فصلنامه علمی پژوهشی
دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت
دوره ۱۶/ شماره ۱ (پیاپی ۶۱)/ بهار ۱۴۰۶
صفحه ۶۹ تا ۸۸

ارائه یک چارچوب احتمالی شفاف‌سازی سوگیری‌های مدیریتی براساس شرایط عدم‌قطعیت

فریده فرجی
دانشجوی دکتری گروه حسابداری، واحد بندرعباس، دانشگاه آزاد اسلامی، بندرعباس، ایران

حمید رستمی جاز
استادیار گروه حسابداری، واحد بندرعباس، دانشگاه آزاد اسلامی، بندرعباس، ایران (نویسنده مسئول)
Hamid.rostamijaz1358@gmail.com

سعید مرادپور
استادیار گروه حسابداری و مدیریت مالی، واحد بندرعباس، دانشگاه آزاد اسلامی، بندرعباس، ایران

مهدی دسینه
استادیار گروه حسابداری، واحد بندرعباس، دانشگاه آزاد اسلامی، بندرعباس، ایران

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۲/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۴/۱۳

چکیده

سوگیری‌های روان‌شناختی و تاثیر آنها بر مدل‌سازی متغیرهای تصمیم‌گیری در شرایط عدم‌قطعیت، در طول سال‌ها با استفاده از فرضیه‌های احتمالی مفهومی توضیح داده می‌شدند؛ اما وجود عدم‌قطعیت در چنین الگویی‌هایی باعث می‌شود که این مدل‌ها از کارایی لازم برخوردار نباشند؛ زیرا عدم‌قطعیت باعث نوعی عدم‌تقارن می‌شود و در ساختار این مدل‌ها در نظر گرفته نمی‌شد. از اینرو، هدف اصلی این پژوهش ارائه یک چارچوب احتمالی شفاف‌سازی سوگیری‌های مدیریتی در شرایط عدم‌قطعیت براساس روش زنجیره مارکوف مونت کارلو و الگوریتم متروپلیس-هیستینگز است که در آن با استفاده از یک تابع توزیع‌های نامتقارن، شرایط عدم‌قطعیت به خوبی نشان داده می‌شود. جامعه آماری این پژوهش ۴۰ شرکت سرمایه‌گذاری در فرار بورس و بورس اوراق بهادار تهران طی سال ۱۴۰۱ است. روش پژوهش در چارچوب رویکردهای بیزی و یک توزیع نرمال چوله است که در آن ارزش مورد انتظار، ریسک کلی، ریسک نزولی، ۱٪ ارزش در معرض ریسک و ریزش مورد انتظار برای سه حالت مدیر منطقی، بیش از حد مطمئن و کم اعتماد بر اساس زنجیره مارکوف مونت کارلو و الگوریتم متروپلیس-هیستینگز با استفاده از نمونه‌ای از ۱۵۰۰۰۰ نرخ بازده پورتفوی و نرخ رشد جریان‌های نقدی به طور تصادفی محاسبه شده است. نتایج پژوهش نشان داد مدیران با اعتماد به نفس بیش از حد تمایل دارند که احتمال رخدادهای مطلوب را بیش از حد برآورد کنند و احتمال رویدادهای نامطلوب را دست کم بگیرند. در مقابل، مدیران با اعتماد به نفس کمتر از حد تمایل دارند احتمال رخدادهای مطلوب را دست کم بگیرند و احتمال رویدادهای نامطلوب را بیش از حد برآورد کنند. همچنین نتایج پژوهش نشان داد مدیران با اعتماد به نفس بیش از حد، ارزش‌های مورد انتظار را بیش از مدیران منطقی برآورد می‌کنند؛ اما ریسک نزولی، ارزش در معرض خطر و ریزش مورد انتظار متغیرهای تصمیم‌گیری را دست کم می‌گیرند. از سوی دیگر، مدیران با اعتماد به نفس کمتر از مدیران منطقی، ارزش‌های مورد انتظار را دست کم می‌گیرند؛ اما ریسک نزولی، ارزش در معرض خطر و ریزش مورد انتظار را بیش از مدیران منطقی برآورد می‌کنند.

واژه‌های کلیدی: سوگیری‌های مدیریتی، عدم‌قطعیت، ارزش در معرض خطر.

۱- مقدمه

تصمیمات مدیریتی اغلب با انتظارات منطقی هماهنگ نیستند. به بیانی دیگر، برخی از تصمیمات مدیریتی ممکن است بدون توجه به عواقب مورد انتظار یا بهره‌وری اتخاذ شوند. این موضوع ممکن است منجر به عواقب نامطلوبی مانند نوسانات ناخواسته در عملکرد سازمان یا ایجاد مشکلات اقتصادی دیگر شود (شفرین، ۲۰۰۱، ۲۰۰۵؛ بیکر و همکاران، ۲۰۰۶). این موضوع به طور کلی به دلیل سوگیری‌های رفتاری است، مانند اعتماد بیش از حد و عدم اطمینان که به میانبرهای شناختی و خطاهای احساسی نسبت داده می‌شود (استاتمن، ۲۰۱۷). مدیران دارای اعتماد به نفس بیش از حد عموماً بر این باورند که شرکت‌هایشان کمتر ارزش‌گذاری شده است، بنابراین این افراد ممکن است شناسایی زیان را به تاخیر بیندازند و برآوردهای خوش‌بینانه‌ای در تعیین ارزش دارایی‌های جاری یا بلندمدت داشته باشند (رامشه، ملانظری ۱۳۹۳) و بدین ترتیب تمایل دارند دارایی‌های را برای دوره‌های طولانی‌تری نگه دارند (پالمون و همکاران، ۲۰۰۸؛ پالمون و ونزیا، ۲۰۱۳، ۲۰۱۵؛ مالمندیر و همکاران، ۲۰۱۱؛ مالمندیر و تیت، ۲۰۱۵). علاوه بر این، به دلیل برآورد بیش از حد، آنها اغلب در پروژه های با ارزش فعلی خالص منفی سرمایه‌گذاری می‌کنند (هیتون، ۲۰۰۲). مور و هیلی (۲۰۰۸) سه ویژگی اصلی افراد با اعتماد به نفس بیش از حد را بدین گونه توصیف می‌کنند. اولین ویژگی مربوط به تخمین بیش از حد[1] عملکرد واقعی به دلیل توهم کنترل و اشتباه برنامه‌ریزی است. چنین افرادی تمایل دارند توانایی کنترل خود را بیش از حد تخمین بزنند و زمان لازم برای تکمیل یک کار را دست کم بگیرند (لانگر، ۱۹۷۵). دومین ویژگی، خود ممتاز بینی[2] بیش از حد است که زمانی رخ می‌دهد که افراد با اعتماد به نفس بیش از حد معتقد باشند که بهتر از دیگران هستند (سونسون، ۱۹۸۱). ویژگی نهایی، دقت بیش از حد[3] است. اعتماد به نفس بیش از حد توسط غرور، خودباوری و کالیبراسیون اشتباه در اندازه‌گیری توضیح داده می‌شود (اوبرلچنر و اوسلر، ۲۰۱۲). غرور زمانی رخ می‌دهد که افراد موفقیت خود یا احتمال نتایج مطلوب را بیش از حد برآورد کنند. به بیانی دیگر، افراد ممکن است به دلیل خودباوری بیش از حد یا نقص در اندازه‌گیری، ارزیابی های نادرست و اندازه‌گیری‌های اشتباهی انجام دهند. این موارد می‌توانند به تصمیمات نادرست و نتایج نامطلوب منجر شوند (رول، ۱۹۸۶؛ کامر و لووالو، ۱۹۹۹). کالیبراسیون، دقت احتمالات را اندازه‌گیری می‌کند و یک ابزار احتمالی در تصمیم‌گیری است (لیختنشتاین و همکاران، ۱۹۸۲). کالیبراسیون اشتباه احتمالات ذهنی توسط مدیران با اعتماد به نفس بیش از حد یا کمتر از حد را می‌توان با توزیع احتمال نامتقارن نشان داد. توزیع احتمال ادراک شده افراد با اعتماد به نفس بیش از حد، متراکم و توزیع احتمالات افراد با اعتماد به نفس کم، بسیار پراکنده توصیف می‌شود (آلپرت و رایفا، ۱۹۸۲). به بیانی دیگر، توزیع احتمالی مشاهده شده افراد خودباور نسبت به افراد کم اعتماد به نفس فشرده‌تر توصیف می‌شود. در طول سال‌ها، سوگیری بیش اعتمادی و کم اعتمادی با استفاده از فرضیه‌های احتمالی مفهومی‌توضیح داده می‌شدند، مانند «معامله‌گران با اعتماد به نفس بیش از حد، توزیع بازده پرتفوی را خیلی متراکم و معامله‌گران کم‌اطمینان بیش از حد پراکنده می‌دانند» (کایل و وانگ، ۱۹۹۷)؛ اما این کالیبراسیون اشتباه احتمالات ذهنی و دنباله های توزیع با استفاده از فرضیه‌های احتمالی مفهومی ممکن است منجر به برآورد بیش از حد یا کمتر از حد عملکرد مدیریتی، بازده مورد انتظار پرتفوی، جریان های نقدی مورد انتظار پروژه و ارزیابی بیش از حد سهام شرکت شود (بن دیوید و همکاران، ۲۰۱۳)؛ از اینرو هدف این پژوهش این است که با استفاده از یک چارچوب احتمالی، سوگیری‌ها رفتاری را شناسایی، مدل‌سازی و تأثیر سوگیری‌های رفتاری بر ادراکات مدیریتی در مورد معیارهای ارزش مورد انتظار، واریانس، ریسک نزولی، ارزش در معرض ریسک و ریزش مورد انتظار را براساس روش زنجیره مارکوف مونت کارلو و الگوریتم متروپلیس-هیستینگز[4] بررسی کند.

در ادامه، ادبیات مرتبط با پژوهش مرور شده و مطالعات داخلی و خارجی مرتبط با موضوع پژوهش بیان می‌شود؛ سپس درباره روش پژوهش، شامل مدل و متغیرها، نحوه تخمین مدل و آزمون‌های مربوط به آن بحث می‌شود. در نهایت یافته‌های پژوهش و نتایج حاصل از آن ارائه می‌شود.

۲- مبانی نظری بسط فرضیه‌های پژوهش

این بخش یک چارچوب احتمالی مبتنی بر توزیع نرمال چوله[5] (SN) را برای مدل‌سازی و درک تأثیر سوگیری‌های رفتاری بر ادراکات مدیریتی در مورد معیارهای ارزش مورد انتظار، واریانس، ریسک نزولی، ارزش در معرض ریسک و ریزش مورد انتظار از متغیرهای مهم تصمیم‌گیری ایجاد می‌کند. متغیرهای تصادفی مهم تصمیم‌گیری شامل بازده پورتفوی، جریان نقدی پروژه و درآمد یک شرکت است.

[1] Overestimation
[2] Overplacement
[3] Overprecision
[4] Metropolis–Hasting's algorithm
[5] Skewed Normal Distribution (SN)

دلیل استفاده از توزیع نرمال چوله این است که این توزیع یک توزیع احتمال با سه پارامتر پیوسته است و از هر یک از پارامترهای آن می‌توان برای توصیف یا ارائه سوگیری‌های مدیریتی در مورد نتایج آتی متغیرهای اقتصادی استفاده کرد. همچنین، استفاده از توزیع نرمال چوله به دلیل سادگی نسبی آن و این واقعیت است که به خوبی برای پژوهشگران علوم اجتماعی شناخته شده است. بنابراین، گسترش چوله آن آسان‌تر قابل درک است و با سوگیری‌های رفتاری مرتبط است. شایان ذکر است که نتایج اصلی در این پژوهش را می‌توان به‌صورت کلی با استفاده از توزیع‌های چوله از نوع انتزاعی یا انعطاف‌پذیر مانند EGB2 مک‌دونالد و زو (۱۹۹۵) یا t تعمیم‌یافته تئودوسیو (۱۹۹۸) و توزیع خطای تعمیم یافته چوله تئودوسیو (۲۰۱۵) نیز محاسبه کرد؛ اما در چنین مواردی، استخراج نتایج اصلی کاملاً پیچیده است و هیچ مزیت اضافی برای مسئله مورد بررسی در این پژوهش ارائه نمی‌کند.

مقادیر هر کدام از متغیرهای تصادفی تصمیم‌گیری مورد بررسی در این پژوهش که با x نشان داده می‌شود را می‌توان به عنوان یک توزیع نرمال چوله غیرمرکزی به صورت رابطه ۱ مدل‌سازی کرد.

$$f_x dx = dF_x(x) = \frac{1}{\emptyset\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}\frac{(x-m)^2}{(1+sgn(x-m)\lambda)^2\emptyset^2}\right) dx \quad \text{رابطه ۱)}$$

در رابطه فوق x متغیر تصادفی تصمیم‌گیری، m پارامتر مکان[1] و مد متغیر تصادفی x است، φ یک پارامتر مقیاس[2] منحنی توزیع داده‌ها و λ یک پارامتر شکل[3] و نامتقارن است که در بازه [۱ ، ۱-] تعریف می‌شود و sgn تابع علامتی است که برای $x < m$ مقدار ۱- و برای $x > m$ مقدار ۱ را دریافت می‌کند. مد m نقطه درست نمایی بیشینه[4] توزیع است که از نظر جبری به صورت رابطه ۲ نشان داده می‌شود.

$$dF_x(x = m) \geq dF_x(x), x \in \mathbb{R} \quad \text{رابطه ۲)}$$

در واقع پارامتر مقیاسφ پراکندگی داده‌ها را نشان می‌دهد و نقش تعیین کننده‌ای در پهنای توزیع دارد. پارامتر نامتقارن λ شکل توزیع در اطراف مد[5] را کنترل می‌کند. λ منفی توزیع را در سمت چپ و λ مثبت توزیع را در سمت راست ایجاد می‌کند. در حالت متقارن نیز $\lambda = 0$ است. به طور کلی، تحقق (به عنوان مثال، نرخ بازده یا جریان نقدی پروژه) بیشتر از مد، رویدادهای مطلوب در نظر گرفته می‌شود و بالعکس. به بیانی دیگر، در تابع توزیع احتمال، وقایعی که ارزش آنها بیشتر از مد (نقطه بیشینه احتمال) است، به عنوان وقایع مطلوب یا موفق محسوب می‌شوند. در حقیقت، وقایعی که ارزش‌شان بیشتر از مد است، به عنوان وقایع مثبت و مفید در نظر گرفته می‌شوند، در حالی که وقایعی که ارزش کمتر از مد دارند، به عنوان وقایع نامطلوب محسوب می‌شوند. این تفسیر بر اساس ارزیابی و مقایسه ارزش واقعی وقایع با مد توزیع ایجاد شده است.

