختارهای مختلف درختی خواهیم داشت.^۲ برای مطالعه بیشتر در تخمین و انتخاب ساختار درختی مناسب برای هر یک از خانواده های HAC به مقاله اوخرین و همکاران (۲۰۱۳) مراجعه کنید.

۳-۲- سنجش وابستگی متغیرهای تصادفی

وابستگی بین متغیرهای تصادفی را با سنجه های مختلفی می سنجند. در تعریف برخی از این سنجه ها، فقط بر وابستگی بین میانگین توزیع متغیرها تأکید می شود؛ مانند ضریب همبستگی خطی پیرسون.^۳ در برخی دیگر از سنجه های وابستگی مانند

^۱ nested

^۲ در ساخت خانواده توابع مفصل HAC فرض می شود که در همه مراحل ساخت، فقط از یک نوع تابع مفصل ارشمیدسی استفاده شده است و تابع مفصل HAC ساخته شده بر اساس همان نام گذاری می شود؛ مانند HAC-Frank که با تابع مفصل فرانک ساخته شده است.

^۳ Pearson linear correlation coefficient

ضریب تاو کندال^۱ (τ) و ضریب رو اسپیرمن^۲ (ρ) وابستگی در کل دامنه توزیع مورد نظر است. ضریب تاو کندال برای دو بردار مستقل از هم با توزیع‌های یکسان (X_1, Y_1) و (X_2, Y_2) به صورت احتمال انطباق توزیع‌ها منهای احتمال عدم انطباق توزیع‌ها تعریف می‌شود. یعنی:

$$\tau_{X,Y} = P[(X_1 - X_2)(Y_1 - Y_2) > 0] - P[(X_1 - X_2)(Y_1 - Y_2) < 0] \quad (۳)$$

در سنجه‌هایی مانند وابستگی دنباله‌ای بالا (Λ_U) و دنباله‌ای پایین (Λ_L) فقط به اندازه وابستگی در دم سمت راست و چپ تابع توزیع تمرکز می‌شود.^۳

۴- سنجش اندازه ریسک‌ها و روش‌های تجمیع آنها

۴-۱- اندازه‌گیری ریسک

سنجش و تعیین اندازه ریسک بسیار مهم است؛ چون با تعیین اندازه ریسک‌ها امکان مقایسه ریسک‌ها در دارایی‌های مختلف فراهم می‌شود و از اندازه ریسک در تعیین سرمایه اقتصادی، قیمت‌گذاری منصفانه بیمه‌نامه‌ها و مدیریت ریسک استفاده می‌شود. سنجه‌های متداول اندازه ریسک عبارت‌اند از: انحراف معیار^۴ (σ)، ارزش در معرض خطر^۵ (VaR) و کمبود انتظاری^۶ (ES)، و از بین آنها فقط کمبود انتظاری ویژگی‌های یک سنجه ریسک منسجم^۷ را دارد. در صورتی که یک سنجه ریسک منسجم نباشد نمی‌توان از آن در سنجش اندازه ریسک‌های تجمیع‌شده استفاده کرد؛ چون که اندازه ریسک‌های تجمیع‌شده ممکن است نامتناهی شود.

^۱ Kendall's tau

^۲ Spearman's rho

^۳ برای توضیح بیشتر دیگر سنجه‌های وابستگی به مقاله Embrechts et al. (1999) مراجعه کنید.

^۴ volatility

^۵ value-at-risk (VaR)

^۶ expected shortfall (ES)

^۷ coherent risk measure

۴-۲- تجمیع ریسک‌ها و سنجش اندازه آن

تجمیع ریسک‌ها ممکن است مبتنی بر روش ساده و خطی باشد یا با استفاده از توابع مفصل انجام شود. فرض کنید مجموعه بردارهای تصادفی n متغیره $X = \{X_1, X_2, \dots, X_n\}$ بیان‌کننده مجموعه ریسک‌های بیمه‌گری یک مؤسسه بیمه فرضی باشد و هدف، سنجش اندازه این مجموعه ریسک‌ها به منظور تعیین حداقل سرمایه مورد نیاز بنگاه است.

اندازه تجمیع ساده ریسک‌ها

در روش تجمیع ساده و خطی، نخست اندازه هر یک از ریسک‌ها با سنجه‌هایی مانند VaR و ES محاسبه می‌شود و سپس با در نظر گرفتن همبستگی خطی بین ریسک‌ها، اندازه تجمیع آنها با استفاده از رابطه زیر محاسبه می‌شود:^۱

$$VaR(X) = \sqrt{\sum_{i=1}^n VaR_{\alpha}^2(X_i) + 2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \rho_{ij} VaR_{\alpha}(X_i) VaR_{\alpha}(X_j)} \quad (۴)$$

که در آن VaR_i اندازه ریسک X_i و ρ_{ij} ضریب همبستگی بین ریسک‌های X_j و X_i است و $VaR_{\alpha}(X)$ اندازه ریسک‌های تجمیع شده مجموعه X در سطح اطمینان α است، و در صورتی که $\rho_{ij} = 1$ باشد، داریم:^۲

$$VaR_{\alpha}(X) = \sum_{i=1}^n VaR_{\alpha}(X_i) \quad (۵)$$

رابطه فوق اندازه مجموعه ریسک‌های مؤسسه بیمه را وقتی که بین ریسک‌ها وابستگی خطی، کامل و مثبت وجود دارد، بیان می‌کند. ولی ممکن است وابستگی بین ریسک‌ها کامل و مثبت نباشد و غیرخطی باشد. در آن صورت تجمیع ریسک‌ها با استفاده از توابع مفصل و با لحاظ ساختار وابستگی بین آنها انجام می‌شود.

