Financial Research Journal

Print ISSN: 1024-8153
Online ISSN: 2423-5377

The Role of Experience in Behavioral Biases: A Bayesian Probabilistic Framework Under Uncertainty

Farideh Faraji
Ph.D. Candidate, Department of Accounting, BA.C, Islamic Azad University, BandarAbbas, Iran. E-mail: faridehfaraji1396@iau.ac.ir

Hamid Rostami Jaz*
*Corresponding Author, Assistant Prof., Department of Accounting, BA.C, Islamic Azad University, BandarAbbas, Iran. E-mail: rostamijaaz@iau.ac.ir

Saeed Moradpour
Assistant Prof., Department of Accounting and Finance, BA.C, Islamic Azad University, BandarAbbas, Iran. E-mail: saeed.moradpour@iau.ac.ir

Mahdi Dasineh
Assistant Prof., Department of Accounting, BA.C, Islamic Azad University, BandarAbbas, Iran. E-mail: m.dasineh@iau.ac.ir

Abstract

Objective

Given the importance of psychological biases and their influence on modeling decision-making variables under uncertainty, overconfidence and underconfidence biases have been examined through conceptual probabilistic frameworks to predict expected value, overall risk, downside risk, value-at-risk, and expected drawdown. However, the uncertainty inherent in these models limits their effectiveness, as it introduces asymmetry that is not adequately incorporated into their underlying structures. Accordingly, the main objective of this study is to provide a probabilistic framework to clarify managerial biases and examine the role of managers' experience in reducing behavioral biases in risky and uncertain

Citation: Faraji, Farideh; Rostami Jaz, Hamid; Moradpour, Saeed & Dasineh, Mahdi (2026). The Role of Experience in Behavioral Biases: A Bayesian Probabilistic Framework Under Uncertainty. *Financial Research Journal*, 28(3), 771 - 809. https://doi.org/10.22059/frj.2025.393962.1007734 (*in Persian*)

Financial Research Journal, 2026, Vol. 28, No.3, pp. 771-809
Published by University of Tehran, College of Management
https://doi.org/10.22059/frj.2025.393962.1007734
Article Type: Research Paper
© Authors

Received: April 23, 2025
Revised: October 08, 2025
Accepted: September 21, 2026
Published online: October 01, 2026

financial environments based on the Markov Chain Monte Carlo method and the Metropolis-Hastings algorithm, in which the uncertainty conditions are well represented by using an asymmetric distribution function.

Methods The statistical population of this study consists of 40 investment companies listed on the Tehran Stock Exchange and the Iranian Over-the-Counter (OTC) market in 2022. The research methodology is based on a two-layer Bayesian framework combined with a normal distribution approach. Expected value, total risk, downside risk, 1% value-at-risk, and expected drawdown are estimated for three managerial states—rational, overconfident, and underconfident—using the Markov Chain Monte Carlo (MCMC) method and the Metropolis–Hastings algorithm based on 150,000 randomly simulated portfolio returns.

Results
The results show that overconfident managers tend to overestimate the likelihood of favorable events and underestimate the likelihood of unfavorable outcomes, whereas underconfident managers exhibit the opposite pattern by underestimating favorable events and overestimating unfavorable outcomes. The findings further indicate that overconfident managers overestimate expected values compared with rational managers while underestimating downside risk, value-at-risk, and expected drawdown. Conversely, underconfident managers underestimate expected values but overestimate downside risk, value-at-risk, and expected drawdown relative to rational managers. Also, managerial experience was identified as a moderating factor that reduces the effects of behavioral biases through increased use of historical data and quantitative analysis. The results of Bayesian hierarchical modeling confirmed that managers' practical experience not only reduces biases but also improves the ability to more accurately predict risk and returns.

Conclusion
This study develops a probabilistic framework for modeling the managerial biases of overconfidence and uncertainty. The framework is used as a tool to compare the differences and similarities of these biases and analyze their impact on expected value, overall risk, downside risk, value-at-risk, and expected drawdown of decision variables. In summary, both overconfident and underconfident managers can experience behavioral biases in their decision-making processes due to miscalibration of probabilities and distorted subjective probability distributions. Overconfident managers tend to overestimate the probability of success and underestimate risk, while underconfident managers do the opposite. These biases can lead to suboptimal decision-making and potentially negative outcomes for the organization. Although managers' awareness of these biases and their efforts to assess probabilities and risks more accurately and objectively are essential for effective decision-making, managerial experience can play a significant moderating role in this process

Keywords: Experience, Managerial biases, Uncertainty, Value at risk.

شاپا چـــاپـــی: ۱۰۲۴-۸۱۵۳
شاپا الکترونیکی: ۲۴۲۳-۵۳۷۷

تحقیقات مالی

نقش تجربه در سوگیری‌های رفتاری: ارائه چارچوب احتمالاتی مبتنی بر روش‌های بیزی در شرایط عدم قطعیت

فریده فرجی
دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، واحد بندرعباس، دانشگاه آزاد اسلامی، بندرعباس، ایران. رایانامه: faridehfaraji1396@iau.ac.ir

حمید رستمی جاز *
* نویسندهٔ مسئول، استادیار، گروه حسابداری، واحد بندرعباس، دانشگاه آزاد اسلامی، بندرعباس، ایران. رایانامه: rostamijaaz@iau.ac.ir

سعید مرادپور
استادیار، گروه حسابداری و مالی، واحد بندرعباس، دانشگاه آزاد اسلامی، بندرعباس، ایران، رایانامه: saeed.moradpour@iau.ac.ir

مهدی دسینه
استادیار، گروه حسابداری، واحد بندرعباس، دانشگاه آزاد اسلامی، بندرعباس، ایران، رایانامه: m.dasineh@iau.ac.ir

چکیده

هدف: با توجه به اهمیت سوگیری‌های روان‌شناختی و تأثیر آن‌ها بر مدل‌سازی متغیرهـای تصـمیم‌گیری در شـرایط عـدم‌قطعیت، بـرای پیش‌بینی ارزش مورد انتظار، ریسک کلی، ریسـک منفـی، ارزش در معـرض خطـر و ریـزش مـورد انتظـار، در طـول سـال‌ها، سـوگیری بیش‌اعتمادی و کم‌اعتمادی با استفاده از فرضیه‌های احتمالی مفهومی توضیح داده می‌شدند. مشکل اینجاست کـه وجـود عـدم‌قطعیت در چنین الگویی‌هایی باعث می‌شود که این مدل‌ها کارایی لازم را نداشته نباشند؛ زیرا عدم‌قطعیت باعث نوعی عدم تقارن می‌شود و در ساختار این مدل‌ها در نظر گرفته نمی‌شود. از این رو، هدف اصلی این پژوهش، ارائهٔ یک چارچوب احتمالی شفاف‌سازی سوگیری‌های مـدیریتی و بررسی نقش تجربهٔ مدیران در کاهش سوگیری‌های رفتاری، در محیط‌های مالی پُرریسک و نـامطمئن، براسـاس روش زنجیـرهٔ مـارکوف مونت‌کارلو و الگوریتم متروپلیس ـ هیستینگز است که در آن با استفاده از یک تابع توزیع‌های نامتقارن، شرایط عدم‌قطعیت به‌خوبی نشـان داده می‌شود.

روش: جامعهٔ آماری این پژوهش، ۴۰ شرکت سرمایه‌گذاری در فرابورس و بـورس اوراق بهـادار تهـران، طـی سـال ۱۴۰۱ اسـت. روش پژوهش در چارچوب رویکردهای بیزی دولایه و یک توزیع نرمال چوله است. در این چارچوب، ارزش مورد انتظار، ریسـک کلـی، ریسـک نزولی، ۱درصد ارزش در معرض ریسک و ریزش مورد انتظار، برای سه حالت مدیر منطقی، بیش از حـد مطمـئن و کم‌اعتمـاد بـر اسـاس زنجیرهٔ مارکوف مونت‌کارلو و الگوریتم متروپلیس ـ هیستینگز با استفاده از نمونه‌ای از ۱۵۰۰۰۰ نرخ بازده پورتفوی به‌طور تصادفی محاسبه شده است.

استناد: فرجی، فریده؛ رستمی جاز، حمید؛ مرادپور، سعید و دسینه، مهدی (۱۴۰۵). نقش تجربه در سوگیری‌های رفتاری: ارائـه چـارچوب احتمالاتی مبتنی بر روش‌های بیزی در شرایط عدم قطعیت. *تحقیقات مالی*، ۲۸(۳)، ۷۷۱- ۸۰۹.

تحقیقات مالی، ۱۴۰۵، دوره ۲۸، شماره ۳، صص. ۷۷۱- ۸۰۹
ناشر: دانشکدگان مدیریت دانشگاه تهران
نوع مقاله: علمی پژوهشی
© نویسندگان

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۲/۰۳
تاریخ ویرایش: ۱۴۰۴/۰۷/۱۶
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۶/۳۰
تاریخ انتشار: ۱۴۰۵/۰۷/۰۹
doi: https://doi.org/10.22059/frj.2025.393962.1007734

یافته‌ها: نتایج پژوهش نشان داد که مدیران با اعتمادبه‌نفس بیش از حد، تمایل دارند که احتمال رخدادهای مطلوب را بیش از حد برآورد کنند و احتمال رویدادهای نامطلوب را دست‌کم بگیرند. در مقابل، مدیران با اعتمادبه‌نفس کمتر از حد تمایل دارند که احتمال رخدادهای مطلوب را دست‌کم بگیرند و احتمال رویدادهای نامطلوب را بیش از حد برآورد کنند. همچنین نتایج پژوهش نشان داد که مدیران با اعتمادبه‌نفس 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 دست‌کم می‌گیرند. از سوی دیگر، مدیران با اعتمادبه‌نفس کمتر از مدیران منطقی، ارزش‌های مورد انتظار را دست‌کم می‌گیرند؛ اما ریسک نزولی، ارزش در معرض خطر و ریزش مورد انتظار را بیش از مدیران منطقی برآورد می‌کنند. همچنین، تجربهٔ مدیریتی به‌عنوان عامل تعدیل‌کننده شناسایی شد که از طریق افزایش استفاده از داده‌های تاریخی و تحلیل‌های کمی، اثرهای سوگیری‌های رفتاری را کاهش می‌دهد. نتایج مدل‌سازی سلسله‌مراتبی بیزی تأیید می‌کند که تجربهٔ عملی مدیران نه‌تنها بر کاهش سوگیری‌ها مؤثر است، بلکه توانایی پیش‌بینی دقیق‌تر ریسک و بازده را بهبود می‌بخشد.

نتیجه‌گیری: این پژوهش یک چارچوب احتمالی را برای مدل‌سازی سوگیری‌های مدیریتی اعتماد بیش از حد و عدم اطمینان ایجاد می‌کند. این چارچوب به‌عنوان ابزاری برای مقایسهٔ 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 استفاده می‌شود. به‌طور خلاصه، هم مدیران با اعتمادبه‌نفس بیش از حد و هم مدیران با اعتمادبه‌نفس کمتر از حد، می‌توانند در فرایندهای تصمیم‌گیری خود، به‌دلیل کالیبراسیون نادرست احتمالات و توزیع احتمالات ذهنی ناهنجار دچار سوگیری رفتاری شوند. مدیران با اعتمادبه‌نفس، بیش از حد تمایل دارند تا احتمال موفقیت را بیش از حد برآورد کنند و ریسک را دست‌کم بگیرند، در حالی که مدیران با اعتمادبه‌نفس کمتر از حد، برعکس عمل می‌کنند. این سوگیری‌ها می‌تواند به تصمیم‌گیری غیربهینه و نتایج منفی بالقوه برای سازمان منجر شود. اگرچه آگاهی مدیران از این سوگیری‌ها و تلاش برای ارزیابی دقیق‌تر و متعادل‌تر احتمالات و ریسک‌ها، به‌منظور اتخاذ تصمیم‌های درست حائز اهمیت است؛ تجربهٔ مدیریتی می‌تواند در این فرایند، نقشی تعدیل‌کننده و قوی ایفا می‌کند؛ بدین معنا که با هر سال افزایش سابقهٔ مدیریت، مقدار چولگی ذهنی به‌سمت صفر میل می‌کند و برآوردهای معیار ریسک به‌شکل معناداری به مقادیر واقعی نزدیک‌تر می‌شود. این یافته‌ها با نظریه‌های پردازش دوگانهٔ ذهن هم‌سو است و اهمیت انتقال تجربه و بازخورد سازمانی را در تقویت تفکر تحلیلی و کاهش سوگیری‌های رفتاری تأیید می‌کند. این پژوهش، گامی مهم در جهت طراحی چارچوب‌های تصمیم‌گیری بهینه در شرایط عدم قطعیت و ارائه ابزارهای تحلیلی برای کاهش خطاهای شناختی در مدیریت مالی است.

کلیدواژه‌ها: تجربه، سوگیری‌های مدیریتی، عدم‌قطعیت، ارزش در معرض خطر.