در همین راستا، برای ساده‌سازی مشتقات و بدون از دست دادن کلیت، متغیر تصمیم‌گیری تصادفی x را بر حسب z به صورت زیر می‌توان از تابع احتمال استخراج کرد، تجزیه $x(z)$ یک تکنیک ریاضی قدرتمند است که تجزیه و تحلیل توزیع غیرمتمرکز چوله نرمال x را با تجزیه آن ساده می‌کند. در حقیقت این تکنیک برای تسهیل تجزیه و تحلیل و مشتقات مربوط به انحراف غیرمرکزی استفاده می‌شود (آسپاروهوف و بنگت، ۲۰۱۵)

رابطه ۳)

$$x(z) = m + (1 + sgn(x - m)\lambda)\varphi z$$

در رابطه فوق z حالت استاندارد شده متغیر x است، یعنی دارای میانگین صفر و واریانس یک است. با فرض اینکه متغیر x دارای میانگین صفر و واریانس یک باشد، تابع جرم احتمال x را می‌توان به صورت رابطه ۴ مدل‌سازی کرد.

$$dF_x(x) = (1 + sgn(z)\lambda)dF_z \quad \text{رابطه ۴)}$$

در رابطه فوق $sgn(x - m) = sgn(z)$است و dF_z توزیع نرمال استاندارد شده z است که از طریق رابطه ۵ بدست می‌آید.

$$= f_x dz = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(\frac{-z^2}{2}\right) dz dF_z(z) \quad \text{رابطه ۵)}$$

تجزیه تابع جرم احتمال x به صورت $dF_x(x) = (1 + sgn(z)\lambda)dF_z$ منجر به بیان قابل کنترل‌تری برای تجزیه و تحلیل عدم‌قطعیت و درک تأثیر سوگیری‌های رفتاری بر

[1] Location Parameter
[2] Scale Parameter
[3] Shape Parameter
[4] maximum Likelihood Point
[5] Mode

ادراکات مدیریتی در مورد متغیرهای تصادفی تصمیم‌گیری می‌شود

به بیانی دیگر، تجزیه تابع جرم احتمال x امکان استخراج احتمالات $P(x \leq m)$و $P(x > m)$ را که در درک توزیع و پیامدهای آن، به ویژه در زمینه سوگیری‌های رفتاری و فرآیندهای تصمیم‌گیری ضروری هستند فراهم می‌کنند. علاوه بر این، پارامتر عدم تقارن λ که به عنوان تفاوت بین این دو احتمال تعریف می‌شود، معیاری از چولگی یا عدم تقارن توزیع را ارائه می‌دهد.

بر مبنای آنچه بیان شد به راحتی از معادله (۴) می‌توان احتمالات $P(x \leq m)$و $P(x > m)$ را استخراج کرد.

رابطه ۶)
$$p = P(x \leq m) = \int_{-\infty}^{m} dF_x = (1-\lambda) \int_{-\infty}^{0} dF_z = \frac{1-\lambda}{2},$$

مقدار $p = \frac{1-\lambda}{2}$ برای احتمال $P(x \leq m)$به راحتی قابل محاسبه است؛ زیرا $\int_{-\infty}^{0} dF_z = \frac{1}{2}$ است؛ مقدار احتمال $P(x > m)$ به صورت رابطه ۷ قابل سنجش است

رابطه ۷)
$$r = P(x > m) = \int_{m}^{\infty} dF_x = (1-\lambda) \int_{0}^{\infty} dF_z = \frac{1+\lambda}{2}\ 1 - p.$$

همان‌گونه که بیان شد دو احتمال $P(x \leq m)$و $P(x > m)$ در تبیین ارتباط بین سوگیری‌های روانشناختی و ادراک مدیران از ارزش مورد انتظار، ریسک کلی، ریسک نزولی، ارزش در معرض ریسک و ریزش مورد انتظار و متغیرهای اقتصادی مورد استفاده در تصمیم‌گیری بسیار مهم هستند.

پس از محاسبه دو احتمال $P(x \leq m)$و $P(x > m)$ به راحتی می‌توان تایید کرد که یک رابطه مستقیم بین پارامتر نامتقارن λ و تفاوت بین احتمالات سمت راست و چپ مد وجود داشته باشد. به بیانی دیگر، پارامتر نامتقارن λ به صورت رابطه ۸ و برابر است با اختلاف بین جرم احتمال در سمت راست و چپ مد است.

رابطه ۸)
$$\lambda = r - p$$

احتمالات کالیبراسیون اشتباه[1] و سوگیری‌های مدیریتی

برای درک تأثیر سوگیری‌های مختلف بر اقدامات تصمیم‌گیری مدیریتی، مقایسه آنها از یک دیدگاه منطقی که به‌عنوان خط پایه عمل می‌کند، مفید است. دیدگاه عقلانی به عنوان دیدگاهی تعریف می‌شود که واقعیت واقعی را بدون تحریفات روانی نشان می‌دهد. به این معنا که فرض می‌شود مدیر منطقی دارای آینده‌نگری کاملی از تابع توزیع واقعی متغیر تصمیم‌گیری x است و به عنوان معیار برای مقابله با تفاوت‌های بین سوگیری‌های مدیریتی استفاده می‌شود.

برای درک این موضوع و بدون تأثیر بر نتایج اصلی پژوهش و برای سادگی ارائه، تابع توزیع متغیر تصادفی تصمیم‌گیری x برای مدیر منطقی، متقارن در نظر گرفته می‌شود؛ یعنی $(\lambda = 0)$ است. بنابراین، در این شرایط رابطه ۱ به صورت رابطه ۹ تبدیل می‌شود.

رابطه ۹)
$$dF_x(x) = \frac{1}{\emptyset\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}\frac{(x-m)^2}{\emptyset^2}\right) dx$$

در چنین حالتی که $\lambda = 0$ است میانگین و انحراف معیار x به ترتیب $\mu = m$ و $\sigma = \varphi$ هستند. فرض نرمال بودن نیز با قضیه حد مرکزی مطابقت دارد که بیان می‌کند توزیع پیش‌بینی‌ها برای نمونه‌های بزرگ نرمال است.

صرف نظر از سوگیری رفتاری، فرض بر این است که انواع مدیرانی که مورد بررسی قرار گرفته اند، درک یکسانی از مد x دارند. از آنجا که مد، محتمل ترین مقدار (حداکثر احتمال) توزیع x است، این فرض منطقی به نظر می‌رسد. علاوه بر این، این فرض نحوه مقایسه خروجی‌های درک مدیران دارای سوگیری‌های رفتاری از ارزش و واریانس مورد انتظار نسبت به مدیران منطقی را تسهیل می‌کند. در مقایسه با مدیر منطقی، دم تابع توزیع مدیر با اعتماد به نفس بیش از حد فشرده‌تر است، بنابراین پارامتر دم آن که با φ_0 نشان داده می‌شود، کوچکتر است. یعنی $\phi_0 < \emptyset$. از سوی دیگر، دم‌های تابع توزیع مدیر با اعتماد به نفس کمتر از حد گسترده تر است، بنابراین $\phi_u > \emptyset$ است. بر مبنای آنچه بیان شد می‌توان بیان کرد، یک تابع توزیع ذهنی با یک پارامتر نامتقارن مثبت یا منفی با اینکه چگونه مدیران با اعتماد به نفس بیش از حد و کمتر از حد احتمالات متغیر تصمیم‌گیری x را کالیبره می‌کنند، سازگار است. از اینرو فرضیه اول و دوم پژوهش به صورت زیر تدوین شده است.

[1] Miscalibration of Probabilities

فرضیه اول: مدیران با اعتماد به نفس بیش از حد تمایل دارند که احتمال رخدادهای مطلوب را بیش از حد برآورد کنند و احتمال رویدادهای نامطلوب را دست کم بگیرند.

فرضیه دوم: مدیران با اعتماد به نفس کمتر از حد تمایل دارند احتمال رخدادهای مطلوب را دست کم بگیرند و احتمال رویدادهای نامطلوب را بیش از حد برآورد کنند.

به منظور اثبات نظری فرضیه‌های فوق و امکان مقایسه و استنتاج در مورد تأثیر سوگیری‌های رفتاری بر تصمیم‌گیری مدیران دو نقطه متقارن از مد مورد تحلیل قرار گرفته است. استفاده از دو نقطه متقارن x_1 و x_2 نسبت به مد m برای بررسی توزیع احتمال و اختلافات میان آنها دو دلیل اصلی دارد. اولاً، این دو نقطه از نظر توزیع احتمال، متقارن نسبت به مد می‌باشند که برای تحلیل‌های ریاضی و آماری بسیار مهم است. ثانیاً، با انتخاب دو نقطه متقارن x_1 و x_2، می‌توان تأثیر پارامتر λ (پارامتر نمایی) بر اختلاف میان این دو نقطه را به خوبی بررسی کرد. در واقع، انتخاب این دو نقطه متقارن از مد، به تحلیل بهتری از اثر تمایزات اندرکینی و توزیع احتمال و پارامتر λ کمک می‌کند و امکان مقایسه و مطالعه دقیق‌تری را فراهم می‌کند. به وضوح، انتخاب دو نقطه متقارن x_1 و x_2 برای انجام تحلیل‌های ریاضی و اثربخشی بیشتر از تفاوت‌ها و الگوهای احتمالاتی، انتخاب مناسبی است (آیزنباخ و همکاران، ۲۰۱۵). از اینرو، برای هر دو نقطه متقارن از مد؛ یعنی $x_1 = m - c$ و $x_2 = m + c$، که در آنها $c > 0$ است، مقادیر استاندارد شده براساس تابع توزیع نرمال چوله به صورت زیر است. برای این که بتوان مقادیر x_1 و x_2 را به یک مقیاس مشترک و قابل مقایسه تبدیل کرد. مقادیر استاندارد شده x_1 و x_2 براساس تابع توزیع نرمال چوله به صورت رابطه ۹ و ۱۰ محاسبه شده است. مقادیر استاندارد شده این امکان را می‌دهد تا تأثیر پارامتر λ بر تفاوت میان مقادیر x_1 و x_2 را به نحوه بهتری بررسی و مقایسه کرد.

رابطه (۹)

$$z_1 = \frac{x_1 - m}{(1 + sgn(x_1 - m)\lambda)\phi} = \frac{-c}{(1 + sgn(-c)\lambda)\phi} = -\frac{c}{(1-\lambda)\phi}$$

رابطه (۱۰)

$$z_2 = \frac{x_2 - m}{(1 + sgn(x_2 - m)\lambda)\phi} = \frac{c}{(1 + sgn(c)\lambda)\phi} = \frac{c}{(1+\lambda)\phi}$$

از سوی دیگر، برای $\lambda > 0$، روابط زیر برقرار است. رابطه زیر برای نشان دادن تأثیر پارامتر λ (پارامتر نمایی) بر اختلاف میان دو مقدار و نقطه تقارنی x_1 و x_2 در توزیع احتمال مورد استفاده قرار می‌گیرد. با توجه رابطه (1-λ)<(1+λ) برای $\lambda > 0$، و با در نظر گرفتن مقادیر z_1 و z_2 که به صورت نرمال شده و استاندارد شده محاسبه شده‌اند، می‌توان نشان داد که اختلاف میان مقادیر z_1 و z_2 به شرط استفاده از مقادیر c ، ϕ و λ با توجه به نامساوی مذکور، قابل مشاهده و بررسی است.

رابطه (۱۱)

$$(1-\lambda) < (1+\lambda),$$
$$|z_1| = \frac{c}{(1-\lambda)\phi} > z_2 = \frac{c}{(1+\lambda)\phi}$$

بر اساس رابطه فوق می‌توان تابع توزیع احتمال f_z را برای مقادیر z_1 و z_2 به صورت زیر بیان کرد.

رابطه (۱۲)

$$f_z(z_1) = f_z(-|z_1|) < f_z(z_2)$$

برای $\lambda > 0$ روابط ۱۱ و ۱۲ برقرار است؛ زیرا $f_z(z)$ دارای مد صفر و متقارن است، یعنی $f_z(-z) = f_z(z)$

این رابطه نشان می‌دهد برای $\lambda > 0$ تابع توزیع احتمال $f_z(z)$ برای مقادیر z_1 و z_2 چگونه رفتار می‌کند؛ لذا از این رابطه می‌توان برای نشان دادن تأثیر پارامتر λ بر تابع توزیع احتمال استفاده کرد. در حقیقت، با استفاده از رابطه ۱۲ می‌توان نشان داد که با تغییرات در پارامتر λ، توزیع احتمال متناظر با مقادیر z_1 و z_2 نیز تغییر می‌کند و این تغییرات باعث تغییر در تفاوت میان مقادیر x_1 و x_2 می‌شود. این تغییرات را از طریق روابط ۱۳ و ۱۴ می‌توان نشان داد.

رابطه ۱۳)

$$,(1-\lambda)f_z(z_1) < (1+\lambda)f_z(z_2)$$

رابطه (۱۴)

$$dF_x(x_1) < dF_x(x_2)$$

نامساوی فوق نشان می‌دهد که جرم احتمالی که به مقدار x_2 در بالای مد تخصیص داده می‌شود، بزرگ‌تر از مقدار متقارن آن x_1 در زیر مد است که حاکی از برآورد بیش‌ازحد احتمالات رویدادهای مطلوب و دست کم‌گرفتن احتمالات رویدادهای نامطلوب است. در حقیقت، اهمیت این نامساوی در این است که تخمین بیش از حد احتمالات رویدادهای مطلوب (x_2 بالاتر از مد) و دست کم برآورد کردن احتمالات رویدادهای نامطلوب (x_1 کمتر از مد) توسط مدیران با اعتماد به نفس بیش از حد را نشان می‌دهد. لازم به ذکر است که فرضیه‌های فوق برای هر تابع توزیعی که در آن $f(z)$ می‌تواند توزیعی متقارن و تک وجهی باشد صادق است.