۱ برای اثبات این روابط به صفحه ۲۶ مقاله Dhaene et al. (2002) مراجعه کنید.

۲ در صورت استفاده از سنجه ES، و با فرض $\rho_{ij} = 1$ ، داریم: $ES_{\alpha}(X) = \sum_{i=1}^n ES_{\alpha}(X_i)$

اندازه ریسک‌های تجمیع شده با توابع مفصل

در این جا برای تعیین اندازه مجموعه ریسک‌های $X = \{X_1, X_2, \dots, X_n\}$ نخست ساختار وابستگی بین متغیرها با استفاده از توزیع حاشیه‌ای هر یک از ریسک‌ها و با یک تابع مفصل معین مانند C مدل سازی می‌شود. سپس براساس توزیع حاشیه‌ای تابع مفصل ساخته شده، که به نوعی توزیع توأم ریسک‌ها را نشان می‌دهد، اندازه ریسک‌های تجمیع شده مجموعه X با تابع مفصل مطلوب را با یکی از سنج‌های منسجم ریسک تعیین می‌کنیم.

فرض کنید $Var_{\alpha}(X^c)$ اندازه مجموعه ریسک‌های تجمیع شده مؤسسه بیمه با استفاده از توابع مفصل باشد. آن گاه در صورتی که فرض کنیم سنج Var یک سنج منسجم از ریسک باشد، تفاضل $Var_{\alpha}(X^c)$ از رابطه (۵)، اندازه منفعت حاصل از تجمیع ریسک‌ها با در نظر گرفتن ساختار وابستگی بین آنها با توابع مفصل را به دست می‌دهد؛ چون بنا به اصل جمع پذیری سنج منسجم ریسک و رابطه (۵) داریم:

$$Var_{\alpha}(X^c) \leq \sum_{i=1}^n Var_{\alpha}(X_i) = Var_{\alpha}(X) \quad (6)$$

بنابراین عبارت $Var_{\alpha}(X) - Var_{\alpha}(X^c)$ که اندازه منفعت حاصل از تجمیع ریسک‌ها با توابع مفصل را می‌سنجد همواره مقداری مثبت است. پس در صورتی که مؤسسات بیمه تجمیع ریسک‌ها و تعیین حداقل سرمایه لازم را با استفاده از توابع مفصل انجام دهند، به حداقل سرمایه کمتری در مقایسه با حالتی که تجمیع ریسک ساده و خطی انجام می‌شود نیاز دارند و می‌توانند از تنوع فعالیت‌های خود در رشته فعالیت‌های مختلف بهره ببرند. بنابراین انتظار می‌رود که ارزیابی توانگری مالی مؤسسات بیمه با روش‌های جدید و با استفاده از توابع مفصل، توانگری مالی آنها را بیشتر از قبل نشان دهد.

۵- داده‌ها و نتایج تجربی

۵-۱- توصیف آماری داده‌ها

شاخص نسبت خسارت به صورت نسبت خسارت پرداخت شده به حق بیمه دریافت شده تعریف می‌شود و این شاخص در هر رشته فعالیت نمایانگر ریسک بیمه‌گری متناظر در آن رشته فعالیت است و استفاده از آن معیار مناسبی برای مقایسه شدت تهدید ریسک‌های بیمه‌گری در هر رشته فعالیت است. بنابراین در این پژوهش از داده‌های نسبت خسارت در رشته فعالیت‌های مختلف طی سال‌های ۱۳۵۴-۱۳۹۲ که از سایت بیمه مرکزی قابل دسترس می‌باشد در تجمیع ریسک‌های بیمه‌گری صنعت بیمه استفاده شده است. برای محاسبه شاخص نسبت خسارت صنعت بیمه داریم:

$$LR_t = \frac{\sum_{i=1}^n IC_{i,t}}{\sum_{i=1}^n EP_{i,t}} = \sum_{i=1}^n LR_{i,t} \times \frac{EP_{i,t}}{\sum_{i=1}^n EP_{i,t}} = \sum_{i=1}^n LR_{i,t} \times w_{i,t} \quad (V)$$

که در آن $EP_{i,t}$ و $IC_{i,t}$ به ترتیب بیان‌کننده خسارت پرداخت شده و حق بیمه دریافت شده در دوره t در رشته فعالیت i ام صنعت بیمه است و عبارت $w_{i,t} = \frac{EP_{i,t}}{\sum_{i=1}^n EP_{i,t}}$ سهم رشته فعالیت i ام در حق بیمه تولیدی بنگاه است. رابطه (V) نشان می‌دهد که نسبت خسارت بنگاه برابر با میانگین وزنی نسبت خسارت هر یک از رشته فعالیت‌های شرکت بیمه است، که در آن وزن‌ها سهم حق بیمه تولیدی هر یک از رشته فعالیت‌ها از کل حق بیمه تولیدی است.