مقدمه

تصمیم‌گیری‌های مالی در شرایط عدم قطعیت همواره با چالش‌های پیچیده‌ای همراه بوده است. در محیط‌های اقتصادی پویا و پیش‌بینی‌ناپذیر، مدیران ناگزیر به اتخاذ تصمیماتی هستند که پیامدهای آن می‌تواند سرنوشت سازمان را تحت تأثیر قرار دهد. مطالعات متعددی در حوزه مالی رفتاری (مانند کانمن و تورسکی[1]، ۱۹۷۹؛ دلشاد و صادقی شریف، ۱۳۹۷) نشان داده‌اند که این تصمیم‌گیری‌ها اغلب تحت تأثیر سوگیری‌های شناختی هستند و از محدودیت‌های ذهنی انسان نشئت می‌گیرند. در این میان، سوگیری اعتمادبه‌نفس بیش از حد[2] و کمتر از حد، به‌عنوان مهم‌ترین و پرتأثیرترین این سوگیری‌ها شناخته می‌شوند (مالمندیر و تیت[3]، ۲۰۱۵). پژوهش‌های پیشین، به‌خوبی مستند کرده‌اند که مدیران دارای اعتمادبه‌نفس بیش از حد، تمایل دارند احتمال وقوع رویدادهای مطلوب را بیش‌ازحد برآورد کنند و در مقابل، ریسک‌های بالقوه را دست‌کم بگیرند (شفرین[4]، ۲۰۰۵). این سوگیری می‌تواند به برآوردهای نادرست از ارزش دارایی‌ها، سرمایه‌گذاری‌های پُرریسک و در نهایت، کاهش عملکرد مالی منجر شود (بن دیوید، گراهام و هاروی[5]، ۲۰۱۳). در مقابل، مدیران با اعتمادبه‌نفس کمتر از حد معمول نیز، ممکن است از فرصت‌های سودآور چشم‌پوشی کنند و به‌دلیل محافظه‌کاری بیش از حد، بازدهی کمتری ایجاد کنند. مور و هیلی[6] (۲۰۰۸) سه ویژگی اصلی افراد با اعتمادبه‌نفس بیش از حد را بدین‌گونه توصیف می‌کنند. اولین ویژگی مربوط به تخمین بیش از حد[7] عملکرد واقعی، به‌دلیل 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 دست‌کم بگیرند (لانگر[8]، ۱۹۷۵).

دومین ویژگی، خودممتازبینی[9] بیش از حد است. این رفتار زمانی رخ می‌دهد که افراد با اعتمادبه‌نفس، بیش از حد معتقد باشند که بهتر از دیگران هستند (سونسون[10]، ۱۹۸۱). ویژگی نهایی، دقت بیش از حد[11] است. اعتمادبه‌نفس بیش از حد توسط غرور، خودباوری و کالیبراسیون اشتباه در اندازه‌گیری توضیح داده می‌شود (اوبرلچنر و اوسلر[12]، 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 به‌دلیل خودباوری بیش از حد یا نقص در اندازه‌گیری، ارزیابی‌های نادرست و اندازه‌گیری‌های اشتباهی انجام دهند. این موارد می‌توانند به تصمیمات نادرست و نتایج نامطلوب منجر شوند (رول[13]، ۱۹۸۶؛ کامر و لوالو[14]، ۱۹۹۹).

1. Kahneman & Tversky
2. overconfidence bias
3. Malmendier & Tate
4. Shefrin
5. Ben-David, Graham & Harvey
6. Moore & Healy
7. Overestimation
8. Langer
9. Overplacement
10. Svenson
11. Overprecision
12. Oberlechner & Osler
13. Roll
14. Camerer & Lovallo

کالیبراسیون، دقت احتمالات را اندازه‌گیری می‌کند و یک ابزار احتمالی در تصمیم‌گیری است (لیختنشتاین، فیشهوف و فیلیپس[1]، ۱۹۸۲). کالیبراسیون اشتباه احتمالات ذهنی توسط مدیران با اعتمادبه‌نفس بیش از حد یا کمتر از حد را می‌توان با توزیع احتمال نامتقارن نشان داد (الینا، ماسکارنیاس و تئودوسی‌یو[2]، ۲۰۲۰). توزیع احتمال ادراک شده افراد با اعتمادبه‌نفس بیش از حد، متراکم و توزیع احتمالات افراد با اعتمادبه‌نفس کم، بسیار پراکنده توصیف می‌شود (آلپرت و رایفا[3]، ۱۹۸۲). به بیانی دیگر، توزیع احتمالی مشاهده شده افراد خودباور نسبت به افراد کم اعتمادبه‌نفس فشرده‌تر توصیف می‌شود. در طول سال‌ها، سوگیری بیش اعتمادی و کم اعتمادی با استفاده از فرضیه‌های احتمالی مفهومی‌توضیح داده می‌شدند، مانند «معامله‌گران با اعتمادبه‌نفس بیش از حد، توزیع بازده پرتفوی را خیلی متراکم و معامله‌گران کم‌اطمینان بیش از حد پراکنده می‌دانند» (کایل و وانگ[4]، ۱۹۹۷)؛ اما این کالیبراسیون اشتباه احتمالات ذهنی و دنباله‌های توزیع با استفاده از فرضیه‌های احتمالی مفهومی ممکن است به برآورد بیش از حد یا کمتر از حد عملکرد مدیریتی، بازده مورد انتظار پرتفوی، جریان‌های نقدی مورد انتظار پروژه و ارزیابی بیش از حد سهام شرکت منجر شود (بن دیوید و همکاران، ۲۰۱۳). در همین راستا، نظریه‌های پیشرفته‌تر پردازش دوگانه ذهن[5]، تمایز بین نظام شهودی و سریع (System 1) و نظام تحلیلی و کند (System 2) را معرفی کرده‌اند و معتقدند که تجربهٔ عملی و بازخورد مکرر از نتایج قبلی، توانایی افراد را در جابه‌جایی به‌سمت تحلیل‌های مبتنی بر منطق و داده تقویت می‌کند (استانوویچ و وست[6]، ۲۰۰۰). بر اساس نظریهٔ یادگیری تجربی، مدیران با سابقه طولانی‌تر به‌دلیل مواجهه با پیامدهای تصمیمات گذشته، ممکن است در ارزیابی‌های خود محتاط‌تر عمل کنند و کمتر دچار سوگیری‌های شناختی شوند، این موضوع به‌ویژه در محیط‌های مالی با عدم قطعیت بالا از اهمیت دوچندانی برخوردار است. به بیانی دیگر، تجربه می‌تواند کلید کاهش اثرهای منفی سوگیری‌های شناختی باشد؛ زیرا مدیران باتجربه‌تر تمایل دارند که به‌جای اتکای صرف بر قضاوت‌های شهودی، از روش‌های کمی، مدل‌سازی آماری و داده‌های تاریخی بهره ببرند. اگرچه برخی پژوهش‌ها اثرهای مستقیم سوگیری اعتمادبه‌نفس یا تجربهٔ مدیریتی را بر معیارهای منفردی مانند ارزش در معرض خطر، ریزش مورد انتظار یا واریانس بازده بررسی کرده‌اند؛ اما تعامل میان این دو عامل، یعنی نقش تجربهٔ مدیریتی در تعدیل اثر سوگیری‌های رفتاری بر تخمین معیارهای ریسک، کمتر تحلیل شده است. این خلأ به‌ویژه هنگامی اهمیت می‌یابد که سازمان‌ها به‌دنبال ایجاد چارچوب‌های تصمیم‌گیری بهینه در شرایط عدم قطعیت بالا هستند و به درک جامعی از سازوکارهای ترکیبی رفتاری و تجربی نیاز دارند. در همین رابطه، در پژوهش‌هایی مانند حاجیها و هدایتی (۱۳۹۵) و مهرفر، کاظمی و رضایی (۱۴۰۲) به بررسی سوگیری‌های رفتاری پرداخته شده است؛ اما ادبیات موجود، عمدتاً روی رابطهٔ مستقیم بین سوگیری بیش‌اعتمادی یا تجربه و معیارهای منفرد ریسک متمرکز بوده و تعامل میان این دو عامل کمتر در کانون توجه قرار گرفته است. با توجه به آنچه بیان شد، هدف پژوهش حاضر این است که ابتدا با استفاده از یک چارچوب احتمالی، سوگیری‌ها رفتاری را شناسایی و مدل‌سازی و تأثیر

1. Lichtenstein, Fischhoff & Phillips
2. Ellina, Mascarenhas & Theodossiou
3. Alpert & Raiffa
4. Kyle & Wang
5. Dual Process Theory
6. Stanovich & West

سوگیری‌های رفتاری بر ادراکات مدیریتی در مورد معیارهـای ریسـک را براسـاس روش زنجیـرۀ مـارکوف مونت‌کـارلو و الگوریتم متروپلیس ـ هیستینگز[1] بررسی کند. در ادامه، با ارائۀ یک چارچوب بیزی دولایه شامل مدل پایـۀ نرمـال چولـه برای استخراج چولگی ذهنی و مدل سلسله‌مراتبی تعاملی برای آزمون تأثیر تجربۀ مـدیریتی بـر رابطـۀ چـولگی ذهنـی و معیارهای ریسک، این خلأ را پر کند. به‌منظور حصول اطمینان از دقت و پایـایی نتـایج، از روش‌هـای پیشـرفتۀ زنجیـرۀ مارکوف مونت‌کارلو و الگوریتم متروپلیس ـ هیستینگز بهره گرفته و همگرایی زنجیره‌ها بـا معیارهـای اسـتاندارد ارزیـابی شده است.

در ادامه، ادبیات مرتبط با پژوهش مرور شده و مطالعات داخلی و خارجی مرتبط با موضوع پـژوهش بیـان می‌شـود؛ 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.

مبانی نظری پژوهش

این بخش یک چارچوب احتمالاتی مبتنی بر توزیع نرمال چوله[2] بـرای بـرای مدل‌سـازی و تحلیـل تـأثیر سـوگیری‌های رفتاری بر ادراکات مدیریتی نسبت به معیارهای کلیدی ریسک مانند ارزش مورد انتظار، واریانس، ریسک نزولی، ارزش در معـرض ریسـک و ریـزش مـورد انتظـار ارائـه می‌دهـد. ایـن چـارچوب، بـه‌ویژه بـرای متغیرهـای تصـادفی مهـم در تصمیم‌گیری‌های مالی، از جمله بازده پرتفوی، جریان نقدی پروژه و درآمد شرکت‌ها، کاربرد دارد. انتخـاب توزیـع نرمـال چوله، به‌دلیل انعطاف‌پذیری آن در مدل‌سازی عدم تقارن در داده‌هاست. این توزیع با سه پارامتر مکان، مقیـاس و شـکل، امکان توصیف دقیق‌تر توزیع‌های نامتقارن را فراهم می‌کند و در نتیجه، برای مدل‌سازی سوگیری‌های رفتاری مدیران در ارزیابی نتایج آتی متغیرهای اقتصادی مناسب است. همچنین، سادگی نسـبی ایـن توزیـع و آشـنایی پژوهشـگران علـوم اجتماعی با آن، استفاده از آن را تسهیل می‌کند. شایان ذکر است که نتایج اصلی این پـژوهش را می‌تـوان بـا اسـتفاده از توزیع‌های چوله انتزاعی یا انعطاف‌پذیرتر مانند توزیع EGB2 مک‌دونالـد و زو[3] (۱۹۹۵)، توزیـع t تعمیم‌یافتـه تئودوسـیو[4] (۱۹۹۸) یا توزیع خطای تعمیم‌یافته چوله تئودوسیو (۲۰۱۵) نیز محاسبه کـرد. بـا ایـن حـال، اسـتفاده از ایـن توزیع‌هـای پیچیده‌تر، ممکن است استخراج نتایج را دشوارتر کند و در مقایسه با توزیع نرمال چولـه در زمینـۀ مـورد بررسـی مزیـت چشمگیری ارائه ندهد.

مقادیر هر یک از متغیرهای تصادفی تصمیم‌گیری مورد بررسی در این پـژوهش را کـه بـا x نشـان داده می‌شـود، می‌توان به‌عنوان یک توزیع نرمال چوله غیرمرکزی به‌صورت رابطۀ ۱ مدل‌سازی کرد.

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

1. Metropolis–Hasting's algorithm
2. Skewed Normal Distribution (SN)
3. McDonald & Xu
4. Theodossiou

در رابطهٔ 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 درست‌نمایی بیشینه[4] توزیع است که از نظر جبری به‌صورت رابطهٔ ۲ نشان داده می‌شود.

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

در واقع پارامتر مقیاس φ پراکندگی داده‌ها را نشان می‌دهد و در پهنای توزیع نقش تعیین‌کننده‌ای 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. به‌طور کلی، تحقق (به‌عنوان مثال، نرخ بازده یا جریان نقدی پروژه) بیشتر از مد، رویدادهای مطلوب در نظر گرفته می‌شود و برعکس. به بیانی دیگر، در تابع توزیع احتمال، وقایعی که ارزش آن‌ها بیشتر از مد (نقطه بیشینه احتمال) است، به‌عنوان وقایع مطلوب یا موفق محسوب می‌شوند. در حقیقت، وقایعی که ارزش‌شان بیشتر از مد است، به‌عنوان وقایع مثبت و مفید در نظر گرفته می‌شوند، در حالی که وقایعی که ارزش کمتر از مد دارند، به‌عنوان وقایع نامطلوب محسوب می‌شوند. این تفسیر بر اساس ارزیابی و مقایسه ارزش واقعی وقایع با مد توزیع ایجاد شده است.