در مجموع روابط فوق نشان می‌دهد که کالیبراسیون اشتباه احتمالات ذهنی توسط مدیران با اعتماد به نفس بیش از حد یا

کمتر از حد را می‌توان با تابع توزیع نرمال چوله در رابطه ۱ و یک پارامتر نامتقارن مثبت و منفی λ، نشان داد. لازم به ذکر است که یک پارامتر نامتقارن مثبت منجر به توزیع احتمال ذهنی چوله مثبت و یک پارامتر نامتقارن منفی منجر به یک توزیع چوله منفی برای متغیرهای تصمیم‌گیری می‌شود. این عدم تقارن در توزیع احتمال ذهنی با این فرضیه سازگار است که مدیران با اعتماد به نفس بیش از حد تمایل دارند احتمال رویدادهای مطلوب را بیش از حد تخمین بزنند و احتمال رویدادهای نامطلوب را دست کم بگیرند. همچنین لازم به ذکر است که اثبات فرضیه دوم مشابه با فرضیه اول است. بنابراین، از توضیح مجدد آن خودداری شده است.

پیامدهای سوگیری‌های رفتاری

چارچوب احتمالی و نتایج مشتق شده در بخش قبل برای توضیح تأثیر سوگیری‌های رفتاری بر ادراک مدیریتی در مورد ارزش مورد انتظار، ریسک کلی، ریسک نزولی، ارزش در معرض ریسک و ریزش مورد انتظار متغیرهای مهم تصمیم‌گیری به کار گرفته شده است. رویکرد استفاده شده در این پژوهش چارچوب رویکرد بیزی است که در پژوهش موریس (۱۹۷۴، ۱۹۷۷)؛ ون دن استین (۲۰۰۴)؛ وان دن استین (۲۰۱۱) استفاده شده است.

به منظور بررسی پیامدها و تاثیر سوگیری‌های رفتاری بر ادراک مدیریتی در مورد معیارهای ریسک فرضیه سوم و چهارم به شرح زیر تدوین شده است.

فرضیه سوم: یک مدیر با اعتماد به نفس بیش از حد (الف) ارزش مورد انتظار را بیش از حد برآورد می‌کند، (ب) ریسک نزولی را دست کم می‌گیرد؛ اما نه لزوماً ریسک کلی را و (ج) ارزش در معرض خطر و ریزش مورد انتظار متغیر تصادفی تصمیم‌گیری را دست کم می‌گیرد.

فرضیه چهارم: یک مدیر فاقد اعتماد به نفس (الف) ارزش مورد انتظار را دست کم می‌گیرد، (ب) ریسک کلی و منفی را بیش از حد برآورد می‌کند و (ج) ارزش در معرض خطر و ریزش مورد انتظار متغیرهای تصادفی تصمیم‌گیری را بیش از حد برآورد می‌کند.

به منظور اثبات فرضیه‌های سوم و چهارم از نظر تئوری ابتدا لازم است تا شیوه سنجش معیارهای ریسک شامل ارزش مورد انتظار، ریسک کلی، ریسک منفی، ارزش در معرض ریسک و ریزش مورد انتظار بررسی شود.

ارزش مورد انتظار، ریسک کلی: برای سنجش ارزش مورد انتظار و ریسک کلی از میانگین و واریانس استفاده در پژوهش تئودوسیو و همکاران (۲۰۲۰)، به ترتیب رابطه‌های ۱۴ و ۱۵ بهره گرفته شده است.

$$\mu = E(x) = m + \sqrt{\frac{8}{\pi}}\,\lambda\,\phi = m + 1.5985\,\lambda\,\phi \qquad \text{رابطه ۱۴)}$$

$$\delta^2 = var(x) = \left(1 + \left(3 - \frac{8}{\pi}\right)\lambda^2\right)\phi^2 = (1 + 0.4535\lambda^2)\phi^2 \qquad \text{رابطه ۱۵)}$$

همان‌گونه که روابط ۱۴ و ۱۵ نشان می‌دهد هر دو گشتاور تابعی از پارامترهای دم ϕ و نامتقارن λ هستند. علاوه بر این، میانگین به نحوه توزیع بستگی دارد. با استفاده از معادلات فوق، مقادیر محاسبه شده میانگین و انحراف معیار مدیران با اعتماد به نفس بیش از حد و کمتر از حد را می‌توان به راحتی تأیید کرد. همچنین توجه داشته باشید که نتایج برای حالت کلی تابع توزیع معادله (۴) نیز صادق است.

ریسک نزولی و صعودی: معادلات ریسک نزولی و صعودی (انحراف معیار) x به ترتیب رابطه‌های ۱۶ و ۱۷ محاسبه شده است.

$$\sigma_D = \sqrt{1 - \frac{2}{\pi}(1-\lambda)\phi} = 0.6028(1-\lambda)\phi \qquad \text{رابطه ۱۶)}$$

$$\sigma_U = \sqrt{1 - \frac{2}{\pi}(1+\lambda)\phi} = 0.6028(1+\lambda)\phi \qquad \text{رابطه ۱۷)}$$

ارزش در معرض ریسک: ارزش در معرض ریسک معیاری برای اندازه‌گیری حداکثر زیان است که زمانی رخ می‌دهد که بدترین نتیجه با احتمال کوچک q حذف شود. مقدار q معمولاً بر روی ۰/۰۱ یا ۱٪ تنظیم می‌شود. از نظر جبری، ارزش در معرض ریسک با سطح اطمینان q را می‌توان به صورت $VaR_q = -x_q$ محاسبه کرد که در آن x_q تابع چندک[1] است. تابع چندک x برای یک احتمال مفروض q را می‌توان با استفاده از معکوس تابع چگالی تجمعی[2] x در رابطه ۱۸ محاسبه کرد. این رابطه به تعیین حداکثر زیان احتمالی با سطح معینی از اطمینان در مدیریت ریسک و تصمیم‌گیری مالی کمک می‌کند.

[1] Quantile Function

[2] Cumulative Density Function (CDF)

$$x_{q,\lambda} = F_x^{-1}(q) \qquad \text{رابطه ۱۸)}$$

توجه داشته باشید که به دلیل اینکه $q < \frac{(1-\lambda)}{2}$ است؛ لذا رابطه زیر برقرار است.

$$x_{q,\lambda} < m \qquad \text{رابطه ۱۹)}$$

با استفاده از معادله (۴)، می‌توان تابع توزیع تجمعی x را بر حسب z به صورت روابط زیر بیان کرد.

$$F_x(x_{q,\lambda}) = \int_{-\infty}^{x_{q,\lambda}} dF_x(x) = (1-\lambda)\int_{-\infty}^{z_{q,\lambda}} dF_z(z) = q, \qquad \text{رابطه ۲۰)}$$

با تقسیم طرفین رابطه فوق بر $(1-\lambda)$ می‌توان رابطه ۱۸ را به صورت زیر بازنویسی کرد.

$$\int_{-\infty}^{z_{q,\lambda}} dF_z(z) = \frac{q}{1-\lambda} \Rightarrow z_{q,\lambda} = F_z^{-1}\left(\frac{q}{1-\lambda}\right) \qquad \text{رابطه ۲۱)}$$

اکنون ارزش در معرض ریسک را بر حسب z می‌توان به صورت رابطه ۲۲ به دست آورد.

$$VaR_{q,\lambda} = -x_{q,\lambda} = -m - (1-\lambda)\,\phi\, z_{q,\lambda} \qquad \text{رابطه ۲۲)}$$

لازم به ذکر است از آنجا که $x_{q,\lambda} < m$ است؛ لذا

$$z_{q,\lambda} = \frac{x_{q,\lambda} - m}{(1-\lambda)\phi} < 0 \qquad \text{رابطه ۲۲)}$$

در حقیقت، مفهوم ارزش در معرض ریسک نشان‌دهنده میزان زیان حداکثر است که ممکن است در یک زمان معین اتفاق بیفتد بدون آنکه به احتمال بسیار کمی وقوع یابد. برای درک بیشتر ارزش در معرض ریسک، فرض کنید یک سرمایه‌گذار با دارایی‌های مختلف مانند سهام، ارز، و سایر اوراق بهادار سرمایه‌گذاری دارد. سرمایه‌گذار می‌خواهد اندازه‌گیری کند که در صورت وقوع حرکات ناگهانی در بازار چه میزان زیان بتواند داشته باشد. سرمایه‌گذار می‌تواند با استفاده از مفهوم ارزش در معرض ریسک ارزش سرمایه‌گذاری خود را در زمانی خاص که بدترین نتیجه با احتمال کمی‌رخ دهد، اندازه‌گیری کند. به عنوان مثال اگر این سرمایه‌گذار می‌خواهد اندازه‌گیری کند که در صورت وقوع حرکات شدید در بازار با احتمال ۱٪، چه میزان زیان حداکثر ممکن رخ دهد، می‌تواند مقدار ارزش در معرض ریسک خود را محاسبه کرده و اقدامات مدیریتی احتمال وقوع این رویدادات را کاهش دهد. این مفهوم به سرمایه‌گذاران کمک می‌کند تا از خطرات مرتبط با سرمایه‌گذاری خود آگاه شوند و به دقتترین برنامه‌ریزی برای مدیریت ریسک پردازند.

ریزش مورد انتظار: ریزش مورد انتظار[1] (ES) مقدار مورد انتظار زیان بیش از ارزش در معرض ریسک است. ریزش مورد انتظار از طریق رابطه ۲۳ محاسبه می‌شود.

$$ES_{q,\lambda} = -E(x|\, -x > VaR_{q,\lambda}) = -m - (1-\lambda)\,\phi\, E\,(z|\, -z > -z_{q,\lambda}) \qquad \text{رابطه ۲۳)}$$

در رابطه فوق $ES_{q,\lambda}$ ریزش مورد انتظار در سطح اطمینان q و پارامتر دم λ، $VaR_{q,\lambda}$ ارزش در معرض خطر در سطح اطمینان q و پارامتر دم λ، x متغیر تصادفی زیان، m میانگین توزیع زیان، ϕ تابع چگالی احتمال توزیع نرمال استاندارد، z متغیر تصادفی استاندارد شده زیان و $-z_{q,\lambda}$ چندک q توزیع زیان استاندارد شده با پارامتر دم λ است.

در ادامه به منظور اثبات بخش اول فرضیه سوم ارزش مورد انتظار متغیر تصادفی تصمیم‌گیری x براساس رابطه ۱۴ به صورت زیر در نظر گرفته شده است.

$$\mu_0 = m + 1.5958\phi_0\lambda_0 > m = \mu \qquad \text{رابطه ۲۴)}$$

همان‌گونه که در رابطه ۱۴ نشان داده شده است مقادیر $\lambda_0 > 0$ و $\mu_0 > \mu$ است. بنابراین، مدیر با اعتماد به نفس بیش از حد، ارزش مورد انتظار x را بیش از حد برآورد می‌کند که این موضوع با بخش (الف) فرضیه سوم همسو است.

در مورد رابطه بین انحراف معیار مدیران با اعتماد به نفس بیش از حد به نفس σ_0 و مدیر منطقی (σ)، مقدار انحراف معیار متغیر تصادفی تصمیم‌گیری x براساس رابطه ۱۵ به صورت زیر در نظر گرفته شده است.

$$\sigma_0 = m\sqrt{1 + 0.4535\,\lambda_0^2}\,\phi_0 \qquad \text{رابطه ۲۵)}$$

اگرچه از نظر تئوری در رابطه ۱۵ فرض می‌شود که $\phi_0 < \phi = \sigma$ است؛ اما این لزوماً بدین معنا نیست که یک مدیر با اعتماد به

[1] Expected Shortfall (ES)

نفس بیش از حد ریسک را دست کم می‌گیرد یا $\sigma_0 < \sigma$. است. در واقع σ_0 زمانی کوچکتر از σ خواهد بود که شرط زیر برقرار باشد:

$$\sigma_0 = m\sqrt{1 + 0.4535\,\lambda_0^2}\,\varphi_0 < \sigma = \phi$$

یا به طور معادل رابطه زیر برقرار باشد:

$$\phi_0 < \frac{\phi}{\sqrt{1 + 0.4535\,\lambda_0^2}}$$

در حالت مخالف، جایی که شرط فوق برآورده نمی‌شود، مدیر با اعتماد به نفس بیش از حد ریسک را بیش از حد برآورد می‌کند، یعنی $\sigma_0 < \sigma$.

علاوه بر این، ریسک نزولی درک شده توسط یک مدیر با اعتماد به نفس بیش از حد که توسط رابطه (۱۶) نشان شده است به شرح زیر است.

$$\sigma_{0,D} = \sqrt{1 - \frac{2}{\pi}}(1 - \lambda_0)\phi$$
$$= 0.6028(1 - \lambda_0)\phi$$

به دلیل این که $\phi_0 < \phi$ و $\lambda_0 > 0$ است؛ لذا نتیجه می‌شود که

$$\sigma_{0,D} = 0.6028(1 - \lambda_0)\phi_0 < 0.6028(1 - \lambda_0)\phi_0 < 0.6028\phi = \sigma_D$$

در رابطه فوق $\sigma_{0,D} = 0.6028\phi$ ریسک نزولی را برای عامل منطقی اندازه‌گیری می‌کند. نتیجه فوق اثبات قسمت (ب) فرضیه سوم است.

به طور خلاصه، شرط کلیدی این است که برای اینکه σ_0 کوچکتر از σ باشد، ضریب پارامتر ϕ_0 برای مدیران با اعتماد به نفس بیش از حد باید کوچکتر از ضریب پارامتر ϕ برای مدیران منطقی باشد که برای پارامتر نامتقارن λ_0 تنظیم شده است. اگر این شرط برآورده نشود، مدیران با اعتماد به نفس بیش از حد ریسک را بیش از حد برآورد می‌کنند. علاوه بر این، ریسک نزولی که توسط مدیران با اعتماد به نفس بیش از حد درک می‌شود، همیشه کوچکتر از ریسک نزولی برای مدیران منطقی است. توجه داشته باشید که نتایج اثبات قسمت (ب) فرضیه سوم برای هر تابع توزیع تک وجهی رابطه (۴) نیز صادق است.