در این سال، درآمد حق بیمه تولیدی صنعت بیمه کشور با فعالیت در ۱۶ رشته مختلف در حدود ۱۲۸۴۶۲ میلیارد ریال بوده و حدود ۹۰ درصد از آن (۱۱۵۱۲۳ میلیارد ریال) در جبران خسارت بیمه‌گران به آنها پرداخت شده است. بیشترین حق بیمه تولیدی (به ترتیب با ۴۰ و ۲۳ درصد از کل حق بیمه تولیدی) مربوط به رشته فعالیت‌های «بیمه شخص ثالث و مازاد» و «بیمه درمان» است، و در این دو رشته فعالیت، خسارت پرداختی بیش از حق بیمه تولیدی بوده و لذا نسبت خسارت آنها بزرگ‌تر از یک است. با توجه به این‌که بیش از ۹۶ درصد از حق بیمه تولیدی

در ۱۰ رشته فعالیت x1 تا x10 است، برای سادگی کار، تجمیع ریسک بیمه‌گری فقط برای این ده رشته انجام شده است.

جدول ۲. حق بیمه تولیدی و خسارت پرداخت‌شده در رشته‌فعالیت‌های صنعت بیمه در سال ۱۳۹۲

ریسک متناظر رشته‌فعالیت‌ها	حق بیمه تولیدی	سهم از بازار	خسارت پرداختی	نسبت خسارت	
شخص ثالث و مازاد	x1	51,745,766	0.4028	53,523,386	1.034
درمان	x2	30,500,851	0.2374	35,801,123	1.174
بدنه اتومبیل	x3	10,287,407	0.0801	6,612,351	0.643
مسئولیت	x4	8,323,430	0.0648	6,834,766	0.821
حوادث راننده	x5	6,085,592	0.0474	2,781,557	0.457
آتش‌سوزی	x6	5,880,292	0.0458	2,457,451	0.418
زندگی (عمر)	x7	4,639,439	0.0361	3,322,801	0.716
نفت و انرژی	x8	2,047,877	0.0159	675,154	0.330
مهندسی	x9	1,984,672	0.0154	980,215	0.494
حوادث	x10	1,898,604	0.0148	656,572	0.346
کشتی	x11	1,726,179	0.0134	683,091	0.396
باربری	x12	1,598,649	0.0124	369,908	0.231
هواپیما	x13	1,349,454	0.0105	69,415	0.051
اعتبار	x14	202,878	0.0016	310,117	1.529
پول	x15	103,187	0.0008	20,015	0.194
سایر انواع	x16	88,067	0.0007	25,426	0.289
جمع صنعت بیمه		128,462,345	1	115,123,347	0.896

توضیحات: ارقام به میلیون ریال است. رشته‌فعالیت‌ها بر اساس اهمیت نسبی در تولید حق بیمه مرتب شده‌اند.

۵-۲- نتایج تجربی

در این بخش، نتایج مدل‌سازی ساختار وابستگی ریسک‌های بیمه‌گری صنعت بیمه و تجمیع ریسک‌ها در رشته‌فعالیت‌های بیمه‌ای ارائه و تحلیل می‌شود.^۱

^۱ محاسبات با استفاده از بسته‌های نرم‌افزاری HAC و Copula نرم‌افزار R انجام شده است.

نتایج مدل سازی ساختار وابستگی ریسک های بیمه گری

فرض کنید مجموعه ریسک های بیمه گری صنعت بیمه در ده رشته فعالیت منتخب را با $X = \{X_1, \dots, X_{10}\}$ نشان دهیم. به منظور مدل سازی ساختار وابستگی این ریسک ها با توابع مفصل لازم است که در ابتدا توزیع حاشیه ای هر یک از آنها را تعیین کنیم و سپس با الگوی یک تابع مفصل معین، توزیع توأم (مشترک) ریسک ها و ساختار وابستگی بین آنها را مشخص کنیم. البته همیشه تعیین نوع تابع توزیع حاشیه ای و پارامترهای آن از داده های واقعی کار آسانی نیست. لذا در این جا در مدل سازی ساختار وابستگی ریسک ها، از تابع توزیع حاشیه ای تجربی هر یک از ریسک ها استفاده شده است، که به طور تجربی از رابطه زیر به دست می آید:

$$\hat{F}(x) = (n + 1)^{-1} \sum_{i=1}^n I(X_i \leq x), \quad (۸)$$

که در آن n تعداد مشاهدات در متغیر تصادفی X بوده و \hat{F} برآورد توزیع حاشیه ای تجربی متغیر تصادفی است. جدول ۳ نتایج مدل سازی همزمان ساختار وابستگی مجموعه ریسک های بیمه گری صنعت بیمه با توابع مفصل گوسی، t -استیودنت، گومبل، کلاپتون، فرانک، جوی را خلاصه می کند. شکل های ۱ تا ۴ نیز نتایج مدل سازی ساختار وابستگی سلسله مراتبی ریسک های بیمه گری در رشته فعالیت های بیمه ای صنعت بیمه با توابع مفصل ارشمیدسی سلسله مراتبی را نشان می دهند. نتایج جدول ۳ و شکل های ۱ تا ۴ نشان می دهد که به علت تفاوت در الگوی هر یک از توابع مفصل، نتایج مدل سازی ساختار وابستگی ریسک ها با توابع مفصل مختلف، متفاوت است.