برای ساده‌سازی مشتقات و بدون از دست دادن کلیت، می‌توان متغیر تصمیم‌گیری تصادفی x را صورت استاندارد شده و بر حسب z از تابع احتمال به شرح زیر استخراج کرد. تجزیه $x\ (z)$ یک تکنیک ریاضی قدرتمند است که تجزیه‌وتحلیل توزیع غیرمتمرکز چوله نرمال x را با تجزیه آن ساده می‌کند. در حقیقت این تکنیک برای تسهیل تجزیه‌وتحلیل و مشتقات مربوط به انحراف غیرمرکزی استفاده می‌شود (آسپاروهوف و بنگت[6]، ۲۰۱۵).

رابطهٔ ۳) $$x\ (z) = m + (1 + sgn\ (x - m)\ \lambda)\ \varphi\ z$$

در رابطهٔ 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 به‌صورت رابطهٔ ۴ مدل‌سازی کرد.

رابطهٔ ۴) $$dF_x(x) = (1 + sgn(z)\ \lambda) dF_z$$

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

1. Location Parameter
2. Scale Parameter
3. Shape Parameter
4. maximum Likelihood Point
5. Mode
6. Asparouhov & Muthén

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

تجزیهٔ تابع جرم احتمال x به‌صورت $dF_x(x) = (1 + sgn(z)\,\lambda) dF_z$ به بیان کنترل‌پذیرتری برای تجزیه‌وتحلیل عدم‌قطعیت و درک تأثیر سوگیری‌های رفتاری بر ادراکات مدیریتی در مورد متغیرهای تصادفی تصمیم‌گیری منجر می‌شود. به بیانی دیگر، تجزیهٔ تابع جرم احتمال x امکان استخراج احتمالات $P(x \leq m)$ و $P(x > m)$ را فراهم می‌کنند که در درک توزیع و پیامدهای آن، به‌ویژه در زمینه سوگیری‌های رفتاری و فرایندهای تصمیم‌گیری ضروری هستند. علاوه‌براین، پارامتر عدم تقارن λ که به‌عنوان تفاوت بین این دو احتمال تعریف می‌شود، معیاری از چولگی یا عدم تقارن توزیع را ارائه می‌دهد.

بر مبنای آنچه بیان شد، به‌راحتی از رابطهٔ ۴ می‌توان احتمالات $P(x \leq m)$ و $P(x > m)$ را استخراج کرد.

رابطهٔ 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 $P(x \leq m)$ به‌راحتی محاسبه می‌شود؛ زیرا $\int_{-\infty}^{0} dF_z = \frac{1}{2}$ است؛ مقدار احتمال $P(x > m)$ به‌صورت رابطهٔ ۷ سنجیده می‌شود.

رابطهٔ 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 محاسبهٔ دو احتمال $P(x \leq m)$ و $P(x > m)$ به‌راحتی می‌توان تأیید کرد که یک رابطهٔ مستقیم بین پارامتر نامتقارن λ و تفاوت بین احتمالات سمت راست و چپ مد وجود داشته باشد. به بیانی دیگر، پارامتر نامتقارن λ به‌صورت رابطهٔ ۸ و برابر است با اختلاف بین جرم احتمال در سمت راست و چپ مد.

رابطهٔ ۸)
$$\lambda = r - p$$

احتمالات کالیبراسیون اشتباه[1] و سوگیری‌های مدیریتی

برای درک تأثیر سوگیری‌های مختلف بر اقدامات تصمیم‌گیری مدیریتی، مقایسهٔ آن‌ها از دیدگاه منطقی که به‌عنوان خط پایه عمل می‌کند، مفید است. دیدگاه عقلانی به‌عنوان دیدگاهی تعریف می‌شود که واقعیت واقعی را بدون تحریف‌های روانی نشان می‌دهد؛ به این معنا که فرض می‌شود مدیر منطقی آینده‌نگری کاملی از تابع توزیع واقعی متغیر تصمیم‌گیری x دارد و به‌عنوان 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. در این شرایط رابطهٔ ۱ به‌صورت رابطهٔ ۹ تبدیل می‌شود.

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

در چنین حالتی که $\lambda = 0$ است میانگین و انحراف معیار x به‌ترتیب $\mu = m$ 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 گرفته‌اند، درک یکسانی از مد x دارند. از آنجا که مد، محتمل‌ترین مقدار (حداکثر احتمال) توزیع x است، این فرض منطقی به نظر می‌رسد. علاوه‌براین، این فرض نحوهٔ مقایسهٔ 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 اعتمادبه‌نفس 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 اعتمادبه‌نفس کمتر از حد گسترده‌تر است. بنابراین، $\phi_u > \emptyset$ است. بر مبنای آنچه بیان شد می‌توان گفت که یک تابع توزیع ذهنی با یک پارامتر نامتقارن مثبت یا منفی، با اینکه چگونه مدیران با اعتمادبه‌نفس بیش از حد و کمتر از حد احتمالات متغیر تصمیم‌گیری x را کالیبره می‌کنند، سازگار است. از این رو، فرضیه‌های اول و دوم پژوهش به‌صورت زیر تدوین شده است.

فرضیهٔ اول: مدیران با اعتمادبه‌نفس بیش از حد تمایل دارند که احتمال رخدادهای مطلوب را بیش از حد برآورد کنند و احتمال رویدادهای نامطلوب را دست‌کم بگیرند.

فرضیهٔ دوم: مدیران با اعتمادبه‌نفس کمتر از حد تمایل دارند که احتمال رخدادهای مطلوب را دست‌کم بگیرند و احتمال رویدادهای نامطلوب را بیش از حد برآورد کنند.

به‌منظور 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:

1. Miscalibration of Probabilities

- نخست اینکه این دو نقطه از نظر توزیع احتمال، متقارن نسبت به مد هستند کـه بـرای تحلیل‌هـای ریاضـی و آماری بسیار مهم است.
- دوم، با انتخاب دو نقطهٔ متقارن x_1 و x_2، می‌توان تأثیر پارامتر λ (پارامتر نمایی) بر اختلاف میان این دو نقطـه را به‌خوبی بررسی کرد. در واقع، انتخاب این دو نقطه متقارن از مد، به تحلیل بهتری از اثر تمایزات انـدرکینی و توزیع احتمال و پارامتر λ کمک می‌کند و امکان مقایسه و مطالعه دقیق‌تری را فراهم می‌کند.

به‌وضوح، انتخاب دو نقطه متقـارن x_1 و x_2 بـرای انجـام تحلیل‌هـای ریاضـی و اثربخشـی بیشـتر از تفاوت‌هـا و الگوهای احتمالاتی، انتخاب مناسبی است (آیزنباخ و شمالتس[1]، ۲۰۱۵). از این رو، برای هر دو نقطهٔ متقارن از مـد؛ یعنـی $x_1 = m - c$ و $x_2 = m + c$ که در آن‌ها $c > 0$ است، مقادیر اسـتاندارد شـده براسـاس تـابع توزیـع نرمـال چولـه به‌صورت زیر است. برای اینکه بتوان مقادیر x_1 و x_2 را به یک مقیاس مشـترک و قابـل مقایسـه تبـدیل کـرد، مقـادیر استاندارد شده x_1 و x_2 براساس تابع توزیع نرمال چوله به‌صورت رابطه‌های ۱۰ و ۱۱ محاسبه شده است. مقادیر استاندارد شده این امکان را می‌دهد تا تأثیر پارامتر λ بر تفاوت میان مقادیر x_1 و x_2 را بهتر بررسی و مقایسه کرد.

رابطهٔ ۱۰)
$$z_1 = \frac{x_1 - m}{(1 + sgn(x_1 - m)\lambda)\phi} = \frac{-c}{(1 + sgn(-c)\lambda)\phi} = -\frac{c}{(1-\lambda)\phi}$$

رابطهٔ ۱۱)
$$z_2 = \frac{x_2 - m}{(1 + sgn(x_2 - m)\lambda)\phi} = \frac{c}{(1 + sgn(c)\lambda)\phi} = \frac{c}{(1+\lambda)\phi}$$

از سوی دیگر، برای $\lambda > 0$، روابط زیر برقرار است. رابطهٔ زیر برای نشان دادن تأثیر پارامتر λ (پارامتر نمـایی) بـر اختلاف میان دو مقدار و نقطه تقارنی x_1 و x_2 در توزیع احتمال مورد استفاده قرار می‌گیرد. با توجه رابطهٔ (1-λ)<(1+λ) برای $\lambda > 0$ و با در نظر گرفتن مقادیر z_1 و z_2 که به‌صورت نرمال شده و استاندارد شـده محاسـبه شـده‌اند، می‌تـوان نشان داد که اختلاف میان مقادیر z_1 و z_2 به شرط استفاده از مقادیر c ، ϕ و λ بـا توجـه بـه نامسـاوی مـذکور، قابـل مشاهده و بررسی است.

رابطهٔ ۱۲)
$$(1-\lambda) < (1+\lambda),$$
$$|z_1| = \frac{c}{(1-\lambda)\phi} > z_2 = \frac{c}{(1+\lambda)\phi}$$

بر اساس رابطهٔ فوق، می‌توان تابع توزیع احتمال f_z را برای مقادیر z_1 و z_2 به‌صورت بیان کرد.

رابطهٔ ۱۳)
$$f_z(z_1) = f_z(-|z_1|) < f_z(z_2)$$

برای $\lambda > 0$ روابط ۱۲ و ۱۳ برقرار است؛ زیرا $f_z(z)$ دارای مد صفر و متقـارن اسـت؛ یعنـی $f_z(-z) = f_z(z)$. این رابطه نشان می‌دهد که 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 کـرد. در حقیقـت، بـا اسـتفاده از رابطـهٔ ۱۳

1. Eisenbach & Schmalz

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 رابطه‌های ۱۴ و ۱۵ می‌توان نشان داد.

$$(1-\lambda)f_z(z_1) < (1+\lambda)f_z(z_2), \qquad \text{رابطهٔ ۱۴)}$$

$$dF_x(x_1) < dF_x(x_2) \qquad \text{رابطهٔ ۱۵)}$$

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 از برآورد بیش‌ازحد احتمالات رویدادهای مطلوب و دست‌کم‌گرفتن احتمالات رویدادهای نامطلوب حکایت دارد. در حقیقت، اهمیت این نامساوی در این است که تخمین بیش از حد احتمالات رویدادهای مطلوب (x_2 بالاتر از مد) و دست‌کم برآورد کردن احتمالات رویدادهای نامطلوب (x_1 کمتر از مد) توسط مدیران با اعتمادبه‌نفس بیش از را نشان می‌دهد. شایان 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 اعتمادبه‌نفس بیش از حد یا کمتر از حد را می‌توان با تابع توزیع نرمال چوله در رابطهٔ ۱ و یک پارامتر نامتقارن مثبت و منفی λ، نشان داد. شایان ذکر است که یک پارامتر نامتقارن مثبت منجر به توزیع احتمال ذهنی چوله مثبت و یک پارامتر نامتقارن منفی، به یک توزیع چوله منفی برای متغیرهای تصمیم‌گیری منجر می‌شود. این عدم تقارن در توزیع احتمال ذهنی با این فرضیه سازگار است که مدیران با اعتمادبه‌نفس بیش از حد تمایل دارند احتمال رویدادهای مطلوب را بیش از حد تخمین بزنند و احتمال رویدادهای نامطلوب را دست‌کم بگیرند. همچنین شایان ذکر است که اثبات فرضیهٔ دوم مشابه با فرضیهٔ 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 به‌کار گرفته شده است. رویکرد استفاده شده در این پژوهش چارچوب رویکرد بیزی است که در پژوهش موریس[1] (۱۹۷۴) و ون‌دن استین[2] (۲۰۰۴ و ۲۰۱۱) استفاده شده است.

به‌منظور بررسی پیامدها و تأثیر سوگیری‌های رفتاری بر ادراک مدیریتی در مورد معیارهای ریسک فرضیه‌های سوم و چهارم به شرح زیر تدوین شده است.

فرضیهٔ سوم: یک مدیر با اعتمادبه‌نفس بیش از حد (الف) ارزش مورد انتظار را بیش از حد برآورد می‌کند، (ب) ریسک

1. Morris
2. Van den Steen

نزولی را دست‌کم می‌گیرد؛ اما نه لزوماً ریسک کلی را و (ج) ارزش در معرض خطر و ریزش مورد انتظار متغیر تصادفی تصمیم‌گیری را دست‌کم می‌گیرد.

فرضیهٔ چهارم: یک مدیر فاقد اعتمادبه‌نفس (الف) ارزش مورد انتظار را دست‌کم 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.