برای اثبات قسمت (ج) فرضیه سوم و مقایسه مقادیر چندک یک مدیر منطقی با $\lambda = 0$ با مقادیر یک مدیر با اعتماد به نفس بیش از حد با $\lambda > 0$ از رابطه زیر استفاده شده است. این مقایسه برای درک چگونگی این چندک بسیار مهم است. مقادیر بین دو سناریو متفاوت است و تأثیر عدم تقارن (λ) بر تصمیم‌گیری و ارزیابی ریسک را برجسته می‌کند. با تنظیم z_q و $z_{q,\lambda=0}$ کوچکتر از صفر، رابطه خاصی بین مقادیر چندک در سطوح مختلف عدم‌اطمینان را می‌توان نشان داد و روشن کرد که چگونه اعتماد به نفس بیش از حد بر ادراک ریسک و نتایج تصمیم‌گیری مدیران تأثیر می‌گذارد.

$$z_q = z_{q,\lambda=0} < 0$$

مقدار کمی مدیر منطقی (z_q) با $\lambda = 0$ از طریق معادله زیر برآورده می‌شود.

$$\int_{-\infty}^{z_q} dF_z(z) = q$$

در مقابل مقدار قابل محاسبه برای مدیران با اعتماد به نفس بیش از حد و $\lambda > 0$، از طریق رابطه زیر سنجیده می‌شود

$$\int_{-\infty}^{z_{q,\lambda}} dF_z(z) = \frac{q}{1-\lambda} > \int_{-\infty}^{z_q} dF_z(z) = q$$

مقایسه مقدار کمی مدیر منطقی و مدیران با اعتماد به نفس بیش از حد نشان می‌دهد که مقدار کمیت برای مدیر با اعتماد به نفس بیش از حد ($z_{q,\lambda}$) بالاتر (کمتر منفی) از مقدار کمیت برای مدیر منطقی (z_q) است. یعنی رابطه زیر برقرار است.

$$z_q < z_{q,\lambda} < 0$$

با توجه به نامساوی فوق می‌توان ارزش در معرض ریسک را بر حسب z و براساس رابطه ۲۲ برای مدیران منطقی و مدیران با اعتماد به نفس بیش از حد به صورت زیر محاسبه کرد.

$$VaR_{q,\lambda} = -m - (1-\lambda)\,\phi\, z_{q,\lambda} < VaR_q = -m - \phi\, z_q$$

در رابطه فوق $VaR_{q,\lambda}$ ارزش در معرض خطر برای مدیر با اعتماد به نفس بیش از حد و VaR_q ارزش در معرض خطر برای مدیر منطقی با $\lambda = 0$ (یک توزیع متقارن) را نشان می‌دهد؛ لذا نامساوی فوق نشان می‌دهد که ارزش در معرض خطر برای مدیر با اعتماد به نفس بیش از حد کمتر از ارزش در معرض خطر برای مدیر منطقی است.

در نهایت با توجه به سه نامساوی $(1-\lambda) < 1$، $\phi_0 < \phi$ و $-z_q > z_{q,0} > 0$ می‌توان ریزش مورد انتظار (ES) را بر حسب z برای مدیران منطقی و مدیران با اعتماد به نفس بیش از حد به صورت زیر مدل‌سازی کرد.

$$-E(z|\,-z > z_q) > E(z|\,-z > -z_{q,\lambda}$$

این سه نامساوی با هم نشان می‌دهند که مدیر با اعتماد به نفس بیش از حد، ریزش مورد انتظار را در مقایسه با مدیر منطقی دست کم می‌گیرد، همانطور که در مدل زیر که براساس شیوه سنجش ریزش مورد انتظار در رابطه ۲۳ نشان داده شده است.

$$ES_{q,\lambda} = -m - (1-\lambda)\,\phi \\ - E(z|\,-z > z_{q,\lambda}) < ES_q \\ = -m - \phi\, E\,(z|\,-z > -z_q)$$

در رابطه فوق ES_q ریزش مورد انتظار مدیر منطقی است.

به طور خلاصه، روابطه فوق نشان می‌دهد که مدیر با اعتماد به نفس بیش از حد، ارزش در معرض خطر و ریزش مورد انتظار را در مقایسه با مدیر منطقی دست کم می‌گیرد که نشان دهنده تمایل به دست کم گرفتن احتمال رویدادهای نامطلوب است. این نتیجه تائیدی بر قسمت (ج) فرضیه سوم است. همچنین لازم به ذکر است که اثبات فرضیه چهارم از تئوری مشابه با فرضیه مباحث تئوری فرضیه سوم است. بنابراین، از توضیح مجدد آن خودداری شده است.

پیشینه پژوهش

گراهام و هاروی (۲۰۰۷) نشان دادند شرکت‌هایی که مدیران آنها دچار اطمینان بیش ازحد هستند نسبت به همتایان خود تمایل بیشتری به سرمایه‌گذاری دارند؛ کمتر احتمال می‌رود که سود سهام پرداخت کنند و به جای آن از وجوه برای سرمایه‌گذاری استفاده می‌کنند و بیشتر از بدهی و تأمین مالی خارجی استفاده می‌کنند؛ بنابراین نسبت بدهی و نسبت اهرم آنها از سایر شرکت‌ها بیشتر است. کانگ (۲۰۱۷) در پژوهشی به بررسی تأثیر ویژگی‌های کوته‌بینی و بیش اطمینانی مدیران پرداخت و دریافت که مدیران بیش اطمینان و دارای اعتماد به نفس کاذب می‌توانند ارزش شرکت را (تا یک نقطه) با افزایش سرمایه‌گذاری بالا ببرند و باعث جبران مشکل کمبود سرمایه‌گذاری به وجود آمده ناشی از کوته‌بینی مدیریتی می‌شوند. همچنین اگر سوگیری بیش اطمینانی مدیران به طور جداگانه در نظر گرفته شود، بر عملکرد شرکت تأثیر منفی دارد اما هنگامی که اطمینان بیش از حد و کوته‌بینی به طور مشترک در نظر گرفته شوند، می‌توانند مفید واقع شوند. ژانگ و همکاران (۲۰۱۷) یک مدل نگاشت تصادفی غیرخطی به نام $GELM$ را معرفی و از آن برای برآورد ارزش در معرض ریسک استفاده کردند. $GELM$ یک مدل ناپارامتریک از انواع مدل‌های $GARCH$ است. نتایج محاسبات برای پیش‌بینی نوسانات و برآورد ارزش در معرض ریسک برای بازدهی شاخص ۳۰۰ در بورس چین مؤید عملکرد بهتر $GELM$ در کارایی و دقت نسبت به روش های مرسوم مانند GARCH بود. زیبا و همکاران (۲۰۱۸) رویکرد جدیدی برای مدل‌سازی توزیع بازده داده‌های پرتفوی پیشنهاد دادند. ازآنجا که در بیشتر داده‌های مالی دنباله پهن بودن به صورت ذاتی وجود دارد، آنها برای مدل‌سازی داده‌ها از بسط گرام-چارلیر استفاده کردند. نتایج تجربی پژوهش آنها برای محاسبه ارزش در معرض ریسک و ریزش موردانتظار برای پرتفویی از شاخص دارایی‌های مالی نشان از اثربخشی روش ارائه شده برای داده‌های درون و برون نمونه‌ای دارد. گوو و همکاران (۲۰۲۰) به بررسی خوش‌بینی مدیریتی و عملکرد بازار شرکت‌های پذیرفته شده چینی در دوره ۲۰۱۲–۲۰۰۶ پرداختند. تجزیه و تحلیل چند متغیره تحقیق نشان داد که خوش‌بینی مدیریتی، نقش کمتری در توضیح حرکت قیمت سهام دارد. همچنین، نتایج نشان داد که اندازه شرکت عامل مهمی برای ارتباط بین اعتماد به نفس و واکنش بازار به معاملات ادغام است. هالین و تروسیوس (۲۰۲۳) به پیش‌بینی ارزش در معرض خطر و ریزش مورد انتظار در پرتفوی‌های بزرگ پرداختند. آنها بیان می‌کنند به دلیل نفرین ابعاد، تخمین و پیش‌بینی دقیق ارزش در معرض خطر و ریزش مورد انتظار در پرتفوی‌های بزرگ کاملاً چالش برانگیز است. آنها مقابله با این مشکل دو روش پیشنهاد دادند. اولین روش بر اساس یک روش شبیه‌سازی تاریخی فیلتر شده است که در آن ماتریس‌های کوواریانس شرطی با ابعاد بالا از طریق یک مدل عامل پویا عمومی با فضای عامل بی‌بعد و عوامل ناهمسان مشروط برآورد می‌شوند. روش دیگر بر اساس یک طرح راه‌انداز مبتنی بر باقی مانده است. آنها این دو روش را بر روی یک پانل با نسبت غلظت نزدیک به یک مورد بررسی قرار دادند. نتایج آزمون پس‌زمینه و امتیازدهی نشان داد که هر ارزش در معرض خطر و ریزش مورد انتظار با دقت در هر دو روش تخمین زده می‌شوند، و هر دو روش از گزینه‌های موجود بهتر عمل می‌کنند. لازار و همکاران (۲۰۲۴) به برآورد ارزش در معرض خطر و ریزش مورد انتظار در سطوح شدید پرداختند. به منظور بهبود چنین تخمینی، چارچوبی را برای تخمین ارزش در معرض خطر و ریزش مورد انتظار در یک سطح شدید با گسترش مدل GAS یک عاملی و مدل ترکیبی $GAS/GARCH$برای تخمین ارزش در معرض خطر و ریزش مورد انتظار ایجاد شده است. نتایج شبیه‌سازی نشان داد که مدل‌های پیشنهادی از معیارهای مدل GAS از نظر مقادیر تلفات درون نمونه و خارج از نمونه، و همچنین نرخ‌های رد پس آزمون بهتر عمل می‌کنند.

در بورس ایران زمردیان (۱۳۹۴) به بررسی توان تبیین مدل‌های ناپارآمتریک (مونت کارلو) در سنجش میزان ارزش در معرض خطر پرتفوی شرکت‌های سرمایه‌گذاری جهت تعیین

پرتفوی بهینه در بازار سرمایه پرداخت. در این پژوهش با استفاده از مدل‌های پیش‌بینی‌کننده ناپارامتریک ارزش در معرض خطر، پرتفوهای بیست و یک شرکت سرمایه‌گذار فعال در بازار سرمایه ایران را مورد بررسی قرار دادند و دریافتند که مدل‌های گروه اقتصاد سنجی در بازار سرمایه ایران دارای قدرت تبیین بیشتری نسبت به روش مونت کارلو است. حاجی‌ها و هدایتی (۱۳۹۵) ارتباط بین رفتار (خوش بینی) مدیریت بر ریسک گزارشگری مالی را مورد بررسی قرار دادند و نشان دادند بین رفتار مدیریت با ریسک گزارشگری مالی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه مستقیم و معناداری وجود دارد. دلشاد و صادقی شریف (۱۳۹۷) به بررسی واکنش بازار سرمایه بر کوته‌بینی مدیران پرداختند و به این نتیجه رسیدند وجود یا عدم وجود سهامداران نهادی میان سهامداران، بر رابطه بین بازده غیرعادی و کوته‌بینی مدیران تأثیر معناداری ندارد و نمی‌تواند بر واکنش بازار سرمایه به کوته‌بینی مدیران نیز تأثیرگذار باشد. همچنین بازار سرمایه به کوته‌بینی مدیران واکنش معناداری نشان نداده و مطابق انتظار، کوته‌بینی بر بازده غیرعادی تأثیری معنادار و منفی ندارد. کشاورز و مفتخر دریایی (۱۳۹۷) به بررسی تأثیر سرایت بازده و تلاطم در برآورد ارزش در معرض ریسک سبد دارایی، متشکل از طلا، ارز و سهام پرداختند و به این نتیجه رسیدند سرایت اطلاعات بین بازده و تلاطم دارایی‌ها موجود در یک سبد، برآورد سنجه‌ی ارزش در معرض ریسک را تحت تأثیر قرار داده و نادیده گرفتن این ویژگی سبب برآورد دست بالای ارزش در معرض ریسک سبد دارایی‌ها و در نتیجه، تخصیص ناکارای بخش زیادی از منابع جهت پوشش ریسک سبد دارایی‌ها می‌شود. مهرفر و همکاران (۱۴۰۲) نشان دادند که خوش‌بینی مدیریت تأثیر معنادار و معکوس بر گزارشگری مالی دارد. همچنین ویژگی‌های شخصیتی مدیران با شیوه‌های گزارشگری مالی رابطه معناداری دارد به عبارتی، با افزایش خوش‌بینی مدیریت، کیفیت گزارشگری کاهش می‌یابد.

۳- روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نظر ویژگی داده‌ها پس رویدادی یا علّی-مقایسه‌ای است. از نظر انتخاب بهترین روش ارزیابی‌کننده پرتفوی سرمایه‌گذاری از دیدگاه ارزش در معرض خطر و ریزش مورد انتظار از نوع پژوهش‌های کاربردی بوده و و بازده پرتفوی و نرخ رشد جریان های نقدی از جمله متغیرهای این پژوهش هستند.

جامعه آماری این پژوهش کلیه شرکت‌های سرمایه‌گذاری موجود در فرار بورس و بورس اوراق بهادار تهران طی سال ۱۴۰۱ است. روش نمونه‌گیری روش غربالگری است و شرکت‌هایی که حائز شرایط زیر بودند، انتخاب شدند. تاریخ تأسیس آنها قبل از تاریخ بررسی در این پژوهش باشد؛ از تاریخ شروع بررسی تا ۱۴۰۱/۱۲/۲۹ جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری فعال در بورس اوراق بهادار تهران باشند؛ اطلاعات مورد نیاز در خصوص این شرکت‌ها تا تاریخ یاد شده در دسترس باشد. بر همین اساس ۴۰ شرکت سرمایه‌گذاری فعال در فرار بورس و بورس اوراق بهادار تهران انتخاب شدند، سپس سبد سهام این شرکت‌ها استخراج شد. این اطلاعـات از صورتهای مالی شرکت‌ها و سایت‌های معتبر بورس اوراق بهادار تهران به دست آمد.