ضریب تاو کندال (τ) در جدول ۳ نشان می دهد که با احتمالی بیش از ۱۱ درصد، توزیع آماری ریسک ها بر یکدیگر انطباق دارد.^۱ علاوه بر این ضریب رو

^۱ تابع مفصل t-student انطباق توزیع های آماری ریسک های بیمه گری در رشته فعالیت های مختلف با احتمال بیش از ۱۱/۹۴ درصد را نشان می دهد.

اسپیرمن (ρ) حداقل وابستگی خطی ۱۸ درصدی را که با تابع مفصل t-student برآورد شده است، در بین ریسک‌های بیمه‌گری رشته‌فعالیت‌های مختلف نشان می‌دهد.

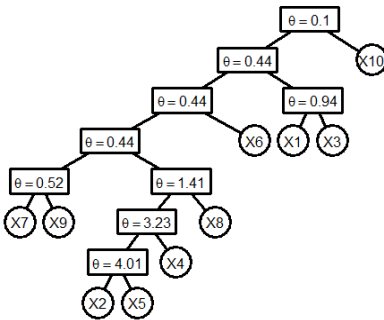
جدول ۳. نتایج مدل‌سازی ساختار وابستگی ریسک‌های بیمه‌گری صنعت بیمه با توابع مفصل

تخمین سنجه‌های وابستگی بین ریسک‌ها	loglik	انحراف استاندارد	تخمین پارامتر	نوع تابع مفصل و پارامتر(های) آن
$\Lambda_L = \Lambda_U = 0$ و $\rho = 0.3078$	۱۸,۷۵۱۸۹	۰,۰۴۸۷۵	۰,۳۰۷۸۵۸۵	Gussian
$\rho = 0.1865$ و $\tau = 0.1194$ و $\Lambda_L = \Lambda_U = 0.1233$	۱۵,۶۸۰۵۸	۰,۰۵۳۱۳	۰,۱۸۶۵۸۹ و ۴	t-student
$\rho = 0.2608$ و $\tau = 0.1759$ و $\Lambda_L = 0$ و $\Lambda_U = 0.2296$	۱۹,۳۵۷۶۲	۰,۰۴۳۸۱	۱,۲۱۳۴۹	AC Gumbel θ
$\rho = 0.2458$ و $\tau = 0.1654$ و $\Lambda_L = 0.1741$ و $\Lambda_U = 0$	۲۱,۱۷۲۰۲	۰,۰۸۲۰۴	۰,۳۹۶۵۵۴۴	AC Clayton θ
$\rho = 0.2389$ و $\tau = 0.1604$ و $\Lambda_L = \Lambda_U = 0$	۱۹,۲۵۳۳	NA	۱,۴۷۵۰۷۲	AC Frank θ
$\tau = 0.1455$ و $\Lambda_L = 0$ و $\Lambda_U = 0.2956$	۱۵,۳۰۰۵۸	NA	۱,۳۰۰۰۴۳	AC Joe θ

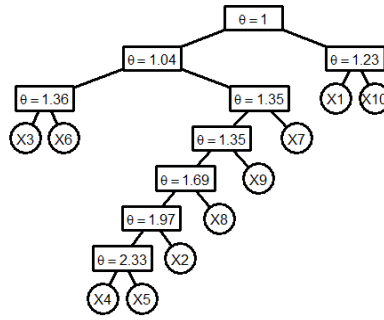
توضیحات: مدل‌سازی ساختار وابستگی ریسک‌ها در این جا با فرض نامعلوم بودن توزیع حاشیه‌ای ریسک‌ها بوده است. بنابراین تجمیع ریسک‌ها بر اساس رتبه آماری (rank) هر یک از مشاهدات داده‌های واقعی متغیرهای نسبت خسارت در هر یک از رشته‌فعالیت‌های صنعت بیمه انجام شده است. برای تابع مفصل Joe امکان تخمین سنجه وابستگی رو اسپیرمن (ρ) وجود ندارد.