به‌منظور اثبات فرضیه‌های سوم و چهارم از نظر تئوری ابتدا لازم است تا شیوهٔ 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، تسوکنیدس و ساوا[1] (۲۰۲۰)، به‌ترتیب رابطه‌های ۱۵ و ۱۶ بهره گرفته شده است.

$$\mu = E(x) = m + \sqrt{\frac{8}{\pi}}\,\lambda\,\phi = m + 1.5985\,\lambda\,\phi$$ رابطهٔ ۱۵)

$$\delta^2 = var(x) = \left(1 + \left(3 - \frac{8}{\pi}\right)\lambda^2\right)\phi^2 = (1 + 0.4535\lambda^2)\phi^2$$ رابطهٔ ۱۶)

همان‌گونه که روابط ۱۵ و ۱۶ نشان می‌دهد ،هر دو گشتاور تابعی از پارامترهای دم ϕ و نامتقارن λ هستند. علاوه‌براین، میانگین به نحوه توزیع بستگی دارد. با استفاده از معادلات فوق، مقادیر محاسبه شده میانگین و انحراف معیار مدیران با اعتمادبه‌نفس بیش از حد و کم اعتمادبه‌نفس را می‌توان به‌راحتی تأیید کرد. همچنین توجه داشته باشید که نتایج برای حالت کلی تابع توزیع رابطهٔ ۴ نیز صادق است.

ریسک نزولی و صعودی: معادلات ریسک نزولی و صعودی (انحراف معیار) x به‌ترتیب رابطه‌های ۱۷ و ۱۸ محاسبه شده است.

$$\sigma_D = \sqrt{1 - \frac{2}{\pi}}(1 - \lambda)\phi = 0.6028(1 - \lambda)\phi$$ رابطهٔ ۱۷)

$$\sigma_U = \sqrt{1 - \frac{2}{\pi}}(1 + \lambda)\phi = 0.6028(1 + \lambda)\phi$$ رابطهٔ ۱۸)

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 روی ۰/۰۱ یا ۱درصد تنظیم می‌شود. از نظر جبری، ارزش در معرض ریسک با سطح اطمینان q را می‌توان به‌صورت $VaR_q = -x_q$ محاسبه کرد که در آن x_q تابع

1. Theodossiou, Tsouknidis & Savva

چندک[1] است. تابع چندک x برای یک احتمال مفروض q را می‌توان با استفاده از معکوس تابع چگالی تجمعی[2] x در رابطهٔ ۱۹ محاسبه کرد. این رابطه به تعیین حداکثر زیان احتمالی با سطح معینی از اطمینان در مدیریت ریسک و تصمیم‌گیری مالی کمک می‌کند.

رابطهٔ ۱۹)
$$x_{q,\lambda} = F_x^{-1}(q)$$

به‌دلیل اینکه $q < \frac{(1-\lambda)}{2}$ است؛ بنابراین رابطهٔ زیر برقرار است.

رابطهٔ ۲۰)
$$x_{q,\lambda} < m$$

با استفاده از رابطهٔ ۴ می‌توان تابع توزیع تجمعی x را بر حسب z به‌صورت روابط زیر بیان کرد.

رابطهٔ ۲۱)
$$F_x(x_{q,\lambda}) = \int_{-\infty}^{x_{q,\lambda}} dF_x(x)$$
$$= (1-\lambda)\int_{-\infty}^{z_{q,\lambda}} dF_z(z) = q,$$

با تقسیم طرفین رابطهٔ فوق بر $(1-\lambda)$ می‌توان رابطهٔ ۱۹ را به‌صورت زیر بازنویسی کرد.

رابطهٔ ۲۲)
$$\int_{-\infty}^{z_{q,\lambda}} dF_z(z) = \frac{q}{1-\lambda} \implies z_{q,\lambda} = F_z^{-1}\left(\frac{q}{1-\lambda}\right)$$

اکنون ارزش در معرض ریسک را بر حسب z می‌توان به‌صورت رابطهٔ ۲۳ به‌دست آورد.

رابطهٔ ۲۳)
$$VaR_{q,\lambda} = -x_{q,\lambda} = -m - (1-\lambda)\,\phi\, z_{q,\lambda}$$

شایان ذکر است از آنجا که $x_{q,\lambda} < m$ است؛ رابطهٔ زیر برقرار است.

رابطهٔ ۲۴)
$$z_{q,\lambda} = \frac{x_{q,\lambda} - m}{(1-\lambda)\phi} < 0$$

در حقیقت، مفهوم ارزش در معرض ریسک نشان‌دهندهٔ 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. برای مثال اگر این سرمایه‌گذار می‌خواهد اندازه‌گیری کند که در صورت وقوع حرکات شدید در بازار با احتمال ۱درصد، چه میزان زیان حداکثر ممکن رخ دهد، می‌تواند مقدار ارزش در معرض ریسک خود را

1. Quantile Function
2. Cumulative Density Function (CDF)

محاسبه کند و اقدامات مدیریتی احتمال وقوع این رویدادها را کاهش دهد. این مفهوم به سرمایه‌گذاران کمک می‌کند تا از خطرهای مرتبط با سرمایه‌گذاری خود آگاه شوند و به دقیق‌ترین برنامه‌ریزی برای مدیریت ریسک پردازند.

ریزش مورد انتظار: ریزش مورد انتظار (ES)[1] مقدار مورد انتظار زیان بیش از ارزش در معرض ریسک است. ریزش مورد انتظار از طریق رابطهٔ ۲۵ محاسبه می‌شود.

$$ES_{q,\lambda} = -E(x| -x > VaR_{q,\lambda}) = -m - (1-\lambda)\,\phi\, E\,(z| -z > -z_{q,\lambda}$$ رابطهٔ ۲۵)

در رابطهٔ 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 به‌منظور اثبات بخش اول فرضیهٔ سوم ارزش مورد انتظار متغیر تصادفی تصمیم‌گیری x براساس رابطهٔ ۱۵ به‌صورت زیر در نظر گرفته شده است.

$$\mu_0 = m + 1.5958\phi_0\lambda_0 > m = \mu$$ رابطهٔ ۲۶)

همان‌گونه که در رابطهٔ ۱۵ نشان داده شده است مقادیر $\lambda_0 > 0$ و $\mu_0 > \mu$ است. بنابراین، مدیر با اعتماد بیش از حد، ارزش مورد انتظار x را بیش از حد برآورد می‌کند که این موضوع با بخش (الف) فرضیهٔ سوم هم‌سو است.

در مورد رابطهٔ بین انحراف معیار مدیران با اعتمادبه‌نفس بیش از حد به نفس σ_0 و مدیر منطقی (σ)، مقدار انحراف معیار متغیر تصادفی تصمیم‌گیری x براساس رابطهٔ ۱۶ به‌صورت زیر در نظر گرفته شده است.

$$\sigma_0 = m\sqrt{1 + 0.4535\,\lambda_0^2}\,\phi_0$$ رابطهٔ ۲۷)

از نظر تئوری، در رابطهٔ ۱۶ فرض می‌شود که $\phi_0 < \phi = \sigma$ است؛ اما لزوماً بدین معنا نیست که یک مدیر با اعتمادبه‌نفس بیش از حد ریسک را دست‌کم می‌گیرد یا $\sigma_0 < \sigma$. است. در واقع σ_0 زمانی کوچک‌تر از σ خواهد بود که شرط زیر برقرار باشد:

$$\sigma_0 = m\sqrt{1 + 0.4535\,\lambda_0^2}\,\varphi_0 < \sigma = \phi$$ رابطهٔ ۲۸)

یا به‌طور معادل رابطهٔ زیر برقرار باشد:

$$\phi_0 < \frac{\phi}{\sqrt{1 + 0.4535\,\lambda_0^2}}$$ رابطهٔ ۲۹)

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

1. Expected Shortfall (ES)

علاوه‌براین، ریسک نزولی درک شده توسط یک مدیر با اعتمادبه‌نفس بیش از حد که توسط رابطهٔ ۱۷ نشان شده، به شرح زیر است.

رابطهٔ ۳۰)
$$\sigma_{0,D} = \sqrt{1-\frac{2}{\pi}}(1-\lambda_0)\phi = 0.6028(1-\lambda_0)\phi$$

به‌دلیل این که $\phi_0 < \phi$ و $\lambda_0 > 0$ است؛ پس رابطهٔ زیر برقرار می‌شود.

رابطهٔ ۳۱)
$$\sigma_{0,D} = 0.6028(1-\lambda_0)\phi_0 < 0.6028(1-\lambda_0)\phi_0 < 0.6028\phi = \sigma_D$$

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

به‌طور خلاصه، شرط کلیدی این است که برای اینکه σ_0 کوچک‌تر از σ باشد، ضریب پارامتر ϕ_0 برای مدیران با اعتمادبه‌نفس 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 اعتمادبه‌نفس بیش از حد ریسک را بیش از حد برآورد می‌کنند. علاوه‌براین، ریسک نزولی که توسط مدیران با اعتمادبه‌نفس بیش از حد درک می‌شود، همیشه کوچک‌تر از ریسک نزولی برای مدیران منطقی است. توجه داشته باشید که نتایج اثبات قسمت (ب) فرضیهٔ سوم برای هر تابع توزیع تک وجهی رابطهٔ ۴ نیز صادق است.

برای اثبات قسمت (ج) فرضیهٔ سوم و مقایسه مقادیر چندک یک مدیر منطقی با $\lambda = 0$ با مقادیر یک مدیر با اعتمادبه‌نفس بیش از حد با $\lambda > 0$ از رابطهٔ 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، رابطهٔ خاصی بین مقادیر چندک در سطوح مختلف عدم‌اطمینان را می‌توان نشان داد و روشن کرد که چگونه اعتمادبه‌نفس بیش از حد بر ادراک ریسک و نتایج تصمیم‌گیری مدیران تأثیر می‌گذارد.

رابطهٔ ۳۲)
$$z_q = z_{q,\lambda=0} < 0$$

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

رابطهٔ ۳۳)
$$\int_{-\infty}^{z_q} dF_z(z) = q$$

در مقابل مقدار قابل محاسبه برای مدیران با اعتمادبه‌نفس بیش از حد و $\lambda > 0$، از طریق رابطهٔ زیر سنجیده می‌شود.

رابطهٔ ۳۴)
$$\int_{-\infty}^{z_{q,\lambda}} dF_z(z) = \frac{q}{1-\lambda} > \int_{-\infty}^{z_q} dF_z(z) = q$$

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

رابطهٔ ۳۵) $z_q < z_{q,\lambda} < 0$

با توجه به نامساوی فوق می‌توان ارزش در معرض ریسک را بر حسب z و براساس رابطهٔ ۲۳ برای مدیران منطقی و مدیران با اعتمادبه‌نفس بیش از حد به‌صورت زیر محاسبه کرد.

رابطهٔ ۳۶) $VaR_{q,\lambda} = -m - (1-\lambda)\,\phi\, z_{q,\lambda} < VaR_q = -m - \phi\, z_q$

در رابطهٔ فوق $VaR_{q,\lambda}$ ارزش در معرض خطر برای مدیر با اعتمادبه‌نفس بیش از حد و VaR_q ارزش در معرض خطر برای مدیر منطقی با $\lambda = 0$ (یک توزیع متقارن) را نشان می‌دهد؛ بنابراین نامساوی فوق نشان می‌دهد که ارزش در معرض خطر برای مدیر با اعتمادبه‌نفس 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 اعتمادبه‌نفس بیش از حد به‌صورت زیر مدل‌سازی کرد.

رابطهٔ ۳۷) $-E(z|-z > z_q) > E\,(z|-z > -z_{q,\lambda}$

این سه نامساوی با هم نشان می‌دهند که مدیر با اعتمادبه‌نفس بیش از حد، ریزش مورد انتظار را در مقایسه با مدیر منطقی دست‌کم می‌گیرد، همان طور که در مدل زیر که براساس شیوهٔ سنجش ریزش مورد انتظار در رابطهٔ ۲۵ نشان داده شده است.

رابطهٔ ۳۸) $ES_{q,\lambda} = -m - (1-\lambda)\,\phi\, - E(z|-z > z_{q,\lambda}) < ES_q = -m - \phi\, E\,(z|-z > -z_q)$

در رابطهٔ فوق ES_q ریزش مورد انتظار مدیر منطقی است.

به‌طور خلاصه، روابطه فوق نشان می‌دهد که مدیر با اعتمادبه‌نفس بیش از حد، ارزش در معرض خطر و ریزش مورد انتظار را در مقایسه با مدیر منطقی دست‌کم می‌گیرد که نشان‌دهندهٔ تمایل به‌دست‌کم گرفتن احتمال رویدادهای نامطلوب است. این نتیجه تأییدی بر قسمت (ج) فرضیهٔ سوم است. همچنین شایان ذکر است که اثبات فرضیهٔ چهارم از تئوری، مشابه با فرضیهٔ مباحث تئوری فرضیهٔ سوم است. بنابراین، از توضیح مجدد آن خودداری شده است.

تجربه و سوگیری‌های رفتاری

یکی از جنبه‌های مهمی که می‌تواند بر سوگیری‌های شناختی تأثیر بگذارد، تجربه است. تجربه مدیران می‌تواند به آن‌ها کمک کند که با مواجهه با موقعیت‌های مختلف و ارزیابی نتایج تصمیم‌های قبلی خود، دیدگاه‌های واقع‌بینانه‌تری به ارزیابی ریسک و بازده پیدا کنند.