به منظور آزمون فرضیه های پژوهش و برای مقایسه میانگین و ریسک ادراک مدیران با ویژگی‌های روان‌شناختی متفاوت با مدیران منطقی در این پژوهش از روش شبیه‌سازی مارکوف مونت کارلو براساس الگوریتم متروپلیس-هیستینگز[1] در چارچوب رویکرد بیزی استفاده می‌شود. در حقیقت میانگین و ریسک ادراک مدیران که با اعتماد به نفس بیش از حد و کمتر از حد مشخص می‌شود با مدیران منطقی با استفاده از شبیه‌سازی مارکوف مونت کارلو در چارچوب رویکرد بیزی مقایسه می‌شود. مقایسه ها با استفاده از سبدهای سرمایه‌گذاری و یک بودجه‌بندی سرمایه‌ای انجام می‌شود. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها، فرض می‌شود که مدیران منطقی دارای آینده‌نگری کاملی از توزیع واقعی متغیرهای تصمیم مورد بررسی یعنی نرخ بازده پرتفوی و نرخ رشد جریان های نقدی سرمایه‌گذاری دارند.

در این پژوهش ارزش پرتفوی پایان دوره به صورت رابطه ۲۶ محاسبه می‌شود.

$$V_1 = V_0\,(1+x) \qquad \text{رابطه ۲۶)}$$

در رابطه فوق V_0 ارزش اولیه پرتفوی است و x متغیر تصادفی نرخ بازده پرتفوی است که تابع توزیع آن به صورت تابع توزیع نرمال چوله در رابطه ۱ است. پس از برآورد پارامترهای توزیع نرمال چوله در رابطه ۱ براساس روش زنجیره مارکوف مونت کارلو و الگوریتم متروپلیس-هیستینگز ارزش مورد انتظار پرتفوی $E(V_1|\,C)$، ریسک کلی $\sigma(V_1|C)$، ریسک نزولی $\sigma D(V_1|C)$، ۱٪ ارزش در معرض ریسک $VaR_{1\%}$ و ریزش مورد انتظار $ES_{1\%}$ برای سه حالت مدیر منطقی، بیش از حد اعتماد به نفس و کم اعتماد را بر اساس زنجیره مارکوف مونت کارلو و

[1] Metropolis–Hasting's algorithm

الگوریتم متروپلیس-هیستینگز با استفاده از نمونه‌ای از ۱۵۰۰۰۰ بازده پورتفوی تولید شده به طور تصادفی محاسبه می‌شود.

به طور خاص، برای سنجش ارزش مورد انتظار پرتفوی، ریسک کلی و ریسک نزولی برای هر وضعیت به ترتیب از میانگین حسابی، انحراف معیار تمام مقادیر پرتفوی و انحراف معیار مقادیر پرتفوی کمتر از مقدار اولیه استفاده شده است. شیوه سنجش $VaR_{1\%}$ برابر است با مقدار کمی هر نمونه شبیه‌سازی شده در سطح اطمینان ۱٪ و $ES_{1\%}$ میانگین حسابی مقادیر پورتفوی است که کمتر از مقادیر ارزش در معرض ریسک است.

ایده شبیه‌سازی مونت کارلو، شبیه‌سازی مکرر فرآیند تصادفی حاکم بر قیمت و یا بازده ابزار مالی مورد نظر است. این روش، ارزش احتمالی سبد دارایی در پایان دوره نگهداری را در اختیار قرار می‌دهد. اگر تعداد کافی از این شبیه‌سازی‌ها در اختیار باشد، توزیع شبیه‌سازی شده ارزش‌های سبد دارایی، به توزیع صحیح ولی ناشناخته‌ی سبد نزدیک خواهد شد و می‌توان ازاین توزیع برای استنباط ارزش در معرض ریسک، ریزش مورد انتظار استفاده کرد (رادپور و عبده‌تبریزی، ۱۳۸۸)

فرآیند شبیه‌سازی مونت کارلو شامل چندین مرحله به شرح زیر است.

مرحله اول: تعیین فرآیند تصادفی است که براساس آن نحوه شکل‌گیری متغیر مورد نظر تشریح می‌شود؛ یعنی مرحله اول شامل انتخاب مدلی برای متغیر یا متغیرهای تصادفی مورد نظر است.

مرحله دوم: پارامترهای مدل تصادفی برآورد می‌گردد.

این دو مرحله ورودیهای شبیه‌سازی مونت کارلو است.

مرحله سوم: مسیرهای شبیه‌سازی شده برای متغیرهای تصادفی ایجاد می‌شود. بدین ترتیب هر مجموعه از اعداد تصادفی، مجموعه‌ای از مقادیر پایانی فرضی را تولید می‌نماید.

مرحله چهارم: بعد از شبیه‌سازی مقادیر قیمت در زمان t (زمان پایانی فرضی)، پرتفویی از قیمت با وزن‌های برابر تشکیل داده و بازده آن محاسبه می‌شود

مرحله پنجم: سپس این شبیه‌سازی‌ها (مراحل ۳ و ۴) به اندازه کافی تکرار می‌شود تا اطمینان حاصل شود، توزیع شبیه‌سازی شده به اندازه کافی به توزیع صحیح و ناشناخته بازده پرتفوی نزدیک است.

مرحله ششم: در نهایت با استفاده از توزیع شبیه‌سازی بازدهی پرتفوی و زمان t و در سطح اطمینان $\alpha - 1$ (q)،ارزش در معرض ریسک و ریزش مورد انتظار سنجیده می‌شود (اقبال نیا و اسماعیل فدایی نژاد، ۱۳۸۶).

استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو به این شیوه به شرطی است که نمونه‌های تولیدی از تابع توزیع هدف پیروی کنند، اما همان‌گونه که در رابطه ۱ نشان داده شده است تابع توزیع هدف در این پژوهش دارای سه پارامتر و از نوع پیچیده است؛ لذا اینجا دقیقا جایی است که مشکل شروع می‌شود، زیرا اگر تابع توزیع هدف پیچده یا دارای ابعاد زیادی باشد؛ آنگاه نمی‌توان نمونه‌ها را از تابع توزیع هدف به آسانی با استفاده از روش شبیه‌سازی مونت کارلو استخرج و از روش مونت کارلو استفاده کرد. روش زنجیره ماکروف مونت کارلو و رویکردهای بیزی مانند الگوریتم متروپلیس-هیستینگز می‌تواند مشکل را حل کند.

الگوریتم متروپلیس-هیستینگز یک روش زنجیره مارکوف مونت کارلو برای به دست آوردن ترتیبی از نمونه‌های تصادفی از یک توزیع احتمالی است که نمونه‌برداری مستقیم از آن دشوار می‌باشد. این ترتیب را می‌توان برای برآورد یک توزیع (به عنوان مثال تولید یک هیستوگرام) یا برای محاسبه برخی انتگرال‌ها (به‌طور مثال یک امید ریاضی) استفاده کرد. متروپلیس-هیستینگز و دیگر الگوریتم‌های $MCMC$ عموماً برای نمونه‌برداری از توزیع‌های پیچیده استفاده می‌شوند. الگوریتم متروپلیس-هیستینگز از یک تابع گذار $P(x^t \mid x^{t-1})$ استفاده می‌کند که در آن x^t به x^{t-1} مرتبط است. در الگوریتم متروپلیس-هیستینگز از هر x رندوم که شروع شود زنجیره مارکوف مونت کارلو به تابع توزیع هدف یا در حقیقت نمونه‌های رندوم براساس تابع توزیع هدف می‌رسد.

۴- یافته‌های پژوهش

به منظور تجزیه و تحلیل اولیه داده‌ها و برآورد پارامترهای توزیع نرمال چوله، آماره‌های توصیفی متغیر تصادفی تصمیم‌گیری نرخ بازده پرتفوی در جدول ۱ گزارش شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، مقدار میانگین نرخ بازده پرتفوی ۰/۲۷۹ و انحراف معیار ۰/۲۵۳ است.

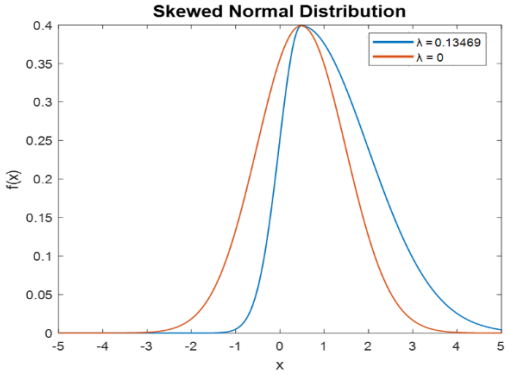
جدول ۱. آمار توصیفی متغیر تصادفی تصمیم‌گیری

متغیر	میانگین	میانه	مد	انحراف معیار	بیشترین	کمترین
نرخ بازده	۰/۲۷۹	۰/۳۳۳	۰/۵۸۲	۰/۲۵۳	۳/۴۱۸	-۰/۵۸۲

واضح است که نتایج اثبات نظری فرضیه‌های ۱ و ۲ نشان می‌دهد که کالیبراسیون اشتباه احتمالات ذهنی توسط مدیران با اعتماد به نفس بیش از حد یا کمتر از حد را می‌توان با توزیع شکل کلی معادله (۱)، از جمله توزیع نرمال چوله با یک پارامتر نامتقارن

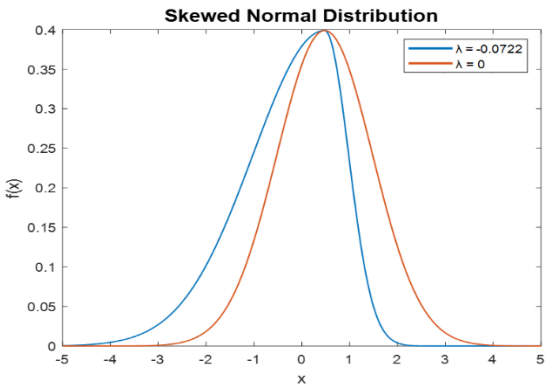
مثبت و منفی λ، نشان داد. لازم به ذکر است که یک پارامتر نامتقارن مثبت منجر به توزیع احتمال ذهنی چوله مثبت و یک پارامتر نامتقارن منفی منجر به یک توزیع چوله منفی برای متغیرهای تصمیم‌گیری می‌شود. برای تشریح بیشتر اثبات نتایج نظری فرضیه‌های ۱ و۲، سه نفر را در نظر بگیرید که از سه زاویه مختلف (چپ، مرکز و راست) روبروی قله یک کوه متقارن هستند. فردی که در سمت چپ قرار می‌گیرد، کوه را دارای انحراف منفی و فرد در سمت راست به عنوان انحراف مثبت درک می‌کند. فردی که در مرکز قرار دارد دید کاملی از شکل کوه‌ها دارد. این سه فرد درک یکسانی از مد دارند. این پارادایم به درک اینکه چگونه مدیران با اعتماد به نفس بیش از حد، کمتر از حد و منطقی، منحنی احتمال متغیرهای تصمیم‌گیری را ادراک می‌کنند، کمک می‌کند. از اینرو به منظور اثبات تجربی فرضیه‌های اول و دوم تصویر گرافیکی از توزیع احتمالات یک مدیر با اعتما به نفس بیش از حد، کمتر از حد و منطقی برای متغیر تصادفی تصمیم‌گیری نرخ بازده پرتفوی ارائه شده است.

شکل ۱ یک تصویر گرافیکی از توزیع احتمالات یک مدیر منطقی و بیش از حد مطمئن را ارائه می‌دهد. برای مدیر منطقی، سه پارامتر توزیع نرمال چوله با استفاده از روش زنجیره ماکروف مونت کارلو الگوریتم متروپلیس-هیستینگز مقادیر $m = 0.279$ ، $0.679 = \varphi$ و $\lambda = 0$محاسبه شده است. برای مدیر با اعتماد به نفس بیش از حد، سه پارامتر توزیع نرمال چوله مقادیر $m = 0.279$ ، $\varphi = 0.633$ و $\lambda = 0.134$به دست آمده است. توجه داشته باشید که توزیع برای مدیر با اعتماد به نفس بیش از حد دارای انحراف مثبت است. علاوه بر این، همانطور که در فرضیه ۱ نشان داده شده است، جرم احتمال (ارتفاع منحنی) برای نقطه سمت راست بزرگتر از همتای متقارن آن در سمت چپ مد است. نتایج شکل ۱ به وضوح نشان می‌دهد که جرم احتمال برای هر جفت نقطه متقارن در اطراف مد و جرم احتمال برای نقطه سمت راست مد همانطور که در فرضیه ۱ بیان شده کوچکتر است. به بیانی دیگر، در یک توزیع احتمال که توزیع نقطه‌ای آن اطراف حداکثر مد تقارنی است، احتمال وقوع یک زوج نقاط تقارنی دارای اختلاف است. به این معنا که احتمال وقوع یک نقطه سمت راست از حداکثر مد، از احتمال وقوع یک نقطه سمت چپ از حداکثر مد کمتر است.



شکل ۱. مدل توزیع مدیر با اعتماد به نفس بیش از حد بر مدل منطقی

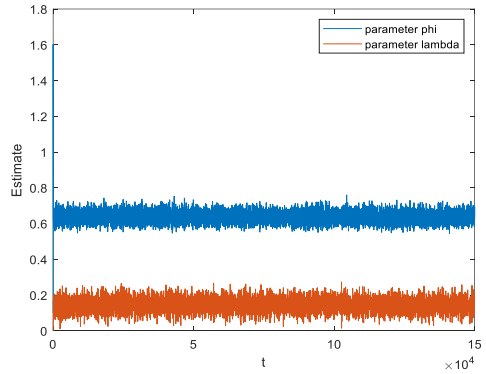
شکل ۲ یک تصویر گرافیکی از توزیع احتمال مدیران منطقی و مدیران با اعتماد به نفس کمتر از حد را نشان می‌دهد. برای مدیر منطقی، سه پارامتر مقادیر $m = 0.279$، $\varphi = 0.679$ و $\lambda = 0$ و برای مدیر با اعتماد به نفس کمتر مقادیر $m = 0.279$، $\varphi = 0.284$ و $\lambda = -0.072$به دست آمده است. توزیع مدیر فاقد اعتماد به نفس همان‌گونه که نتایج در شکل ۲ نشان می‌دهد، دارای انحراف منفی است. همان‌گونه نتایج نشان می‌دهد پارامتر نامتقارن λ مثبت منجر به توزیع احتمال ذهنی چوله مثبت در شکل ۱ و پارامتر نامتقارن λ منفی منجر به یک توزیع چوله منفی برای متغیر تصمیم‌گیری نرخ بازده شده است. این عدم تقارن در توزیع احتمال ذهنی با فرضیه اول که بیان می‌کند مدیران با اعتماد به نفس بیش از حد تمایل دارند احتمال رویدادهای مطلوب را بیش از حد تخمین بزنند و احتمال رویدادهای نامطلوب را دست کم بگیرند. و فرضیه دوم که بیان می‌کند مدیران با اعتماد به نفس کمتر از حد تمایل دارند احتمال رخدادهای مطلوب را دست کم بگیرند و احتمال رویدادهای نامطلوب را بیش از حد برآورد کنند سازگار است.