شکل های ۱ تا ۴. ساختار وابستگی سلسله مراتبی ریسک های بیمه گری صنعت بیمه

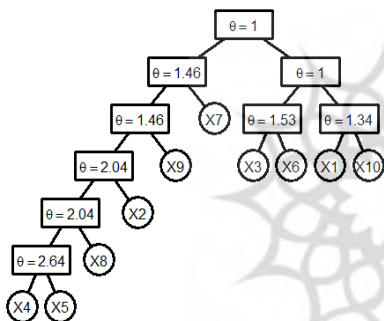
HAC Clayton (۲)



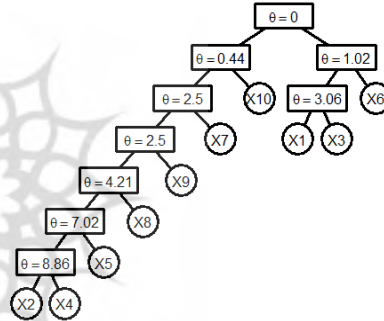
HAC Gumbel (۱)



HAC Joe (۴)



HAC Frank (۳)



دقت کنید که ضرایب وابستگی تاو کندال و رو اسپیرمن محاسبه شده در دیگر توابع مفصل، بیش از تابع مفصل t -student است. ضریب وابستگی دنباله ای بالا (A_{ij}) در توابع مفصل استیودنت، گومبل و جوی عددی غیر صفر و نسبتاً قابل ملاحظه است.

با توجه به این که متغیرهای تصادفی استفاده شده در مدل سازی وابستگی بین رشته فعالیت های صنعت بیمه، ضریب خسارت در آن رشته است، غیر صفر بودن و بزرگ بودن ضریب وابستگی دنباله ای بالا اشاره به این موضوع دارد که اگر در یک دوره مثلاً در یک رشته فعالیت، نسبت خسارت پرداخت شده به حق بیمه دریافت شده به دلایلی افزایش یابد، مؤسسه یا صنعت بیمه باید انتظار افزایش ضریب خسارت در دیگر رشته فعالیت های خود را داشته باشد. در این جا هر اندازه ضریب

وابستگی دنباله‌ای بالا در بین ریسک بیمه‌گری رشته‌فعالیت‌ها بزرگ‌تر باشد، مؤسسه بیمه باید تنوع فعالیت‌های خود را محدودتر کند تا بتواند از بروز زیان‌های بسیار بزرگ و همزمان در چندین رشته با هم پرهیز کند.

آماره لگاریتم تابع درست‌نمایی (loglik) متناظر با هر تابع مفصل، برآورد شده و در جدول ۳ ارائه شده است. بر اساس این آماره، تابع مفصل کلاپتون با حداکثر مقدار آماره درست‌نمایی (۲۱/۱۷۲) در بین توابع مفصل، به عنوان تابع مفصل مناسب در مدل‌سازی همزمان وابستگی ریسک‌های بیمه‌گری در بین رشته‌فعالیت‌های بیمه‌ای مختلف انتخاب می‌شود. در مدل‌سازی سلسله‌مراتبی وابستگی ریسک‌ها، به تعداد متغیرهای تصادفی (ریسک‌ها) منهای یک،^۱ تابع درست‌نمایی برای تجمیع ریسک‌ها تعریف می‌شود. لذا در این رویکرد، انتخاب تابع مفصل مناسب بین چند تابع مفصل بر اساس آماره loglik امکان‌پذیر نیست؛ اگرچه از این آماره در انتخاب ساختار درختی مناسب یک تابع مفصل معین از بین چند ساختار درختی متناظر با همان تابع مفصل استفاده می‌شود. بنابراین همه شکل‌های ۱ تا ۴ به‌نوعی ساختارهای درختی وابستگی مناسبی هستند که با توابع مفصل مختلف مدل‌سازی شده‌اند و ساختار وابستگی ریسک‌ها را در بین رشته‌فعالیت‌های مختلف نشان می‌دهند. برای هر یک از شکل‌های ۱ تا ۴، ماتریسی از سنجه‌های وابستگی تاو کندال، رو اسپیرمن و ضریب همبستگی دنباله‌ای بالا و پایین برآورد شده است. ماتریس سنجه وابستگی متناظر هر نمودار اندازه وابستگی بین ریسک‌ها را بر اساس ساختار درختی آن نمودار نشان می‌دهد.^۲

^۱ به تعداد گره‌ها (یا مفصل‌ها) در هر ساختار درختی ممکن، تابع درست‌نمایی تعریف می‌شود.

^۲ به‌علت محدودیت تعداد صفحات مقاله، تخمین ماتریس سنجه‌های وابستگی سلسله‌مراتبی ریسک‌ها برای شکل‌های ۱ تا ۴ ارائه نشده است.