تجربه به‌عنوان نوعی سازوکار یادگیری، در پالایش فرایندهای شناختی نقش اساسی ایفا می‌کند. افراد با تجربه، به‌ویژه در حوزه‌هایی مانند مدیریت مالی، با طیف گسترده‌ای از موقعیت‌های تصمیم‌گیری مواجه شده‌اند و پیامدهای تصمیمات خود را بهتر درک کرده‌اند. مطالعات نشان می‌دهند که این افراد کمتر به پیش‌داوری‌های سریع و شهودی (System 1) تکیه کرده و بیشتر از تحلیل منطقی (System 2) استفاده می‌کنند (لانگر، ۱۹۷۵؛ استانوویچ و وست، ۲۰۰۰). همچنین تجربه می‌تواند سبب افزایش آگاهی از سوگیری‌ها شده و افراد را به سوی استفاده از استراتژی‌های مقابله‌ای مؤثر سوق دهد (بانداری و دیویس[1]، ۲۰۰۶).

مطالعات کامرر و لوالو (۱۹۹۹) و هیلاری و منزلی[2] (۲۰۰۶) نشان می‌دهند که مدیران با تجربه معمولاً دقت بیشتری در ارزیابی شرایط پیچیده دارند و می‌توانند سوگیری‌های شناختی خود را بهتر شناسایی و کاهش دهند. این تجربه می‌تواند ناشی از آموزش، تعامل با شرایط متنوع یا حتی یادگیری از شکست‌ها و موفقیت‌های گذشته باشد. به این ترتیب، احتمال این که مدیران با تجربه تحت تأثیر سوگیری بیش‌اعتمادی قرار بگیرند، کمتر از مدیران کم‌تجربه است.

مطابق با نظریه‌های روان‌شناسی شناختی، سوگیری‌ها به‌ویژه سوگیری‌های شناختی مثل بیش‌اعتمادی، ناشی از فرایندهای ذهنی خودکار و سریع هستند. این فرایندهای ذهنی به مدیران کمک می‌کنند که تصمیمات را در شرایط عدم اطمینان اتخاذ کنند، اما همین فرایندها می‌توانند موجب اشتباهات سیستماتیک در ارزیابی ریسک شوند. با این حال، با کسب تجربه و گذر زمان، افراد می‌توانند از این فرایندهای خودکار کمتر استفاده کنند و تصمیم‌های آگاهانه‌تری بگیرند. براساس نظریه‌های پردازش دوگانه ذهن (System 1 و System 2)، افراد با تجربه تمایل دارند کمتر به قضاوت‌های شهودی و سریع متکی باشند و تصمیم‌های خود را بر اساس تحلیل دقیق‌تری اتخاذ کنند (استانوویچ و وست، ۲۰۰۰). در واقع نظریه‌های پردازش دوگانه ذهن، نظریه یادگیری مبتنی بر بازخورد، و نظریه رفتار برنامه‌ریزی‌شده، همگی تأکید دارند که تجربه نقش واسط مهمی در اصلاح رفتارهای تصمیم‌گیری دارد. به‌ویژه، نظریه یادگیری تقویتی نشان می‌دهد که مدیران با دریافت بازخوردهای منفی از تصمیم‌های پرریسک گذشته، به‌تدریج دامنه اعتمادبه‌نفس خود را تعدیل می‌کنند. این سازوکار یادگیری به مرور زمان به تعدیل درک ذهنی از ریسک و بازده منجر شده و سوگیری‌های شناختی را کاهش می‌دهد.

تجربه می‌تواند مدیران را به‌سمت درک دقیق‌تر از ریسک‌ها و بازده‌ها هدایت کند، به‌طوری که آن‌ها به‌جای اعتماد به پیش‌بینی‌های بیش از حد دقیق خود، به داده‌ها و شواهد عینی بیشتر توجه کنند. این تغییر در رفتار شناختی ممکن است به کاهش سوگیری بیش‌اعتمادی منجر شود.

تجربه نه‌تنها موجب کاهش سوگیری‌ها می‌شود، بلکه توانایی تحلیل ریسک، سنجش بازده، و مدیریت عدم‌قطعیت را نیز بهبود می‌بخشد. در حیطهٔ تصمیم‌گیری‌های مالی، مدیران با تجربه ممکن است با مشاهده نتایج نادرست تصمیم‌های قبلی، به‌تدریج به ارزیابی‌های واقع‌بینانه‌تری برسند. این ارزیابی‌های صحیح‌تر می‌توانند به بهبود تخصیص

1. Bhandari & Deaves
2. Hilary & Menzly

منابع، پیش‌بینی دقیق‌تر روندهای بازار و ارزیابی ریسک کمک کنند (هیلاری و منزلی، ۲۰۰۶). به‌علاوه، تجربه مدیران می‌تواند باعث ارتقای مهارت‌های حل مسئله و تجزیه‌وتحلیل بهتری در شرایط پیچیده شود، که این خود می‌تواند در کاهش اثرهای سوگیری‌های شناختی مانند بیش‌اعتمادی مؤثر باشد. در همین رابطه پژوهش‌هایی مانند کمرر و لوالو (۱۹۹۹) نشان می‌دهند که مدیران باتجربه عملکرد بهتری در پیش‌بینی رفتار بازار دارند. همچنین هیلاری و منزلی (۲۰۰۶) تأکید می‌کنند که تجربه بر رفتار مدیران در مواجهه با اطلاعات ناقص اثرگذار است و آن‌ها را به ریسک‌های پنهان حساس‌تر می‌کند. در مجموع، تجربه می‌تواند منجر به تصمیم‌گیری‌های مبتنی بر شواهد و اجتناب از سوگیری رفتاری شود. از این رو، فرضیهٔ پنجم پژوهش به‌صورت زیر تدوین شده است.

فرضیهٔ پنجم: تجربهٔ مدیران باعث کاهش سوگیری رفتاری در ارزیابی ریسک و بازده متغیرهای تصمیم‌گیری می‌شود.

تجربه و کاهش تحریف‌های شناختی در برآورد معیارهای ریسک

طی دهه‌های گذشته، مطالعات گسترده‌ای (مانند کانمن و تورسکی، ۱۹۷۹؛ باربر و اودین[1]، ۲۰۰۱) بر نقش عوامل شناختی و روان‌شناختی در تصمیم‌گیری‌های مالی تأکید کرده‌اند و سوگیری‌های رفتاری به‌ویژه اعتمادبه‌نفس بیش از حد، به‌عنوان یکی از مهم‌ترین موانع ارزیابی دقیق ریسک شناخته شده است. این سوگیری زمانی رخ می‌دهد که مدیران توانایی‌های پیش‌بینی و کنترل نتایج را بیش از میزان واقعی ارزیابی می‌کنند و در نتیجه خطرهای زیان‌آور را دست‌کم می‌گیرند (شفرین و استاتمن[2]، ۱۹۸۵). در مقابل، نظریه‌های یادگیری شناختی و رویکرد پردازش دوگانهٔ ذهن (استانوویچ و وست، ۲۰۰۰) نشان می‌دهند که تجربهٔ عملی و بازخورد مستمر از نتایج تصمیم‌های گذشته می‌تواند به تقویت فرایندهای تحلیلی (System 2) و کاهش تکیه بر قضاوت‌های شهودی (System 1) منجر شود.

مطالعات تجربی (مانند بانداری و دیویس، ۲۰۰۶؛ هیلاری و منزلی، ۲۰۰۶) نشان داده‌اند که مدیران با سابقه طولانی مدیریت دارایی و کنترل پروژه‌ها، ضمن دقت بیشتر در برآورد ریسک، از روش‌های کمی و داده‌محور برای تأیید فرضیه‌های خود استفاده می‌کنند و در مقابل، مدیران کم‌تجربه بیشتر تحت تأثیر عواملی مانند خوش‌بینی و غرور شخصی قرار می‌گیرند. به‌علاوه، چارچوب‌های نظری در حوزه اقتصاد رفتاری و مدیریت ریسک مانند نظریه سازمانی کالیبراسیون (گابایکس و لایبسون[3]، ۲۰۰۲) و مدل‌های دوگانه ریسک (لوونشتاین، وبر، هسی و ولچ[4]، ۲۰۰۱) تأکید می‌کنند که تجربه می‌تواند به‌عنوان یک متغیر تعدیل‌کننده، اثر سوگیری‌های شناختی را از طریق تسهیل دسترسی به اطلاعات گذشته و بهبود کیفیت پیش‌بینی کاهش دهد.

در حوزهٔ سنجش ریسک، معیاری مانند ارزش در معرض خطر و ریزش مورد انتظار تابعی از توزیع بازده است و مدیریت صحیح این معیارها وابسته به دقت در تخمین پارامترهای توزیعی و توجه به‌دنباله‌های سنگین داده‌هاست

1. Barber & Odean
2. Shefrin & Statman
3. Gabaix & Laibson
4. Loewenstein, Weber, Hsee & Welch

(جوریون[1]، ۲۰۰۷). سوگیری بیش از حد می‌تواند باعث تخمین نادرست پارامترهای توزیع شده و در نتیجه برآوردهای ارزش در معرض خطر و ریزش مورد انتظار را تحریف کند (دانیل، هرشلایفر و سوبرامانیام[2]، ۲۰۰۱)؛ اما تجربهٔ مدیریتی با افزایش سواد ریسک و درک عمیق‌تر از ویژگی‌های توزیع بازده، می‌تواند عمل تخمین پارامترها را بهبود بخشد و خطاهای ناشی از سوگیری شناختی را کاهش دهد.

با توجه به شواهد نظری و تجربی فوق، می‌توان بیان کرد که تجربهٔ مدیریتی نه تنها خود به‌عنوان یک عامل مستقیم در کاهش برآوردهای خوش‌بینانه ریسک عمل می‌کند بلکه از طریق کاهش اثرهای مخرب سوگیری‌های رفتاری بر تخمین معیارهای ریسک، نقش تعدیل‌کننده قابل‌توجهی دارد. از این رو، در فرضیهٔ ششم پژوهش به‌صورت زیر تدوین شده است.

فرضیهٔ ششم: تجربهٔ مدیریتی، تأثیر سوگیری رفتاری بر برآورد معیارهای ریسک را تعدیل می‌کند.

پیشینهٔ پژوهش

گراهام و هاروی[3] (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 به‌جای 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[4] (۲۰۱۷) در پژوهشی به بررسی تأثیر ویژگی‌های کوته‌بینی و بیش اطمینانی مدیران پرداخت و دریافت که مدیران بیش اطمینان و دارای اعتمادبه‌نفس کاذب، می‌توانند ارزش شرکت را (تا یک نقطه) با افزایش سرمایه‌گذاری بالا ببرند و باعث جبران مشکل کمبود سرمایه‌گذاری به‌وجود آمده ناشی از کوته‌بینی مدیریتی می‌شوند. همچنین اگر سوگیری بیش اطمینانی مدیران به‌طور جداگانه در نظر گرفته شود، بر عملکرد شرکت تأثیر منفی دارد؛ اما هنگامی که اطمینان بیش از حد و کوته‌بینی به‌طور مشترک در نظر گرفته شوند، می‌توانند مفید واقع شوند.

ژانگ و همکاران[5] (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 نوسان‌ها و برآورد ارزش در معرض ریسک برای بازدهی شاخص ۳۰۰ در بورس چین مؤید عملکرد بهتر $GELM$ در کارایی و دقت نسبت به روش‌های مرسوم مانند GARCH بود.

زویا، بیفی و نیکولوسی[6] (۲۰۱۸) رویکرد جدیدی برای مدل‌سازی توزیع بازده داده‌های پرتفوی پیشنهاد دادند. ازآنجا که در بیشتر داده‌های مالی، دنبالهٔ پهن به‌صورت ذاتی وجود دارد، آن‌ها برای مدل‌سازی داده‌ها از بسط گرام ـ چارلیر

1. Jorion
2. Daniel, Hirshleifer & Subrahmanyam
3. Graham & Harvey
4. Kang
5. Zhang et al.
6. Zoia, Biffi & Nicolussi

استفاده کردند. نتایج تجربی پژوهش آن‌ها برای محاسبهٔ 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، لیو، هی و شین[1] (۲۰۲۰) به بررسی خوش‌بینی مدیریتی و عملکرد بازار شرکت‌های پذیرفته شده چینی در دوره ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۲ پرداختند. تجزیه‌وتحلیل 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 اعتمادبه‌نفس و واکنش بازار به معاملات ادغام است.

هالین و تروسیوس[2] (۲۰۲۳) به پیش‌بینی ارزش در معرض خطر و ریزش مورد انتظار در پرتفوی‌های بزرگ پرداختند. آن‌ها بیان می‌کنند به‌دلیل 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 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، پن و ونگ[3] (۲۰۲۴) به برآورد ارزش در معرض خطر و ریزش مورد انتظار در سطوح شدید پرداختند. به‌منظور 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 (مونت‌کارلو) 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 ۲۱ شرکت سرمایه‌گذار فعال در بازار سرمایهٔ ایران بررسی و مشخص شده است که مدل‌های گروه اقتصاد سنجی در بازار سرمایه ایران دارای قدرت تبیین بیشتری نسبت به روش مونت‌کارلو است.

حاجی‌ها و هدایتی (۱۳۹۵) ارتباط بین رفتار (خوش بینی) مدیریت بر ریسک گزارشگری مالی را بررسی کردند و نشان دادند که بین رفتار مدیریت با ریسک گزارشگری مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطهٔ مستقیم و معناداری وجود دارد.