شکل ۲. مدل توزیع مدیر با اعتماد به نفس کمتر از حد بر مدل منطقی

به منظور آزمون فرضیه سوم و چهارم، میانگین و ریسک ادراک شده مدیران با سوگیری‌های رفتاری متفاوت با مدیران منطقی از طریق روش زنجیره مارکوف مونت کارلو و الگوریتم متروپلیس-هیستینگز مقایسه شده است. مقایسه ها با استفاده از یک سبد سرمایه‌گذاری و یک مثال بودجه‌بندی سرمایه انجام داده شده است. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها، فرض می‌شود که مدیران منطقی دارای آینده‌نگری کاملی از توزیع واقعی متغیرهای تصمیم مورد بررسی یعنی نرخ بازده پرتفوی و نرخ رشد جریان های نقدی پروژه سرمایه هستند.

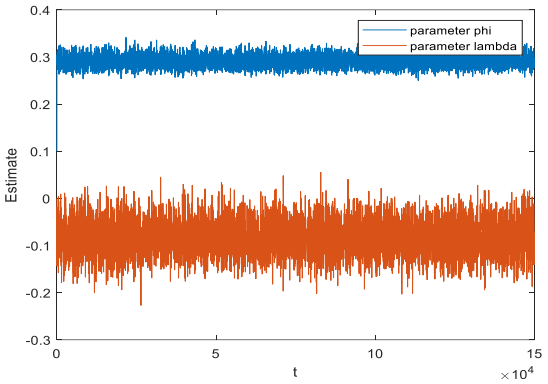
به منظور برآورد پارامترها و بدون از دست دادن کلیت، مد تابع توزیع نرخ بازده پرتفوی صفر در نظر گرفته می‌شود.



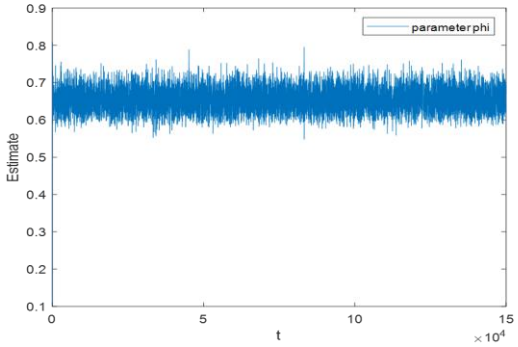
شکل ۳. نمودار نوسانات پارامترها در دوره زنجیره MCMC برای مدیر با اعتماد به نفس بیش از حد

شکل ۳، ۴ و ۵ نمودار نوسانات و شبیه‌سازی نمونه‌ها از توزیع نرمال چوله و رفتار متغیرها در طول زمان را برای مدیر با اعتماد به نفس بیش از حد، کمتر از حد و منطقی نشان می‌دهد. نتایج شکل ۳ نشان می‌دهد برای مدیر با اعتماد به نفس بیش از حد ضریب پارامتر φ اطراف ۰/۶ و پارامتر λ اطراف ۰/۱ تولید شده‌اند شکل ۴ نشان می‌دهد برای مدیر با اعتماد به نفس کمتر از حد پارامتر φ اطراف ۰/۳ و پارامتر λ اطراف ۰/۱- تولید شده است. نتایج در شکل ۵ برای مدیر منطقی حاکی از آن که ضریب پارامتر φ اطراف ۰/۷ تولید شده است.

به طور پیش فرض الگوریتم متروپلیس-هیستینگز از یک ضریب پیشین پیش‌بینی نشده برای تنظیم ضرایب پارامترها استفاده می‌کند به منظور تسهیل مقایسه الگو در این مورد از ضرایب پیشین پیش‌بینی نشده ضعیف استفاده می‌شود. تابع توزیع پیشنهادی یک توزیع گاوسی و نامتقارن است.



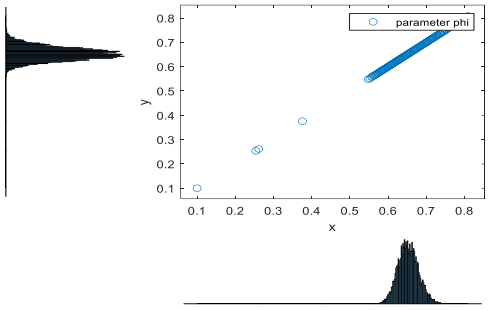
شکل ۴. نمودار پارامترها در دوره زنجیره MCMC برای مدیر با اعتماد به نفس کمتر از حد



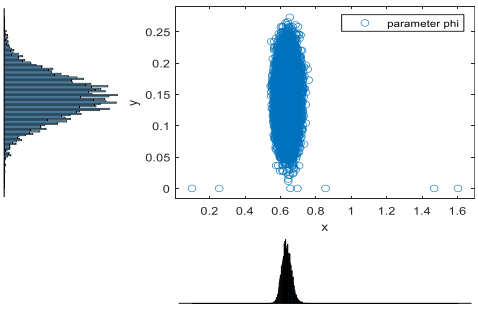
شکل ۵. نمودار نوسانات پارامترها در دوره زنجیره MCMC برای مدیر منطقی

شکل ۶، ۷ و ۸ داده های تصادفی تولید شده، مسیر تولید و هیستوگرام تولید نمونه‌ها را براساس الگوریتم متروپلیس-هیستینگز برای مدیر با اعتماد به نفس بیش از حد، کمتر از حد و منطقی نشان می‌دهد. نتایج در شکل ۶ مسیر تولید و حرکت نمونه‌ها برای مدیر منطقی با استفاده از ضریب اولیه ۰/۱ برای پارامتر ϕ را به خوبی نشان می‌دهد. بررسی شکل ۶ به خوبی نشان می‌دهد مقادیر اولیه پارامتر ϕ در موارد مدیران منطقی ۰/۱ (یا ۱۰٪) و پارامتر نامتقارن λ بر روی صفر تنظیم شده است. این پارامترها برای یک مدیر با اعتماد به نفس بیش از حد بر روی $\lambda = 0.2$ و $\phi = 0.05$ و یک مدیر کم اعتماد بر روی $\lambda = -0.25$ و $\phi = 0.05$ تنظیم شده است. مسیر تولید و حرکت نمونه‌ها برای مدیران با اعتماد به نفس بیش از حد و کمتر از حد در نمودارها به خوبی نشان داده شده قابل ردیابی است. همان‌گونه که نتایج نشان می‌دهد مسیر زنجیره در طول زمان برای پارامترها سازگار است و توزیع آنها نرمال است. این نتیجه نشان می‌دهد که کنترل اثر و توزیع پارامترها با استفاده از نمودار این اطمینان را می‌دهد که اثر و توزیع‌ها منطقی و قابل

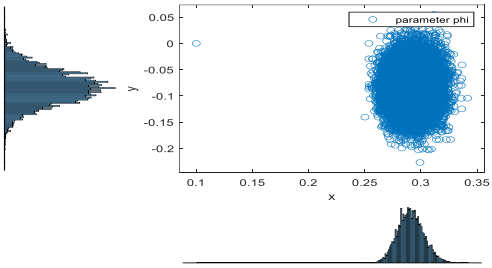
انتظار هستند و هیچ گونه ناکارایی در طول زنجیره وجود ندارد. همچنین نمودار ۶، ۷ و ۸ نشان‌دهنده هیستوگرام توزیع پسین پارامترهای مدل است. این نمودارها نشان می‌دهد که کارایی تخمین $MCMC$ مناسب است و عدم تقارن در پارامتر λ به چشم می‌خورد.



شکل ۶. مسیر تولید نمونه‌ها برای مدیر منطقی



شکل ۷. مسیر تولید نمونه‌ها برای مدیر با اعتماد به نفس بیش از حد



شکل ۸. مسیر تولید نمونه‌ها برای مدیر با اعتماد به نفس کمتر از حد

نتایج مقایسه ارزش مورد، ارزش کلی، ریسک نزولی، ارزش در معرض خطر و ارزش ریزش مورد انتظار برای مدیران با اعتماد به نفس بیش از حد و کمتر از حد با مدیران منطقی از طریق روش زنجیره مارکوف مونت کارلو و الگوریتم متروپلیس-هیستینگز در جدول ۲ ارائه شده است. در زنجیره MCMC نرخ پذیرش $\lambda = 0.054$ و $\phi = 0.091$ برای مدیر با اعتماد به نفس بیش از حد، نرخ پذیرش $\lambda = 0.051$ و $\phi = 0.054$ برای مدیر با اعتماد به نفس کمتر از حد و نرخ پذیرش $\phi = 0.102$ برای مدیر منطقی است.

نتایج جدول ۲ ارزش مورد انتظار، ریسک کلی، ریسک نزولی، ارزش در معرض ریسک $VaR_{1\%}$ و ریزش مورد انتظار $ES_{1\%}$ را برای سه حالت مدیر منطقی، مدیر با اعتماد به نفس بیش از حد و مدیر با اعتماد به نفس کمتر از حد بعد از انجام شبیه‌سازی به روش زنجیره مارکوف مونت کارلو و الگوریتم متروپلیس-هیستینگز با تولید ۱۵۰۰۰۰ مقدار تصادفی برای متغیر x را نشان می‌دهد.

نتایج نهایی تخمین‌های مربوط به پارامترهای توزیع نرمال چوله به صورت جدول ۲ است. با توجه به نتایج جدول ۲ برای مدیران با اعتماد به نفس بیش از حد پارامتر شکل برابر با $\lambda = 0.137$، پارامتر مقیاس برابر با $\phi = 0.633$، برای تخمین مدیران با اعتماد به نفس کمتر از حد پارامتر شکل برابر با $\lambda = -0.072$، پارامتر مقیاس برابر با $\phi = 0.284$، برای تخمین مدیران منطقی پارامتر شکل برابر با $\lambda = 0.0$ و پارامتر مقیاس برابر با $\phi = 0.679$ است.

نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد مدیران با اعتماد به نفس بیش از حد به نسبت مدیران منطقی ارزش مورد انتظار پرتفوی را بیش از حد برآورد می‌کنند (۱۶۵/۹۳ در مقابل ۱۴۷/۹۲برای مدیران منطقی)، ریسک نزولی را دست کم می‌گیرند (انحراف معیار ۶۲/۸۲ در مقابل ۶۵/۳۷ برای مدیران منطقی)، ریسک نزولی را دست کم می‌گیرند (انحراف معیار نزولی ۶۲/۸۲ در مقابل ۶۵/۳۷ برای مدیران منطقی)، ارزش در معرض خطر (VaR1%) و ارزش ریزش مورد انتظار (ES1%) را دست کم می‌گیرند (۵۵/۸۵ و ۵۰/۸۲ در مقابل ۱۰۰/۸۳و ۱۰۰/۰۶۳ برای مدیران منطقی). همچنین نتایج نشان می‌دهد مدیران با اعتماد به نفس کمتر از حد به نسبت مدیران منطقی ارزش‌های مورد انتظار پرتفوی را دست کم می‌گیرند (۱۴۷/۹۲ در مقابل ۱۱۵/۸۸ برای مدیران منطقی). معیارهای ریسک نزولی، ارزش در معرض خطر و ریزش مورد انتظار را بیش از حد برآورد می‌کنند (۸۴/۴۴، ۱۲/۰۸، ۹۵/۲۰ و ۸۷/۱۷ در مقابل ۶۵/۳۷، ۸/۱۰.۶۲، ۸۰/۸۳ و ۷۰/۰۶ برای مدیران منطقی). در مجموع، این نتایج نشان می‌دهد که سطح اعتماد به نفس مدیران می‌تواند تأثیر زیادی بر ارزیابی ریسک و تصمیم‌گیری‌های مالی آنها داشته باشد. نتایج این بخش مبتنی بر عدم رد فرضیه فرضیه سوم چهارم پژوهش است.

جدول ۲. ادراک مدیریتی از ارزش مورد انتظار پورتفوی، تحت وضعیت‌های مختلف سوگیری

متغیر	ضریب ϕ	ضریب λ	ارزش مورد انتظار	ریسک کلی	ریسک نزولی	ارزش در معرض خطر	ریزش مورد انتظار
مدیر منطقی	۰/۶۷۹	۰	۱۴۷/۹۲	۶۵/۳۷	۸/۶۲	۸۰/۸۳	۷۰/۰۶
مدیر با اعتماد به نفس بیش از حد	۰/۶۳۳	۰/۱۳۷	۱۶۵/۹۳	۶۲/۸۲	۲/۲۴	۵۵/۸۵	۵۰/۸۲
مدیر با اعتماد به نفس کمتر از حد	۰/۲۸۴	-۰/۰۷۲	۱۱۵/۸۸	۸۴/۴۴	۱۲/۰۸	۹۵/۲۰	۸۷/۱۷

استحکام نتایج

در ادامه به منظور بررسی و استحکام نتایج و درک تأثیر سوگیری‌های رفتاری بر ادراکات مدیریتی در مورد معیارهای ارزش مورد انتظار، واریانس، ریسک نزولی، ارزش در معرض ریسک و ریزش مورد انتظار و آزمون فرضیه‌های سوم وچهارم از یک مثال فرضی استفاده شده است. متغیر مهم تصمیم‌گیری در شرایط عدم‌قطعیت در این مثال فرضی نرخ رشد جریان های نقدی است. در این مثال با استفاده از روش ارزش فعلی خالص تأثیر سوگیری‌های رفتاری تحت شرایط عدم اطمینان، بر اساس روش زنجیره مارکوف مونت کارلو شبیه‌سازی می‌شود. رفتار تصادفی ارزش فعلی خالص پروژه توسط متغیر نرخ رشد جریان های نقدی x بررسی می‌شود.