نتایج تجمیع ریسک‌های بیمه‌گری و برآورد حداقل سرمایه لازم

در جدول ۴ نتایج تجمیع ریسک‌های بیمه‌گری صنعت بیمه با انواع توابع مفصل ارائه شده است. طبق قضیه بنیادی اسکالر با معلوم بودن نوع تابع مفصل d متغیره C^* و ساختار وابستگی بین متغیرهای تصادفی تشکیل دهنده آن، می‌توان توزیع حاشیه‌ای هر یک از متغیرهای تصادفی X_i را به دست آورد. بنابراین در این جا بر اساس ساختار وابستگی ریسک‌های بیمه‌گری رشته‌فعالیت‌های بیمه‌ای مختلف برای هر تابع مفصل مندرج در جدول ۳ و شکل‌های ۱ تا ۴، توزیع حاشیه‌ای ریسک‌های بیمه‌گری هر یک از رشته‌فعالیت‌های بیمه‌ای صنعت بیمه با ۱۰۰۰ داده شبیه‌سازی شده در محیط نرم‌افزار R، مشخص شده است. ۱۰۰۰ داده شبیه‌سازی شده برای هر رشته‌فعالیت، همراه با ۱۰۰۰ داده توزیع تجمعی شبیه‌سازی شده با تابع مفصل C^* را به محیط نرم‌افزار Excel انتقال می‌دهیم و آنها را بر اساس ستون داده‌های توزیع تجمعی، به‌طور صعودی مرتب می‌کنیم.

داده‌های شبیه‌سازی شده توزیع حاشیه‌ای هر رشته‌فعالیت، ضریب خسارت آن رشته‌فعالیت است. لذا با مرتب‌سازی آنها بر اساس داده‌های توزیع تجمعی تابع مفصل C^* و با ضرب‌شان در داده حق بیمه متناظر آن رشته، حداقل سرمایه لازم متناظر در هر رشته‌فعالیت و در هر سطح از اطمینان به دست می‌آید. بنابراین بر اساس رابطه (۷) در صورتی که داده‌های شبیه‌سازی شده و مرتب‌شده ضریب خسارت همه رشته‌فعالیت‌ها را جمع وزنی کنیم، آن‌گاه ضریب خسارت کل صنعت بیمه به دست می‌آید که با ضرب آن در کل حق بیمه صنعت، حداقل سرمایه مورد نیاز برای پوشش ریسک‌های بیمه‌گری صنعت بیمه در هر سطح اطمینان حاصل می‌شود.^۱

^۱ بدین صورت که ارزش در معرض خطر ریسک‌های بیمه‌گری صنعت بیمه در سطح اطمینان ۹۵ درصد، مشاهده ۹۵۰ ام داده‌های شبیه‌سازی شده و مرتب‌شده نسبت خسارت صنعت بیمه در محیط اکسل است و کمبود انتظاری (ES 95%) آن هم میانگین ساده داده‌های ردیف‌های ۹۵۱ تا ۱۰۰۰ ستون نسبت خسارت است.

جدول ۴. نتایج تجمیع ریسک‌های بیمه‌گری و تعیین حداقل سرمایه مورد نیاز صنعت بیمه کشور

درصد منفعت	منفعت حاصل از تجمیع ریسک	حداقل سرمایه مورد نیاز (میلیون ریال)	کمبود انتظاری ES 95%	ارزش در معرض خطر VaR 95%	نوع تابع مفصل
1.6	1,506,320	95,437,070	0.8383	0.7734	Gaussian
10.9	10,598,773	86,344,618	0.7615	0.6997	t-Student
(2.2)	(2,121,082)	99,064,473	0.9111	0.8028	AC Gumbel
0.1	66,200	96,877,190	0.7739	0.7851	AC Clayton
(4.4)	(4,258,605)	101,201,996	0.7877	0.8202	AC Frank
0.9	889,605	96,053,785	0.8985	0.7784	AC Joe
(12.0)	(11,664,828)	108,608,219	0.8033	0.8802	HAC Gumbel
10.4	10,120,145	86,823,246	0.7873	0.7036	HAC Clayton
(13.8)	(13,410,507)	110,353,898	0.7751	0.8943	HAC Frank
2.6	2,520,253	94,423,138	0.8146	0.7652	HAC Joe

توضیحات: مازاد حداقل سرمایه لازم در مدل استاندارد (۹۶،۹۴۳،۳۹۱ میلیون ریال) از حداقل سرمایه لازم برآورد شده با توابع مفصل به صورت منفعت تجمیع ریسک در نظر گرفته شده است. ارقام ستون درصد منفعت، به صورت نسبت منفعت حاصل از تجمیع ریسک به حداقل سرمایه لازم برآورد شده با مدل استاندارد است.

در جدول ۴، حداقل سرمایه لازم برآورد شده با نتیجه ریسک ارزش در معرض خطر (VaR) در سطح اطمینان ۹۵ درصد با توابع مفصل گوسی، t -استیودنت، کلاتون و جوی برای صنعت بیمه به منظور پوشش ریسک‌های بیمه‌گری سال ۹۲، کمتر از سرمایه لازم برآورد شده با مدل استاندارد و دستورالعمل آیین نامه ۶۹ بیمه مرکزی است، که حدود ۹۶،۹۴۳،۳۹۱ ریال می‌باشد؛ در حالی که توابع مفصل گومیل و فرانک، حداقل سرمایه لازم برآورد شده را بیشتر از مدل استاندارد نشان می‌دهند. بنابراین استفاده از توابع مفصلی مانند توابع مفصل گوسی، استیودنت، کلاتون و جوی در مدل‌سازی ساختار وابستگی و تجمیع ریسک‌های بیمه‌گری منفعتی را به صورت برآورد کمتر حداقل سرمایه لازم در مقایسه با مدل استاندارد و تجمیع خطی ریسک‌ها برای مؤسسات بیمه یا صنعت بیمه کشور به عنوان یک مؤسسه بیمه فرضی بزرگ خواهد داشت.