1. Guo, Liu, He & Xin
2. Hallin & Trucíos
3. Lazar, Pan & Wang

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 رابطهٔ 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 است 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 که سرایت اطلاعات بین بازده و تلاطم دارایی‌ها موجود در یک سبد، برآورد سنجهٔ ارزش در معرض ریسک را تحت تأثیر قرار می‌دهد 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 رابطهٔ معناداری دارد به عبارتی دیگر، با افزایش خوش‌بینی مدیریت، کیفیت گزارشگری کاهش می‌یابد.

مروری بر پیشینه پژوهش‌ها نشان می‌دهد این پژوهش از دو جهت نوآورانه است. نخست، ارائه چارچوب بیزی دولایه برای تفکیک اثرهای مستقیم و تعاملی تجربه و دوم، به‌کارگیری توزیع نرمال چوله به‌عنوان ابزاری قدرتمند در مدل‌سازی عدم تقارن‌های رفتاری. یافته‌ها اهمیت طراحی دوره‌های آموزشی مبتنی بر شبیه‌سازی ریسک و ادغام سیستم‌های پشتیبانی تصمیم‌گیری (DSS) در سازمان‌ها را برای کاهش خطاهای شناختی برجسته می‌سازد. در مجموع، این مطالعه گامی اساسی در جهت تلفیق اقتصاد رفتاری و مهندسی مالی برای دستیابی به تصمیم‌گیری‌های بهینه در شرایط عدم قطعیت است.

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نظر ویژگی داده‌ها پس رویدادی یا علّی ـ مقایسه‌ای است. از نظر انتخاب بهترین روش ارزیابی‌کننده پرتفوی سرمایه‌گذاری از دیدگاه ارزش در معرض خطر و ریزش مورد انتظار، از نوع پژوهش‌های کاربردی است و بازده پرتفوی و تجربه از جمله متغیرهای این پژوهش هستند. جامعهٔ آماری این پژوهش، کلیه شرکت‌های سرمایه‌گذاری موجود در فرار بورس و بورس اوراق بهادار تهران طی سال ۱۴۰۱ بود. نمونه‌گیری روش غربالگری انجام شد. در این پژوهش، شرکت‌هایی انتخاب شدند که حائز شرایط زیر بودند:

- 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 شد.

بر این اساس، سبد سهام این شرکت‌ها استخراج شد. این اطلاعات از صورت‌های مالی شرکت‌ها و سایت‌های معتبر بورس اوراق بهادار تهران به‌دست آمده است.

به‌منظور آزمون فرضیه‌های اول تا چهارم پژوهش و برای مقایسه میانگین و ریسک ادراک مدیران با ویژگی‌های روان‌شناختی متفاوت با مدیران منطقی در این پژوهش از روش شبیه‌سازی مارکوف مونت‌کارلو براساس الگوریتم متروپلیس ـ هیستینگز[1] در چارچوب رویکرد بیزی استفاده می‌شود. در حقیقت میانگین و ریسک ادراک مدیران که با اعتمادبه‌نفس بیش از حد و کمتر از حد مشخص می‌شود با مدیران منطقی با استفاده از شبیه‌سازی مارکوف مونت‌کارلو در چارچوب رویکرد بیزی مقایسه می‌شود. مقایسه‌ها با استفاده از سبدهای سرمایه‌گذاری و یک بودجه‌بندی سرمایه‌ای انجام می‌شود. برای تجزیه‌وتحلیل داده‌ها، فرض می‌شود که مدیران منطقی دارای آینده‌نگری کاملی از توزیع واقعی متغیرهای تصمیم مورد بررسی یعنی نرخ بازده پرتفوی دارند.

در این پژوهش ارزش پرتفوی پایان دوره به‌صورت رابطهٔ ۳۹ محاسبه می‌شود.

$$V_1 = V_0\ (1 + x)$$ رابطهٔ ۳۹)

در رابطهٔ فوق، V_0 ارزش اولیه پرتفوی است و x متغیر تصادفی نرخ بازده پرتفوی است که تابع توزیع آن به‌صورت تابع توزیع نرمال چوله در رابطهٔ ۱ است. پس از برآورد پارامترهای توزیع نرمال چوله، براساس روش زنجیرهٔ مارکوف مونت‌کارلو و الگوریتم متروپلیس ـ هیستینگز، ارزش مورد انتظار پرتفوی $E(V_1|\ C)$، ریسک کلی $\sigma(V_1|C)$، ریسک نزولی $\sigma D(V_1|C)$، ۱درصد ارزش در معرض ریسک $VaR_{1\%}$ و ریزش مورد انتظار $ES_{1\%}$ برای سه حالت مدیر منطقی، بیش از حد اعتمادبه‌نفس و کم اعتماد را بر اساس زنجیرهٔ مارکوف مونت‌کارلو و الگوریتم متروپلیس ـ هیستینگز با استفاده از نمونه‌ای از ۱۵۰,۰۰۰ بازده پورتفوی تولید شده به‌طور تصادفی محاسبه می‌شود.

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

ایدهٔ شبیه‌سازی مونت‌کارلو، شبیه‌سازی مکرر فرایند 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 ناشناختهٔ سبد نزدیک خواهد شد و می‌توان از این توزیع برای استنباط ارزش در معرض ریسک، ریزش مورد انتظار استفاده کرد (رادپور و عبده‌تبریزی، ۱۳۸۸).

1. Metropolis–Hasting’s algorithm

فرایند شبیه‌سازی مونت‌کارلو شامل چندین مرحله به شرح زیر است.

- مرحلهٔ اول: تعیین فرایند تصادفی است که براساس آن نحوه شکل‌گیری متغیر مورد نظر تشریح می‌شود؛ یعنی مرحلهٔ اول شامل انتخاب مدلی برای متغیر یا متغیرهای تصادفی مورد نظر است.
- مرحلهٔ دوم: پارامترهای مدل تصادفی برآورد می‌شود. این دو مرحله ورودی‌های شبیه‌سازی مونت‌کارلو است.
- مرحلهٔ سوم: مسیرهای شبیه‌سازی شده برای متغیرهای تصادفی ایجاد می‌شود. بدین ترتیب هر مجموعه از اعداد تصادفی، مجموعه‌ای از مقادیر پایانی فرضی را تولید می‌کند.
- مرحلهٔ 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.
- مرحلهٔ پنجم: 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.
- مرحلهٔ ششم: در نهایت با استفاده از توزیع شبیه‌سازی بازدهی پرتفوی در 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 مونت‌کارلو به این شیوه به شرطی است که نمونه‌های تولیدی از تابع توزیع هدف پیروی کنند؛ اما همان‌گونه که در رابطهٔ ۱ نشان داده شد، تابع توزیع هدف در این پژوهش سه پارامتر دارد که از نوع پیچیده است؛ بنابراین اینجا دقیقاً جایی است که مشکل شروع می‌شود؛ زیرا اگر تابع توزیع هدف پیچیده یا دارای ابعاد زیادی باشد، نمی‌توان نمونه‌ها را از تابع توزیع هدف به آسانی با استفاده از روش شبیه‌سازی مونت‌کارلو استخرج کرد. روش زنجیرهٔ ماکروف مونت‌کارلو و رویکردهای بیزی مانند الگوریتم متروپلیس ـ هیستینگز می‌تواند مشکل را حل کند.

الگوریتم متروپلیس ـ هیستینگز یک روش زنجیرهٔ مارکوف مونت‌کارلو برای به‌دست آوردن ترتیبی از نمونه‌های تصادفی از یک توزیع احتمالی است که نمونه‌برداری مستقیم از آن دشوار است. این ترتیب را می‌توان برای برآورد یک توزیع (به‌عنوان مثال تولید یک هیستوگرام) یا برای محاسبه برخی انتگرال‌ها (به‌طور مثال یک امید ریاضی) استفاده کرد. متروپلیس ـ هیستینگز و دیگر الگوریتم‌های $MCMC$ عموماً برای نمونه‌برداری از توزیع‌های پیچیده استفاده می‌شوند. الگوریتم متروپلیس ـ 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 ـ هیستینگز از هر x رندوم که شروع شود، زنجیرهٔ مارکوف مونت‌کارلو به تابع توزیع هدف یا در حقیقت نمونه‌های رندوم براساس تابع توزیع هدف می‌رسد.

به‌منظور آزمون فرضیه‌های پنجم و ششم پژوهش از یک چارچوب بیزی با دو لایه مدل‌سازی، استفاده شده است. لایهٔ اول شامل یک مدل پایه با توزیع نرمال چوله است که در آن پارامتر چولگی ذهنی (λ) از طریق برازش توزیع نرمال چوله به متغیر تصمیم‌گیری (نرخ بازده پرتفوی) استخراج می‌شود؛ اما لایهٔ دوم برای آزمون فرضیهٔ پنجم یک مدل سلسله‌مراتبی بیزی ساده و برای آزمون فرضیهٔ ششم یک مدل سلسله‌مراتبی بیزی با ساختار تعاملی است.

الف) مدل پایه (توزیع نرمال چوله)

برای استخراج سوگیری ذهنی مدیران در ارزیابی ریسک و بازده، از توزیع نرمال چوله[1] استفاده شد. این توزیع که توسط آزالینی[2] (۱۹۸۵) معرفی شده، تعمیمی از توزیع نرمال کلاسیک است که امکان مدل‌سازی داده‌های دارای چولگی را فراهم می‌کند. ویژگی اصلی این توزیع، توانایی در نمایش عدم تقارن در داده‌هاست که برای سنجش سوگیری بیش‌اعتمادی و کم اعتمادی بسیار مناسب است.

تابع چگالی این توزیع به‌صورت زیر تعریف می‌شود.

رابطهٔ ۴۰)

$$f(x) = \frac{2}{\omega}\phi\left(\frac{x-\xi}{\omega}\right)\Phi\left(\alpha\frac{x-\xi}{\omega}\right)$$

$$\xi \sim N(0,100)$$

$$\omega \sim Half - Cauchy(0,5)$$

$$\alpha \sim N(0,100)$$

که در آن ξ پارامتر مکان (mode)، ω پارامتر مقیاس (پراکندگی)، α پارامتر چولگی ($\alpha > 0$ چولگی به راست، $\alpha < 0$ چولگی به چپ) است.

در این پژوهش، متغیرهای تصمیم‌گیری (نرخ بازده پرتفوی) برای هر مدیر به‌طور جداگانه با این توزیع برازش داده شد. سپس مقدار پسین پارامتر α به‌عنوان شاخصی از چولگی ذهنی (λ) در نظر گرفته شده و در مرحله بعد در مدل بیزی سلسله‌مراتبی وارد می‌شود.

برازش مدل با الگوریتم متروپلیس ـ هیستینگز انجام می‌شود و پس از ارزیابی همگرایی زنجیره‌ها، خروجی نهایی α به‌عنوان نماینده سوگیری شناختی وارد تحلیل فرضیه می‌شود.

ب) مدل سلسله‌مراتبی بیزی

برای در نظر گرفتن تفاوت‌های ساختاری بین شرکت‌ها، از یک مدل سلسله‌مراتبی بیزی استفاده می‌شود که در آن چولگی ذهنی مدیر j در شرکت i (λ_{ij}) به‌صورت تابعی از تجربه و اثر تصادفی شرکت به‌صورت رابطهٔ ۲ مدل‌سازی شده است.

در مدل سلسله‌مراتبی بیزی، علاوه‌بر بررسی اثر تجربه مدیران بر سوگیری شناختی (چولگی ذهنی λ)، ناهمگنی بین شرکت‌ها نیز در نظر گرفته می‌شود. ساختار این مدل به‌گونه‌ای طراحی شده که بتواند اثرهای تصادفی شرکت‌ها و اثرهای ثابت متغیرهای فردی مانند تجربه را هم‌زمان برآورد کند. در این مدل، پارامتر $\lambda_{i,j}$ که نشان‌دهندهٔ میزان سوگیری اعتماد بیش از حد مدیر j در شرکت i است، تابعی از تجربهٔ مدیر ($Exp_{i,j}$) و یک اثر تصادفی α_i مختص به شرکت i در نظر گرفته شد. فرمول کلی مدل به‌صورت زیر است.

1. Skew-Normal Distribution
2. Azzalini

رابطهٔ ۴۱)

$$\lambda_{i,j} = a_i + \beta_1 Exp_{i,j} + \varepsilon_{i,j}\ \varepsilon_{i,j} \sim N(0, \sigma^2)$$

$$\mu_\alpha \sim N(0, 100)$$

$$\sigma_\alpha \sim Half - Cauchy(0, 5)$$

برای تمام ضرایب j

$$\beta_j \sim N(0, 100)$$

$$\sigma \sim Half - Cauchy(0, 5)$$

در رابطهٔ فوق $a_i \sim N(\mu_a, \sigma^2\ a)$: اثر تصادفی شرکت i، $\lambda_{i,j}$ سوگیری شناختی مدیر j در شرکت i، $Exp_{i,j}$ تجربه مدیر بر حسب سال است.