برای مثال فرضی بودجه‌بندی سرمایه‌ای، جریان های نقدی پروژه به صورت زیر تعریف شده است.

($CF_0 = -111.29$ هزینه سرمایه‌گذاری اولیه)

($CF_t = 25\ (1 + x)$ برای $t = 1$، ۲،...، ۵ ورودی های نقدی در هر سال)

که در آن x یک متغیر تصادفی است که نشان دهنده نرخ رشد جریان های نقدی است. هزینه سرمایه (نرخ تنزیل) غیر تصادفی و برابر با $k = 0.04$ یا ۴ درصد در نظر گرفته شده است. شکل جبری شیوه سنجش ارزش خالص فعلی به شرح رابطه ۲۷ است.

رابطه ۲۷)
$$NPV = CF_0 + \sum_{t=1}^{N} CF_t\ (1 + k)^{-t}$$

با جایگزینی مقادیر فوق، رابطه ۲۷ به صورت زیر تبدیل می‌شود.

$$NPV = -100 + \sum_{t=1}^{5} 25(1 + x)(1 + 0.04)^{-t}$$

در رابطه فوق، جریان نقدی وردوی پایه در سال اول ۲۵ واحد در نظر گرفته شده است. این جریان نقدی با نرخ رشد x به صورت $25(1 + x)$ محاسبه می‌شود. به عبارت دیگر، جریان نقدی ورودی در سال اول برابر ۲۵ واحد است. در سال‌های بعدی، این جریان نقدی با نرخ رشد متغیر تصادفی تصمیم‌گیری x افزایش می‌یابد. در واقع، عدد ۲۵ نشان‌دهنده جریان نقدی پایه در سال اول است که در سال‌های بعدی با نرخ رشد x افزایش می‌یابد. این نرخ رشد به عنوان متغیر تصادفی در نظر گرفته شده و با استفاده از شبیه‌سازی مارکوف مونت کارلو و الگوریتم متروپلیس-هیستینگز[1] و توزیع احتمالی نرمال چوله محاسبه می‌شود.

مقدار NPV توسط تصادفی بودن متغیر نرخ رشد جریان نقدی x ایجاد می‌شود. شبیه‌سازی زنجیره مارکوف مونت کارلو با تولید ۱۵۰۰۰۰ مقدار تصادفی برای x انجام می‌شود تا توزیع NPV به دست آید. به طور خلاصه، این مثال استفاده از شبیه‌سازی مارکوف مونت کارلو را برای ترکیب عدم قطعیت در نرخ رشد جریان نقدی هنگام محاسبه NPV یک پروژه سرمایه‌گذاری نشان می‌دهد. توزیع NPV حاصل، امکان تجزیه و تحلیل ریسک را با استفاده از معیارهای آماری ارزش مورد انتظار، واریانس، ریسک نزولی، ارزش در معرض ریسک و ریزش مورد انتظار فراهم می‌کند.

نتایج جدول ۳ پارامترهای ϕ، λ، ارزش مورد انتظار، ریسک کلی، ریسک نزولی، ارزش در معرض ریسک $VaR_{1\%}$ و ریزش مورد انتظار $ES_{1\%}$ را برای سه حالت مدیر منطقی، مدیر با اعتماد به نفس بیش از حد و مدیر با اعتماد به نفس کمتر از حد بعد از انجام شبیه‌سازی به روش زنجیره مارکوف مونت کارلو با تولید ۱۵۰۰۰۰ مقدار تصادفی برای متغیر x را نشان می‌دهد. نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد مدیران با اعتماد به نفس بیش از حد ارزش‌های خود را به طور غیرمنطقی بزرگ ارزیابی می‌کنند. این منجر به افزایش ارزش مورد انتظار NPV و کاهش انحراف معیار آنها می‌شود، در حالی که در فرآیند ارزیابی ریسک‌ها را کمتر ارزش‌گذاری می‌کنند. زمانی که ریسک ها به روشی کمتر خوش بینانه ارزیابی شوند، می‌تواند منجر به تصمیم‌گیری بر اساس اطلاعات ناقص یا نادرست شود که ممکن است منجر به

[1] Metropolis–Hasting's algorithm

پیامدهای منفی پیش‌بینی نشده شود. برای تصمیم‌گیرندگان، ارزیابی دقیق و ارزیابی ریسک‌ها به منظور انتخاب آگاهانه و کاهش موثر تهدیدات بالقوه بسیار مهم است. مدیران با اعتماد به نفس کمتر از حد ارزش‌ها را به طور غیرمنطقی پایین ارزیابی می‌کنند و ریسک‌ها را بیش از حد ارزیابی می‌کنند. این منجر به کاهش ارزش مورد انتظار NPVو افزایش انحراف معیار آنها می‌شود. با توجه به این نتایج، نحوه ارزیابی و تعامل مدیران با ارزش‌های NPV تأثیر مهمی بر روی تصمیم‌گیری‌های اقتصادی و سرمایه‌گذاری آنها دارد. به طور کلی، نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد مدیران با اعتماد به نفس بیش از حد ارزش پرتفوی مورد انتظار پایان دوره را بیش از حد برآورد می‌کنند و ارزش کلی، ریسک نزولی، ارزش در معرض خطر و ارزش ریزش مورد انتظار را دست کم می‌گیرند. از سوی دیگر، مدیران با اعتماد به نفس پایین، ارزش‌های مورد انتظار پرتفوی را دست کم می‌گیرند و معیارهای نزولی، ارزش در معرض خطر و ریزش مورد انتظار را بیش از حد برآورد می‌کنند. این نتایج تائیدی بر نتایج بخش پیشن است و حاکی از تائید مجدد فرضیه فرضیه سوم چهارم پژوهش است.

جدول ۳. ادراک مدیریتی از ارزش مورد انتظار *NPV*، تحت وضعیت‌های مختلف سوگیری.

متغیر	ضریب ϕ	ضریب λ	ارزش مورد انتظار	ریسک کلی	ریسک نزولی	ارزش در معرض خطر	ریزش مورد انتظار
مدیر منطقی	۰/۱۲	۰/۰۰	-۱/۸۲	۳/۱۰	۱/۵۸	۶/۱۹	۶/۷۳
مدیر با اعتماد به نفس بیش از حد	/۰۹	۰/۳۰	۸/۳۱	۲/۰۵	۱/۰۶	۳/۸۸	۳/۵۵
مدیران با اعتماد به نفس کمتر از حد	۰/۱۵	-۰/۰۵	-۳/۳۱	۵/۷۵	۱/۹۵	۶/۸۰	۷/۱۲

۵- بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش یک چارچوب احتمالی برای سوگیری‌های مدیریتی اعتماد بیش از حد و عدم اطمینان براساس روش زنجیره مارکوف مونت کارلو و الگوریتم متروپلیس-هیستینگز مدل‌سازی شده است. این چارچوب به عنوان ابزاری برای مقایسه تفاوت‌ها و شباهت‌های این سوگیری‌ها و تحلیل تأثیر آنها بر ارزش مورد انتظار، ریسک کلی، ریسک نزولی، ارزش در معرض خطر و ریزش مورد انتظار متغیرهای تصمیم‌گیری نرخ بازده پرتفوی و جریان نقدی یک پروژه سرمایه‌گذاری است.

یافته‌های پژوهش در رابطه با فرضیه اول نشان داد، مدیران با اعتماد به نفس بیش از حد احتمال نتایج مطلوب را بیش از حد برآورد می‌کنند و دنباله‌های متراکم‌تری را بر توزیع احتمال متغیرهای اقتصادی مورد استفاده در تصمیم‌گیری تحمیل کند. در واقع، یک مدیر با اعتماد به نفس بیش از حد، احتمال بیشتری را به نتایج یا رویدادهایی اختصاص می‌دهد که منجر به توزیع باریک‌تر احتمالات برای متغیرهای اقتصادی مورد استفاده در تصمیم‌گیری می‌شود. به عبارت دیگر، آنها تمایل دارند به جای در نظر گرفتن طیف وسیع‌تری از احتمالات، بیشتر بر روی بهترین یا بدترین سناریو تمرکز کنند. این رویکرد می‌تواند منجر به ریسک‌پذیری بیش از حد و تصمیم‌گیری مغرضانه شود. اعتماد به نفس بیش از حد می‌تواند به روش‌های مختلفی مانند برآورد بیش از حد دانش، توانایی‌ها و دقت اطلاعات ظاهر شود. همچنین می‌تواند منجر به "اثر بهتر از متوسط" شود، جایی که مدیران معتقدند بهتر از سایرین در گروه خود هستند. اعتماد بیش از حد می‌تواند منجر به نادیده گرفتن اطلاعات عمومی‌توسط مدیران شود و به اشتباه سودهای بازار را به توانایی‌های خود نسبت دهند که منجر به دست کم گرفتن ریسک می‌شود. یافته‌های پژوهش در رابطه با فرضیه دوم نشان داد، مدیران با اعتماد به نفس کمتر از حد تمایل دارند احتمال رخدادهای مطلوب را دست کم بگیرند و احتمال رویدادهای نامطلوب را بیش از حد برآورد کنند. در حقیقت، یک مدیر با اعتماد به نفس کم، احتمال نتایج مثبت را دست کم می‌گیرد و احتمالات کمتری را به رویدادهای مطلوب در تصمیم‌گیری اختصاص می‌دهد. این رویکرد محتاطانه ممکن است منجر به توزیع گسترده‌تری از احتمالات برای متغیرهای اقتصادی شود، زیرا مدیر احتمال کمتری دارد که سناریوهای افراطی یا نتایج بیش از حد خوش‌بینانه را در نظر بگیرد. این رفتار می‌تواند منجر به از دست رفتن فرصت‌ها، عدم ریسک‌پذیری و به طور بالقوه عدم استفاده از نتایج مثبت به دلیل نگاه بدبینانه‌تر به احتمال موفقیت شود. برای مدیران مهم است که یک رویکرد متعادل در ارزیابی ریسک ها و احتمالات برای تصمیم‌گیری‌های آگاهانه پیدا کنند. نتایج پژوهش در ارتباط با فرضیه سوم نشان داد کالیبراسیون‌های نادرست برای یک مدیر با اعتماد به نفس بیش از حد منجر به منحرف شدن به سمت مثبت توزیع احتمال ذهنی برای متغیرهای تصمیم‌گیری مورد بررسی می‌شود. این اشتباهات نادرست برای یک مدیر با اعتماد به نفس بیش از حد

باعث می‌شود وی ارزش مورد انتظار را بیش از حد برآورد کند، ریسک نزولی را دست کم می‌گیرد و ارزش در معرض خطر و ریزش مورد انتظار متغیر تصادفی تصمیم‌گیری را دست کم می‌گیرد. این عدم اعمال میزان درستی احتمالات، منجر به یک توزیع احتمالی شخصیتی برجسته برای متغیرهای مورد بررسی می‌شود. به این معنی که فرد بیشتر توجه به نتایج مثبت یا مطبوع می‌کند که نتیجه آن افزایش احتمال ضررها یا ریسک‌های ناشی از آنها خواهد بود. کم اندازه‌گیری ارزش مورد انتظار موجب می‌شود که فرد احتمالی از فواید یا بازده‌های مربوط به تصمیمات خاص را درک نکند که به از دست دادن فرصت‌ها یا نتایج نه چندان بهینه منجر خواهد شد. نتایج پژوهش در ارتباط با فرضیه چهارم نشان داد یک مدیر با اعتماد به نفس پایین، احتمال نتایج مطلوب را دست کم می‌گیرد و کالیبراسیون نادرست منجر به توزیع منحرف منفی، دست کم گرفتن ارزش‌های مورد انتظار و برآورد بیش از حد ریسک کلی، ریسک منفی، ارزش در معرض خطر و ریزش مورد انتظار می‌شود. در حقیقت، زمانیکه یک مدیر با اعتماد به نفس پایین احتمال نتایج مثبت را دست کم می‌گیرد، می‌تواند منجر به توزیع منفی احتمالات شود. بدان معنا که مدیر بر نتایج منفی یا نامطلوب تأکید بیشتری می‌کند و در نتیجه احتمال ضرر یا ریسک نزولی بیشتر می‌شود. همچنین، دست کم گرفتن ارزش‌های مورد انتظار نشان می‌دهد که مدیر ممکن است به طور کامل منافع یا بازده‌های بالقوه مرتبط با تصمیمات خاص را تشخیص ندهد که منجر به از دست رفتن فرصت‌ها یا نتایج غیربهینه می‌شود. علاوه بر این، برآورد بیش از حد ریسک کلی، ریسک نزولی، ارزش در معرض خطر و کسری مورد انتظار نشان می‌دهد که مدیر ممکن است سطح ریسک را بالاتر از آنچه که هست درک کند که می‌تواند منجر به تصمیم‌گیری بیش از حد محافظه‌کارانه و از دست دادن فرصت‌های رشد یا موفقیت شود.

به طور خلاصه، ارزیابی نادرست احتمالات و ارزیابی ریسک توسط مدیری که اعتماد به نفس پایینی ندارد، می‌تواند منجر به درک نادرست نتایج بالقوه، فرصت های از دست رفته و تمایل به تمرکز بر اجتناب از زیان به جای حداکثر کردن سود شود. برای مدیران مهم است که احتیاط را با ارزیابی واقع بینانه از خطرات و پاداش‌های بالقوه متعادل کنند تا تصمیمات آگاهانه اتخاذ کنند.