جدول ۵ نتایج تجمیع ریسک‌های بیمه‌گری صنعت بیمه در همه رشته‌ها با داده‌های واقعی سال ۱۳۹۲ را بر اساس ضرایب ریسک آیین‌نامه شماره ۶۹ نشان می‌دهد. مطابق نتایج این جدول، اندازه ریسک بیمه‌گری صنعت بیمه یا حداقل سرمایه لازم در توانگری مالی یک‌ساله صنعت بیمه با فعالیت در همه رشته‌ها، در حدود ۹۶،۹۴۳،۳۹۱ میلیون ریال است. شایان ذکر است که این رقم سرمایه فقط برای پوشش ریسک‌های بیمه‌گری است و صنعت بیمه یا مؤسسات بیمه برای پوشش سایر ریسک‌ها غیر از ریسک بیمه‌گری به سرمایه جداگانه احتیاج دارند.

جدول ۵. نتایج تجمیع ریسک‌های بیمه‌گری صنعت بیمه بر اساس آیین‌نامه ۶۹ بیمه مرکزی

نام رشته فعالیت	حق بیمه دریافتی	ضریب ریسک حق بیمه تولیدی	خسارت پرداختی	ضریب ریسک خسارت پرداختی	جزر توان دوم ریسک بیمه‌گری
۱- آتش‌سوزی	۵۸۸۰/۳	۱۷/۲	۲،۴۵۷/۵	۰/۲۴۵	۱۰۱۱/۴
۲- باربری	۱،۵۹۸/۶	۱۲/۳	۳۶۹/۹	۰/۱۷۵	۱۹۶/۶
۳- حوادث	۱،۸۹۸/۶	۶۷/۸	۶۵۶/۶	۰/۹۶۹	۱۲۸۷/۳
۴- حوادث راننده	۶،۰۸۵/۶	۲۵	۲،۷۸۱/۶	۰/۳۵۸	۱۵۲۱/۴
۵- بدنه اتومبیل	۱۰،۲۸۷/۴	۳۰/۹	۶،۶۱۲/۴	۰/۴۴۲	۳۱۷۸/۸
۶- شخص ثالث و مازاد	۵۱،۷۴۵/۸	۱۱۲/۷	۵۳،۵۲۳/۴	۱/۶۱	۸۶۱۷۲/۷
۷- زندگی (عمر)	۳۰،۵۰۰/۹	۱۱۶/۴	۳،۳۲۲/۸	۱/۶۶۳	۵۵۲۵/۸
۸- درمان	۱،۷۲۶/۲	۸۱/۵	۳۵۸۰/۱۱	۱/۱۶۵	۴۱۷۰/۸۳
۹- کشتی	۱،۳۴۹/۵	۲۱۸/۱	۶۸۳/۱	۳/۱۱۶	۳۷۶۴/۸
۱۰- هواپیما	۱،۹۸۴/۷	۱۰۱/۷	۶۹/۴	۱/۴۵۳	۱۳۷۲/۴
۱۱- مهندسی	۱۰۳/۲	۱۰۸/۸	۹۸۰/۲	۱/۵۵۴	۲۱۵۹/۳
۱۲- پول	۸۸/۱	۲۹۲/۳	۲۰/۰	۴/۱۷۶	۳۰۱/۶
۱۳- سایر انواع	۳۰،۵۰۰/۹	۶۸/۴	۲۵/۴	۰/۹۷۷	۶۰/۲
۱۴- آتش‌سوزی	۵۸۸۰/۳	۵۸	۲،۴۵۷/۵	۰/۸۴۱	۳۴۱۰/۶
۱۵- مهندسی	۱،۹۸۴/۷	۵/۱	۹۸۰/۲	۰/۰۷۴	۱۰۱/۲
۱۶- شخص ثالث و مازاد	۵۱،۷۴۵/۸	۱۶	۵۳،۵۲۳/۴	۰/۲۳۲	۱۲۴۱۷/۴
۱۷- زندگی (عمر)	۴،۶۳۹/۴	۱۳	۳،۳۲۲/۸	۰/۱۸۸	۶۴۴/۷
اندازه ریسک بیمه‌گری صنعت بیمه سال ۹۲ بر اساس ضرایب ریسک آیین‌نامه ۶۹					

توضیحات: ارقام ستون دوم، چهارم و ششم جدول برحسب میلیارد ریال است. بر اساس آیین‌نامه شماره ۶۹ بیمه مرکزی، حاصل ضرب حق بیمه تولیدی در ضریب ریسک آن با حاصل ضرب خسارت پرداختی در

ضریب ریسک آن در هر رشته‌فعالیت، با هم مقایسه می‌شود و هر کدام از حاصل ضرب‌ها که بزرگ‌تر بود آن اندازه ریسک بیمه‌گری در رشته‌فعالیت مورد نظر است. اندازه ریسک بیمه‌گری صنعت بیمه هم از مجذور مجموع توان دوم ریسک‌های بیمه‌گری در همه رشته‌فعالیت‌ها است.

۶- خلاصه و نتیجه‌گیری

نحوه تجمیع ریسک‌ها، لحاظ همبستگی و عدم لحاظ ساختار وابستگی بین ریسک‌ها، در تجمیع ریسک‌ها نتایج متفاوتی از تخمین حداقل سرمایه لازم برای مؤسسه بیمه را به دنبال دارد. بنابراین، در این پژوهش برای آزمون این فرضیه، ریسک‌های بیمه‌گری صنعت بیمه در رشته‌فعالیت‌های مختلف در دو حالت تجمیع شده است. در حالت اول تجمیع ریسک‌ها با روش ساده خطی و عدم لحاظ ساختار وابستگی بین آنها انجام شده است. در حالت دوم، تجمیع ریسک‌ها با لحاظ ساختار وابستگی بین ریسک‌ها با استفاده از انواع توابع مفصل با دو رویکرد متفاوت تجمیع همزمان (با توابع مفصل بیضوی و ارشمیدسی) و تجمیع سلسله‌مراتبی (با توابع مفصل ارشمیدسی سلسله‌مراتبی) انجام شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد ساختار وابستگی بین ریسک‌ها غیرخطی است و حداقل سرمایه لازم برآورد شده در روش‌های مختلف تجمیع به علت تفاوت نوع ساختار وابستگی مدل‌سازی شده، تفاوت اساسی با هم دارند.

مقایسه نتایج تجمیع ریسک‌ها با توابع مفصل کلاپتون و جوی در دو رویکرد تجمیع همزمان و تجمیع سلسله‌مراتبی نشان می‌دهد که حداقل سرمایه لازم برآورد شده با توابع مفصل مذکور در رویکرد تجمیع سلسله‌مراتبی، به مراتب کمتر از رویکرد تجمیع همزمان ریسک‌ها است. لذا می‌توان نتیجه گرفت که استفاده از این نوع توابع مفصل ارشمیدسی سلسله‌مراتبی در برآورد حداقل سرمایه لازم، توانگری مالی مؤسسات بیمه را بیشتر از حد برآورد شده با رویکرد تجمیع همزمان و تجمیع خطی مدل استاندارد آیین‌نامه ۶۹ نشان خواهد داد.

منابع

۱. بیمه، شورای عالی. آیین‌نامه شماره ۶۹- آیین‌نامه نحوه محاسبه و نظارت بر توانگری مالی مؤسسات بیمه. تهران: بیمه مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۹۰.
۲. صفری، امیر؛ مطالعه و طراحی سیستم نظارت مالی بر مؤسسات بیمه ایرانی با استفاده از تجربه سایر کشورها. تهران: پژوهشکده بیمه، ۱۳۹۲.
3. Czado, C., Kastenmeier, R., Brechmann, E. C., & Min, A. (2012). A mixed copula model for insurance claims and claim sizes. *Scandinavian Actuarial Journal*, 2012(4), 278-305.
4. Dhaene, J., Denuit, M., Goovaerts, M. J., Kaas, R., & Vyncke, D. (2002). The concept of comonotonicity in actuarial science and finance: theory. *Insurance: Mathematics and Economics*, 31(1), 3-33.
5. Embrechts, P., Mcneil, E., & Straumann, D. (1999). Correlation: pitfalls and alternatives. In *Risk Magazine.*, 12, 69-71.
6. Forsberg, M. O. (2010). Solvency II/SST and Modeling of Risk Aggregation.
7. Li, J. (2006). Modelling dependency between different lines of business with copulas. Centre for Actuarial Studies, Department of Economics, University of Melbourne.
8. Nakada, P., Shah, H., Ugur Koyluoglu, H., & Collignon, O. (1999). P&C RAROC: A catalyst for improved capital management in the property and casualty insurance industry. *The Journal of Risk Finance*, 1(1), 52-69.
9. Nguyen, T., & Molinari, R. D. (2011). Risk Aggregation by Using Copulas in Internal Models. *Journal of Mathematical Finance*, 1(03), 50.
10. Okhrin, O., Okhrin, Y., & Schmid, W. (2013). On the structure and estimation of hierarchical Archimedean copulas. *Journal of Econometrics*, 173(2), 189-204.
11. Rosenberg, J., & Schuermann, T. (2004). Integrated risk management using copulas. Preprint, Federal Reserve Bank of New York.
12. Savelli, N., & Clemente, G. P. (2011). Hierarchical structures in the aggregation of premium risk for insurance underwriting. *Scandinavian Actuarial Journal*, 2011(3), 193-213.
13. Shi, P., & Frees, E. W. (2011). Dependent loss reserving using copulas. *Astin Bulletin*, 41(02), 449-486.
14. Sklar, M. (1959). Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges. Université Paris 8.
15. Tang, A., & Valdez, E. A. (2009). Economic capital and the aggregation of risks using copulas. Available at SSRN 1347675.