با توجه به نتایج پژوهش به مدیران و سازمان‌ها توصیه می‌شود اثرات عدم اعمال احتمالات و ارزیابی ناسازگار ریسک‌ها بر عملکرد مدیران و سازمان‌ها را مورد توجه قرار دهند. به سازمان‌ها توصیه می‌شود راهکارهایی برای افزایش اعتماد به نفس مدیران، ارزیابی دقیق‌تر ریسک‌ها و ارایه آموزش‌های موثر برای بهبود فرصت‌های موفقیت در تصمیم‌گیری‌ها در نظر بگیرند. نتایج این پژوهش می‌تواند در بررسی تأثیر رویکردهای مدیران در مدیریت ریسک و تصمیم‌گیری‌ها بر عملکرد سازمان و موفقیت آنها کمک کند. به سایر پژوهشگران پیشنهاد می‌شود پیشنهاد می‌شود که پژوهشی جامع در زمینه تأثیر مدل‌های مدیریت ریسک و ارزیابی تصمیمات مدیران با عدم قطعیت‌ها انجام شود. این مطالعه می‌تواند شامل تحلیل مقایسه‌ای با استفاده رویکردهای بیزی باشد. برای پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود از سایر تابع توزیع احتمال و چارچوب‌های بیزی استفاده شود. برای پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود از توزیع‌های چوله از نوع انتزاعی یا انعطاف‌پذیر مانند $EGB2$ یا t تعمیم‌یافته و توزیع خطای تعمیم یافته چوله استفاده شود. در ارتباط با محدودیت‌های پژوهش موسسه‌های سرمایه‌گذاری تنها نمونه آماری پژوهش هستند؛ لذا در تعمیم نتایج حاصل از پژوهش به کل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران باید با احتیاط عمل شود. داده‌های استفاده شده از صورت‌های مالی در این پژوهش، از بابت تورم تعدیل نشده است. در صورت تعدیل از این بابت، ممکن است که نتایج متفاوتی حاصل شود.

فهرست منابع

اقبال‌نیا، محمد؛ اسماعیل فدایی نژاد، محمد (۱۳۸۶). آزمون مدل ارزش در معرض ریسک برای پیش‌بینی و مدیریت ریسک سرمایه‌گذاری. چشم انداز مدیریت، ۲۱(۲۲)، ۳۳-۵۳.

حاجیها، زهره؛ هدایتی، قدرت اله. (۱۳۹۵). ارتباط بین رفتار (خوش بینی) مدیران بر ریسک گزارشگری مالی در بورس اوراق بهادار تهران، کنفرانس جهانی مدیریت، اقتصاد، حسابداری و علوم انسانی در آغاز هزاره سوم.

دلشاد، افسانه؛ صادقی شریف، سیدجلال. (۱۳۹۷). بررسی واکنش بازار سرمایه به کوته‌بینی مدیران در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. تحقیقات مالی، ۲۰(۱)، ۹۱-۱۰۶.

رادپور، میثم و عبده تبریزی، حسین (۱۳۸۸). اندازه-گیری و مدیریت ریسک بازار رویکرد ارزش در معرض ریسک، انتشارات آگاه، چاپ یکم.

رامشه، منیژه؛ ملانظری، مهناز. (۱۳۹۳). بیش‌اطمینانی مدیریت و محافظه‌کاری حسابداری. دانش حسابداری، ۵(۱۶)، ۵۵-۷۹.

زمردیان، غلامرضا. (۱۳۹۴۷). مقایسه توان تبیین مدل های پارآمتریک (اقتصادسنجی) و ناپارآمتریک (مونت کارلو)

در سنجش میزان ارزش در معرض خطر پرتفوی شرکت های سرمایه گذاری جهت تعیین پرتفوی بهینه در بازار سرمایه ایران. مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۶(۲۲)، ۱۶۴-۱۴۷.

کشاورز، غلامرضا؛ مفتخر دریایی، کبری. (۱۳۹۷). تأثیر سرایت بازده و تلاطم در برآورد ارزش در معرض ریسک سبد دارایی، متشکل از طلا، ارز و سهام. فصلنامه تحقیقات اقتصادی، ۵۳(۱)، ۱۱۷-۱۵۲.

مهرفر، ابوطالب؛ کاظمی، حسین؛ رضایی، فرزین. (۱۴۰۲). خوش‌بینی طبیعی و انگیزشی مدیران و تاثیر آن بر کیفیت گزارشگری مالی. دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت، ۱۲(۴۸)، ۱۶۱-۱۷۶.

Alpert, M., & Raiffa, H. (1982). A progress report on the training of probability assessors. In: Kahneman, D., Slovic, P., Tversky, A. (Eds.), Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases. Cambridge University Press, Cambridge, 294–305.

Asparouhov, T., & Muthén, B. (2015). Structural Equation Models and Mixture Models with Continuous Nonnormal Skewed Distributions. Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 23(1), 1-19.

Baker, M., Ruback, R., & Wurgler, J. (2006). Behavioral corporate finance: A survey. In: Eckbo, E. (Ed.), HandBook of Corporate Finance. In: Empirical Corporate Finance, North Holland, Amsterdam, 145–186.

Ben-David, I., Graham, J.R., & Harvey, C.R. (2013). Managerial miscalibration. The Quarterly Journal of Economics. 128 (4), 1547–1584.

Camerer, C., & Lovallo, D. (1999). Overconfidence and excess entry: An experimental approach. American Economic Review. 89 (1), 306–318.

Delshad, A; Sadeghi Sharif, J. (2017). Investigating the reaction of the capital market to the short-sightedness of managers in companies listed on the Tehran Stock Exchange. Financial Research, 20(1), 91-106. (In Persian)

Eisenbach, T. M., & Schmalz, M. C. (2015) Anxiety, overconfidence, and excessive risk taking, Staff Report, No. 711, Federal Reserve Bank of New York, New York, NY

Eric Van den Steen. (2011). Overconfidence by Bayesian-Rational Agents. Management Science, INFORMS, 57(5), 884-896.

Guo, M.; Liu, J.; He, Q.; Xin, J.Y. (2020). Managerial overconfidence and M&A performance: evidence from China. International Journal of Banking, Accounting and Finance, 11(3), 342-360.

Hajiha, V., & Hedayati, Gh. (2015). The relationship between managers' behavior (optimism) on financial reporting risk in Tehran Stock Exchange. World Conference on Management, Economics, Accounting and Human Sciences at the beginning of the third millennium. (In Persian)

Hallin, M., & Trucíos. C. (2023). Forecasting value-at-risk and expected shortfall in large portfolios: A general dynamic factor model approach. Econometrics and Statistics 27, 1-15.

Heaton, J. B. (2002). Managerial optimism and corporate finance. Financial Management, 31(2), 33–45.

Iqbal Nia, M., & Ismail Fadainejad, M (2008). Testing the value-at-risk model for predicting and managing investment risk. Management perspective, 21(22), 33-53(In Persian)

Kang, J. (2017). Curbing Managerial Myopia: The Role of Managerial Overconfidence in Owner Managed Firms and Professionally Managed Firms. Available at: https://ssrn.com/abstract= 2944998.

Keshavarz, Gh., & Moftakhat Daryaee, K. (2017). The impact of return contagion and volatility on the value at risk of a basket, consisting of gold, currency and stocks. Quarterly Journal of Economic Research, 53(1), 117-152. (In Persian)

Kyle, A. S., & Wang, F. A. (1997). Speculation duopoly with agreement to disagree: Can overconfidence survive the market test? The Journal of Finance, 52 (5), 2073–2090.

Langer, E. J. (1975). The illusion of control. Journal of Personality and Social Psychology. 32(2), 311–328.

Lazar, E., Pan, J., & Wang, Sh. (2024). On the estimation of Value-at-Risk and Expected Shortfall at extreme levels. Journal of Commodity Markets, 34, 1-20.

Lichtenstein, S., Fischhoff, B., & Phillips, L. (1982). Calibration of Probabilities: The State of The Art To 1980. In: Daniel, K., Slovic, P., Tversky, A. (Eds.), Judgment Under Uncertainty: Heuristics and Biases. Cambridge University Press, Cambridge, New York.

Malmendier, U., & Tate, G. (2015). Behavioral CEOs: The role of managerial overconfidence. Journal of Economic Perspectives, 29(4), 37–60.

Malmendier, U., Tate, G., & Yan, J. (2011). Overconfidence and early-life experiences: The effect of managerial traits on corporate financial policies. The Journal of Finance, 66 (5), 1687–1733.

McDonald, J. B., & Xu, Y. J. (1995). A generalization of the beta distribution. Journal of Econometrics, 66 (1-2), 133–152.

Mehrfar, A; Kazemi, H; Rezaei, F. (2024). Natural and motivational optimism of managers and its effect on the quality of financial reporting. Management accounting and auditing knowledge, 12(48), 161-176. (In Persian)

Moore, D. A., & Healy, P. J. (2008). The trouble with overconfidence. Psychological Review. 115 (2), 502–517.

MoRadpour, M and Abdo Tabrizi, H (2008). Value-at-Risk Market Risk Measurement and Management. Conscious Publications, 1st Edition. (In Persian)

Morris, P.A., (1974). Decision analysis expert use. Management Science. 20 (9), 1233–1241.

Oberlechner, T., & Osler, C. (2012). Survival of overconfidence in currency markets. Journal of

Financial and Quantitative Analysis. 47 (1), 91–113.

Palmon, O., Bar-Yosef, S., Chen, R., Venezia, I., (2008). Optimal strike prices of stock options for effort averse executives. Journal of Banking & Finance. 32 (2), 229–239.

Palmon, O., Venezia, I. (2013). A Rationale for Hiring Irrationally Overconfident Managers. In: Lee, Cheng-Few, Lee, Alice (Eds.), Encyclopedia of Finance. 803–812.

Palmon, O., Venezia, I. (2015). Strike prices of options for overconfident ex- ecutives. In: Lee, Cheng-Few, Lee, John C. (Eds.), HandBook of Financial Econometric and Statistics, 3, 1491–1508.

Radpour, M and Abdo Tabrizi, H (2008). Value-at-Risk Market Risk Measurement and Management, Conscious Publications, 1st Edition. (In Persian)

Ramsheh, M., & Molanzari, M. (2014). Managerial Overconfidence and Accounting Conservatism. Journal of Accounting Knowledge, 5(16), 55-79. (In Persian)

Roll, R. (1986). The Hubris Hypothesis of Corporate Takeovers. The Journal of Business, 59(2), 197–216.

Shefrin, H. (2018). Behavioral Corporate Finance. Handbook of Behavioral Economics: Applications and Foundations, 1, 277-379.

Shefrin, H. (2005). Behavioral Corporate Finance. McGraw-Hill/ Irwin, New York.

Statman, M. (2017). Finance for Normal People: How Investors and Markets Behave. Oxford University Press.

Svenson, O. (1981). Are we all less risky and more skillful than our fellow drivers? Acta Psychol. 47 (2), 143–148.

Van den Steen, E. (2011). Overconfidence by Bayesian - rational agents. Management Science. 57 (5), 884–896.

Van den Steen, E. (2004). Rational over-optimism (and other biases). American Economic Association, 94 (4), 1141–1151.

Svenson, O. (1981). Are we all less risky and more skillful than our fellow drivers? ActPsychol. 47 (2), 143–148.

Theodossiou, P. (1998). Financial data and the skewed generalized t distribution. Management Science. 44 (12), 1650–1661.

Theodossiou, P. (2015). Distribution of financial asset prices, the skewed generalized error distribution, and the pricing of options. Multinational Finance Journal, 19 (3–4), 223–266.

Zamaordian, Gh. (2014). Comparing the explanatory power of parametric (econometric) and non-parametric (Monte Carlo) models in measuring the value at risk of the market portfolio of investment companies to determine the optimal portfolio in Iran's capital. Journal Of Financial Engineering and Book Management, 6(22), 147-164. (In Persian)

Zhang, H. G., Su, C. W., Song, Y., Qiu, S., Xiao, R., & Su, F. (2017). Calculating Value-at-Risk for high-dimensional time series using a nonlinear random mapping model. Economic Modelling, 67, 355-367.

Zoia, M. G., Biffi, P., & Nicolussi, F. (2018). Value at Risk and Expected Shortfall based on Gram-Charlier-like expansions. Journal of Banking & Finance, 93, 92-104.

Accounting Knowledge & Management Auditing
Vol. 16/ No. 61/ Autumn 2027

Providing a possible framework for clarifying managerial biases based on uncertainty conditions

Farideh Faraji
PhD student of Accounting Department, Bandar Abbas Branch, Islamic Azad University, Bandar Abbas, Iran

Hamid Rostami Jaz
Assistant Professor of Accounting Department, Bandar Abbas Branch, Islamic Azad University, Bandar Abbas, Iran
(Corresponding Author)
Hamid.rostamijaz1358@gmail.com

Saeed Moradpour
Assistant Professor of Accounting and Financial Management Department, Bandar Abbas Branch, Islamic Azad University, Bandar Abbas, Iran

Mehdi Dasineh
Assistant Professor of Accounting Department, Bandar Abbas Branch, Islamic Azad University, Bandar Abbas, Iran

Abstract
Considering the importance of psychological biases and their impact on accurate modeling of decision-making variables under uncertainty, to predict expected value, overall risk, negative risk, value at risk and expected drop, over the years overconfidence and underconfidence bias using Conceptual possible hypotheses were explained; But the existence of uncertainty in such models makes these models not have the necessary efficiency, Because the uncertainty in the structure of these models, which causes a kind of asymmetry, was not considered. Therefore, the main goal of this research is to present a probabilistic framework for clarifying managerial biases based on the Markov chain Monte Carlo method and the Metropolis-Hastings algorithm, in which uncertainty conditions are well represented by using an asymmetric distribution function. The research method is within the framework of Bayesian approaches and a normal distribution, where the expected value of the portfolio $E(V_1|\ C)$, the overall risk $\sigma(V_1|C)$, the downside risk $\sigma D(V_1|C)$, 1% of the value at risk $VaR_{1\%}$ and expected spill $ES_{1\%}$ for three modes of rational, overconfident and underconfident managers based on Markov chain Monte Carlo and Metropolis-Hastings algorithm using a sample of 150,000 Portfolio return and cash flow growth rate of an investment project are randomly calculated. The results of the research showed that overconfident managers overestimate their expected values and underestimate the downside risk, the value at risk and the expected lack of decision variables. On the other hand, underconfident managers underestimate their expected values and overestimate downside risk, value at risk, and expected shortfall.
Keywords: Managerial Biases, Uncertainty, Value at Risk, Markov Chain Monte Carlo