نمونه‌برداری از توزیع‌های پسین با استفاده از الگوریتم متروپلیس ـ هیستینگز در چارچوب MCMC انجام می‌شود. تعداد کل نمونه‌های پسین برابر با ۱۵۰,۰۰۰ بود که پس از ۲۰,۰۰۰ تکرار برای گرم‌سازی و ریزش نمونه‌ها (thinning) برای بهبود همگرایی، برای تحلیل نهایی استفاده شدند. با این روش، علاوه‌بر برآورد دقیق اثر تجربه بر سوگیری بیش‌اعتمادی، تفاوت‌های ساختاری میان شرکت‌ها نیز در مدل لحاظ شد که منجر به افزایش دقت و تعمیم‌پذیری یافته‌ها می‌شود.

ج) مدل سلسله‌مراتبی بیزی با ساختار تعاملی

برای آزمون فرضیهٔ ششم، در لایه دوم از یک مدل سلسله‌مراتبی بیزی با ساختار تعاملی استفاده می‌شود که در آن اثر تعاملی بین تجربهٔ مدیریتی و سوگیری بیش‌اعتمادی (λ) بر برآورد ارزش در معرض خطر (VaR) مدل‌سازی می‌شود.

مدل سلسله‌مراتبی بیزی با ساختار تعاملی به‌منظور آزمون فرضیهٔ ششم به‌صورت رابطهٔ ۴۲ تعریف شده است.

رابطهٔ ۴۲)

$$VaR_{i,j} = a_i + \beta_1 \lambda_{i,j} + \beta_2 Exp_{i,j} + \beta_3(\lambda_{i,j} \times EXp_{i,j}) + \varepsilon_{i,j}\ \varepsilon_{i,j} \sim N(0, \sigma^2)$$

$$\beta_k \sim N(0, 100)$$

$$\sigma \sim Half - Cauchy(0, 5)$$

در رابطهٔ فوق $a_i \sim N(\mu_a, \sigma_\alpha)$: اثر تصادفی شرکت i، $\lambda_{i,j}$ سوگیری شناختی مدیر j در شرکت i، $Exp_{i,j}$ تجربهٔ مدیریتی مدیر j، $\lambda_{i,j} \times Exp_{i,j}$ متغیر تعاملی برای بررسی نقش تجربه است.

نمونه‌برداری پسین با استفاده از الگوریتم متروپلیس ـ هیستینگز در چارچوب $MCMC$ انجام می‌شود (۱۵۰,۰۰۰ تکرار با گرم‌سازی اولیه ۲۰,۰۰۰).

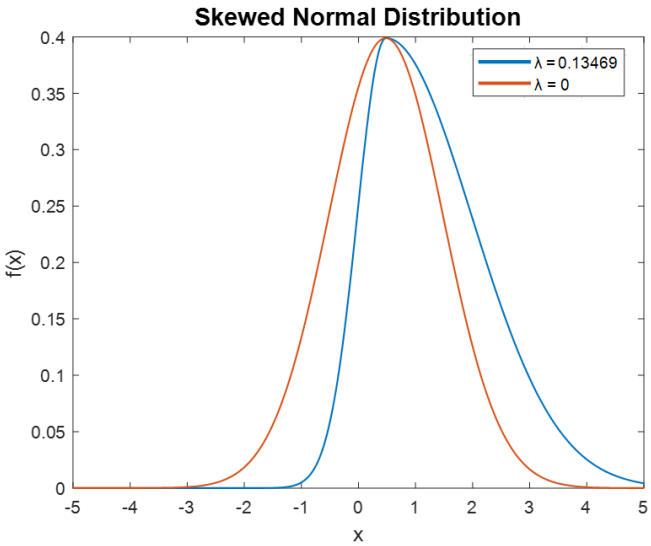
یافته‌های پژوهش

به‌منظور تجزیه‌وتحلیل 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
تجربه مدیران	۱۰/۶۵۰	۱۱/۴۸۲	-	۵/۵۶۹	۱۹/۹۲۸	۱/۰۹۸

واضح است که نتایج اثبات نظری فرضیه‌های ۱ و ۲ نشان می‌دهد که کالیبراسیون اشتباه احتمالات ذهنی توسط مدیران با اعتمادبه‌نفس بیش از حد یا کمتر از حد را می‌توان با توزیع شکل کلی رابطهٔ ۱، از جمله توزیع نرمال چوله با یک پارامتر نامتقارن مثبت و منفی λ نشان داد. شایان 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) روبه‌روی قله یک کوه متقارن هستند. فردی که در سمت چپ قرار می‌گیرد، کوه را دارای انحراف منفی و فرد در سمت راست به‌عنوان 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 اعتما به نفس بیش از حد، کمتر از حد و منطقی، منحنی احتمال متغیرهای تصمیم‌گیری را ادراک می‌کنند، کمک می‌کند. از این رو به‌منظور اثبات تجربی فرضیه‌های اول و دوم تصویر گرافیکی از توزیع احتمالات یک مدیر با اعتمادبه‌نفس بیش از حد، کمتر از حد و منطقی برای متغیر تصادفی تصمیم‌گیری نرخ بازده پرتفوی ارائه شده است.

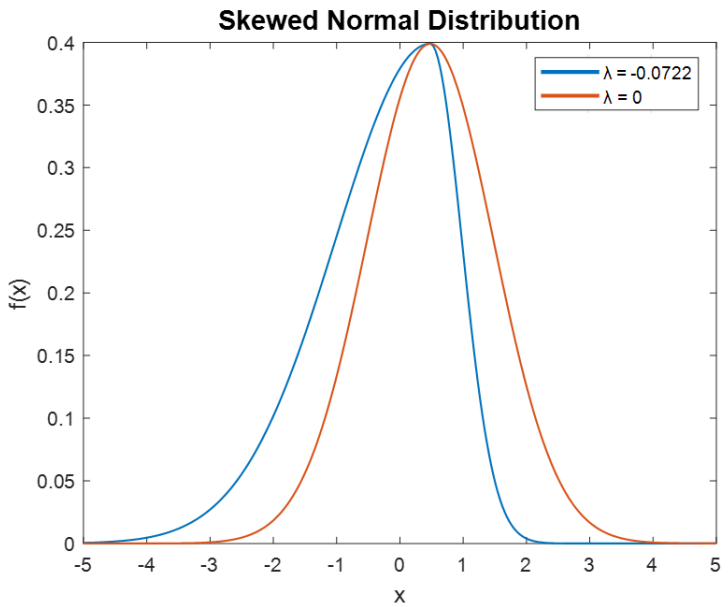


شکل ۱. مدل توزیع مدیر با اعتمادبه‌نفس بیش از حد بر مدل منطقی

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 زنجیرهٔ ماکروف مونت‌کارلو الگوریتم متروپلیس ـ هیستینگز

مقادیر m =۰/۲۷۹، φ = ۰/۶۷۹ و λ = ۰ محاسبه شده است. برای مدیر با اعتمادبه‌نفس بیش از حد، سه پارامتر توزیع نرمال چوله مقادیر m =۰/۲۷۹، φ =۰/۶۳۳ و λ =۰/۱۳۴ به‌دست آمده است. توجه داشته باشید که توزیع برای مدیر با اعتمادبه‌نفس بیش از حد دارای انحراف مثبت است. علاوه‌براین، همان طور که در فرضیهٔ 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 همان طور که در فرضیهٔ 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 ۲ یک تصویر گرافیکی از توزیع احتمال مدیران منطقی و مدیران با اعتمادبه‌نفس کمتر از حد را نشان می‌دهد. برای مدیر منطقی، سه پارامتر مقادیر m =۰/۲۷۹، φ =۰/۶۷۹ و λ =۰ و برای مدیر با اعتمادبه‌نفس کمتر مقادیر m =۰/۲۷۹، φ =۰/۲۸۴ و λ =۰/۰۷۲ به‌دست آمده است. توزیع مدیر فاقد اعتمادبه‌نفس 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 فرضیهٔ اول که بیان می‌کند مدیران با اعتمادبه‌نفس بیش از حد تمایل دارند احتمال رویدادهای مطلوب را بیش از حد تخمین بزنند و احتمال رویدادهای نامطلوب را دست‌کم بگیرند. و فرضیهٔ دوم که بیان می‌کند مدیران با اعتمادبه‌نفس کمتر از حد تمایل دارند احتمال رخدادهای مطلوب را دست‌کم بگیرند و احتمال رویدادهای نامطلوب را بیش از حد برآورد کنند سازگار است.



شکل ۲. مدل توزیع مدیر با اعتمادبه‌نفس کمتر از حد بر مدل منطقی

به‌منظور آزمون فرضیه‌های سوم و چهارم، میانگین و ریسک ادراک شده مدیران با سوگیری‌های رفتاری متفاوت با مدیران منطقی از طریق روش زنجیرهٔ مارکوف مونت‌کارلو و الگوریتم متروپلیس ـ هیستینگز مقایسه شده است. مقایسه‌ها با استفاده از یک سبد سرمایه‌گذاری انجام داده شده است. برای تجزیه‌وتحلیل داده‌ها، فرض می‌شود که مدیران منطقی دارای آینده‌نگری کاملی از توزیع واقعی متغیرهای تصمیم مورد بررسی یعنی نرخ بازده پرتفوی هستند.

به‌منظور برآورد پارامترها و بدون از دست دادن کلیت، مد تابع توزیع نرخ بازده پرتفوی صفر در نظر گرفته می‌شود. نتایج مقایسهٔ ارزش مورد، ارزش کلی، ریسک نزولی، ارزش در معرض خطر و ارزش ریزش مورد انتظار برای مدیران با اعتمادبه‌نفس بیش از حد و کمتر از حد با مدیران منطقی از طریق روش زنجیرهٔ مارکوف مونت‌کارلو و الگوریتم متروپلیس ـ هیستینگز در جدول ۲ ارائه شده است. در زنجیرهٔ $MCMC$ نرخ پذیرش φ =۰/۰۹۱ و λ =۰/۰۵۴ برای مدیر با اعتمادبه‌نفس بیش از حد، نرخ پذیرش φ =۰/۰۵۴ و λ =۰/۰۵۱ برای مدیر با اعتمادبه‌نفس کمتر از حد و نرخ پذیرش φ =۰/۱۰۲ برای مدیر منطقی است.

همچنین 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 اعتمادبه‌نفس بیش از حد و مدیر با اعتمادبه‌نفس کمتر از حد بعد از انجام شبیه‌سازی به روش زنجیرهٔ مارکوف مونت‌کارلو و الگوریتم متروپلیس ـ هیستینگز با تولید ۱۵۰۰۰۰ مقدار تصادفی برای متغیر x را نشان می‌دهد.

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

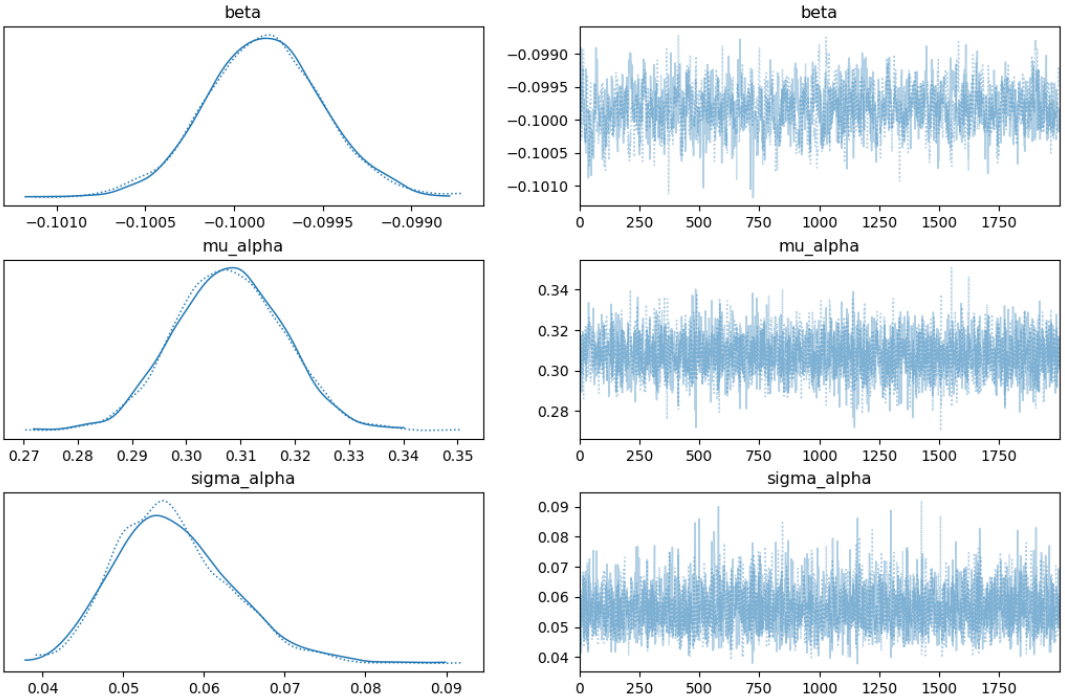
متغیر	ضریب ϕ	ضریب λ	ارزش مورد انتظار	ریسک کلی	ریسک نزولی	ارزش در معرض خطر	ریزش مورد انتظار
مدیر منطقی	۰/۶۷۹	۰	۱۴۷/۹۲	۶۵/۳۷	۸/۶۲	۸۰/۸۳	۷۰/۰۶
مدیر با اعتمادبه‌نفس بیش از حد	۰/۶۳۳	۰/۱۳۷	۱۶۵/۹۳	۶۲/۸۲	۲/۲۴	۵۵/۸۵	۵۰/۸۲
مدیر با اعتمادبه‌نفس کمتر از حد	۰/۲۸۴	−۰/۰۷۲	۱۱۵/۸۸	۸۴/۴۴	۱۲/۰۸	۹۵/۲۰	۸۷/۱۷

نتایج نهایی تخمین‌های مربوط به پارامترهای توزیع نرمال چوله به‌صورت جدول ۲ است. با توجه به نتایج جدول ۲ برای مدیران با اعتمادبه‌نفس بیش از حد پارامتر شکل برابر با λ =۰/۱۳۷، پارامتر مقیاس برابر با φ =۰/۶۳۳، برای تخمین مدیران با اعتمادبه‌نفس کمتر از حد پارامتر شکل برابر با λ =۰/۰۷۲، پارامتر مقیاس برابر با φ =۰/۲۸۴، برای تخمین مدیران منطقی پارامتر شکل برابر با λ =۰/۰ و پارامتر مقیاس برابر با φ =۰/۶۷۹ است.

نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد که مدیران با اعتمادبه‌نفس 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 کلی را دست‌کم می‌گیرند (انحراف معیار ۶۲/۸۲ در مقابل ۶۵/۳۷ برای مدیران منطقی)، ارزش در معرض خطر ($VaR1\%$) و ارزش ریزش مورد انتظار ($ES1\%$) را دست‌کم می‌گیرند (۵۵/۸۵ و ۵۰/۸۲ در مقابل ۱۰۰/۸۳و ۱۰۰/۰۶۳ برای مدیران منطقی). همچنین

نتایج نشان می‌دهد مدیران با اعتمادبه‌نفس کمتر از حد به نسبت مدیران منطقی ارزش‌های مورد انتظار پرتفوی را دست‌کم 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، ۸/۱۰۶۲، ۸۰/۸۳ و ۷۰/۰۶ برای مدیران منطقی). در مجموع، این نتایج نشان می‌دهد که سطح اعتمادبه‌نفس مدیران می‌تواند تأثیر زیادی بر ارزیابی ریسک و تصمیم‌گیری‌های مالی آن‌ها داشته باشد. نتایج این بخش مبتنی بر عدم رد فرضیه‌های سوم و چهارم پژوهش است.

برای آزمون فرضیهٔ پنجم، یک مدل سلسله‌مراتبی بیزی با استفاده از داده‌های تجربی مدیران شرکت‌های سرمایه‌گذاری طراحی و برازش شده است. در این مدل، چولگی ذهنی λ به‌عنوان شاخصی از سوگیری رفتاری، تابعی از تجربهٔ مدیریتی و اثرهای تصادفی شرکت‌ها در نظر گرفته شد. نتایج حاصل از نمونه‌برداری $MCMC$ با ۱۵۰,۰۰۰ نمونه پس از ۲۰,۰۰۰ گرم‌سازی، بیانگر همگرایی مناسب مدل است. نتایج نمودارهای تشخیصی شامل نمودارهای ردیابی و نمودارهای توزیع پسین در شکل ۳ و خلاصهٔ آماری پارامترها در جدول ۳ گزارش شده است.



شکل ۳. نمودارهای تشخیصی برای آزمون فرضیهٔ پنجم

نمودارهای ردیابی برای تأیید همگرایی و نمودارهای توزیع پسین برای ارزیابی یکنواختی پارامترها مورد بررسی قرار می‌گیرند. نتایج نمودار ردیابی در شکل ۳ نشان می‌دهد که نوسان‌های نمونه‌گیری در اطراف مقدار میانگین پایدار است و روند خاصی در زنجیره‌ها دیده نمی‌شود. نرخ پذیرش نیز در حدود ۳۰درصد گزارش شده که برای الگوریتم متروپلیس ـ

هیستینگز در محدوده بهینه قرار دارد. نتایج نمودارهای توزیع پسین در شکل ۳ حاکی از این است که توزیع پسین پارامتر β کاملاً در ناحیه منفی متمرکز است و دامنه نوسان آن نیز کم است که نشان از تخمین پایدار و با عدم قطعیت پایین دارد. همچنین این نمودار احتمال پسین را به‌صورت بصری نیز تأیید می‌کند.

جدول ۳. نتایج آزمون فرضیهٔ پنجم

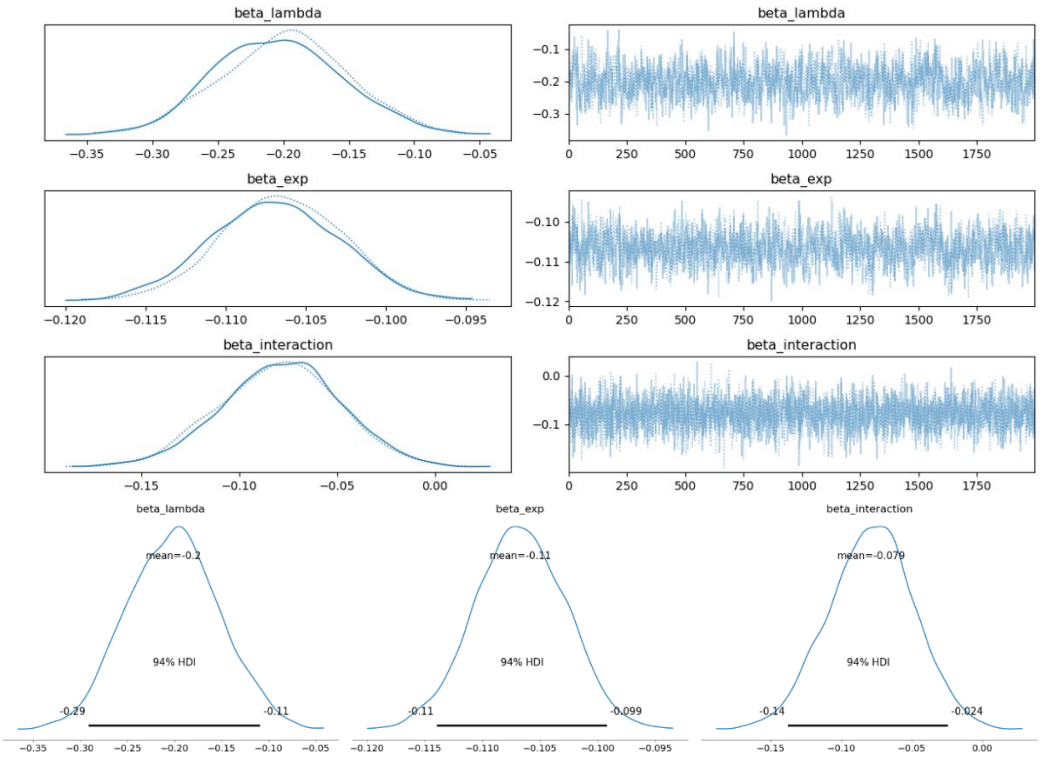
پارامتر	میانگین پسین	انحراف معیار	فاصله اطمینان	R-hat
$\beta_2(Exp)$	−۰/۰۹۹	۰/۰۱۱	[−۰/۱۲۰ ، −۰/۰۷۸]	۱/۰۰۲
μ_α (mu_alpha)	۰/۳۰۲	۰/۰۲۹	[۰/۲۴۵ ، ۰/۳۵۸]	۱/۰۰۱
σ_α $(sigma_alpha)$	۰/۰۴۷	۰/۰۰۵	[۰/۰۳۸ ، ۰/۰۵۷]	۱/۰۰۳
σ $(sigma_epsilon)$	۰/۰۱۹	۰/۰۰۱	[۰/۰۱۷ ، ۰/۰۲۱]	۱/۰۰۱

برای ارزیابی همگرایی زنجیره‌های $MCMC$، از معیار آماری $R-hat$ استفاده شده که نتایج آن در جدول ۳ گزارش شده است. مقادیر $R-hat$ در جدول ۳ برای تمام پارامترها کمتر از ۱/۱ گزارش شده که نشان‌دهندهٔ همگرایی بسیار مطلوب زنجیره‌هاست. به‌عبارت دیگر، زنجیره‌های مارکوف پس از دوره گرم‌سازی به حالت پایدار رسیده‌اند و نمونه‌برداری از توزیع پسین با اطمینان آماری قابل قبول انجام شده است.

بر اساس نتایج جدول ۳، مقدار میانگین پسین ضریب β برابر با ۰/۰۹۹-؛ مقدار انحراف معیار ۰/۰۱۱ و فاصله اطمینان در سطح ۹۵درصد ([−۰/۱۲۰ ، −۰/۰۷۸]) کاملاً در ناحیه منفی قرار دارد و احتمال پسین $P(\beta < 0) \approx 1$ است. در حقیقت، فاصله اطمینان کاملاً در سمت منفی قرار دارد و احتمال پسین بسیار نزدیک به ۱ گزارش شده است. این یافته نشان‌دهندهٔ تأثیر منفی و معنادار تجربهٔ مدیریتی بر سطح سوگیری رفتاری است و هر سال افزایش سابقه مدیریتی، سوگیری بیش‌اعتمادی (λ) را به‌طور میانگین ۰/۰۹۹ واحد کاهش می‌دهد. به بیانی دیگر، مقدار منفی و معنادار ضریب تجربه نشان‌دهندهٔ این است که هر واحد افزایش در سابقه مدیریتی، منجر به کاهش معنادار در چولگی ذهنی λ می‌شود. انحراف معیار σ_α = ۰/۰۴۷ نشان می‌دهد که سطح سوگیری مدیران حتی در شرکت‌های با تجربه یکسان، متفاوت است. این واریانس بین‌شرکتی می‌تواند ناشی از ویژگی‌های خاص سازمانی مانند ساختار تصمیم‌گیری، فرهنگ شرکتی یا سیاست‌های داخلی باشد که بر رفتار مدیران تأثیرگذارند. انحراف معیار خطای مدل σ_ε برابر با ۰/۰۱۹ و در فاصله اطمینان [۰/۰۱۷ ، ۰/۰۲۱] به‌دست آمده است. این مقدار کم خطا نشان‌دهندهٔ آن است که مدل ارائه‌شده توانسته به‌خوبی واریانس موجود در متغیر λ را با استفاده از متغیرهای توضیحی تبیین کند و از دقت پیش‌بینی بالایی برخوردار است. این نتایج به وضوح فرضیهٔ پنجم پژوهش را تأیید می‌کند و نشان می‌دهد تجربهٔ مدیریتی عاملی کاهنده در سوگیری رفتاری است. در واقع، این نتیجه بیانگر نقش تعدیلگر و کاهندهٔ تجربه در سوگیری شناختی است.

در مجموع، نتایج این بخش مؤید آن است که تجربه مدیران به‌عنوان یک متغیر معنادار و تأثیرگذار، نقش مهمی در کاهش سوگیری شناختی و افزایش دقت در ارزیابی‌های ریسک و بازده ایفا می‌کند.

برای آزمون فرضیهٔ ششم، از یک مدل سلسله‌مراتبی بیزی با ساختار تعاملی استفاده شده است. نتایج نمودارهای تشخیصی شامل نمودارهای ردیابی و نمودارهای توزیع پسین در شکل ۴ و خلاصه آماری پارامترهای مدل در جدول ۴ گزارش شده است. نمودارهای ردیابی برای تأیید همگرایی و پایداری زنجیره‌های نمونه‌برداری و جلوگیری از قفل شدن آن‌ها در زیرفضاهای نامطلوب به کار می‌روند؛ در حالی که نمودارهای توزیع پسین برای ارزیابی یکنواختی، تمرکز و عدم قطعیت تخمین پارامترها و اطمینان از معناداری جهت اثرات اصلی و تعاملی مورد بررسی قرار می‌گیرند.



شکل ٤. نمودارهای تشخیصی برای آزمون فرضیهٔ ششم

نمودارهای ردیابی در شکل ۴ نشان می‌دهند که برای پارامترهای اصلی $(\beta_1, \beta_2, \beta_3)$ ونیز μ_a و σ_a زنجیره‌های نمونه‌برداری پس از دوره گرم‌سازی $(“burn-in”)$ حول یک مقدار ثابت نوسان می‌کنند و هیچ روند صعودی یا نزولی ممتد دیده نمی‌شود. این رفتار نشان می‌دهد که زنجیره به تعادل رسیده و نمونه‌ها از توزیع هدف گرفته شده‌اند. در واقع نمودارهای ردیابی نشان می‌دهند زنجیره‌های $MCMC$ پس از دورهٔ گرم‌سازی بدون روند ساختاری و با نوسان ثابت حول پارامترها همگرایی مطلوبی دارند. همچنین نرخ پذیرش حدود ۳۰ درصد و در محدوده بهینه قرار دارد و بیانگر تعادلی مناسب بین حرکت‌پذیری و پذیرش پیشنهادهای جدید است.

نمودارهای توزیع پسین در شکل ۴ نشان می‌دهند که برای تمام ضرایب β (به‌ویژه β_3 ضریب متغیر تعاملی)، توزیع پسین تک‌شیب[1] است و هیچ توزیع دوپاخته یا شدیداً چندقله‌ای مشاهده نمی‌شود. این ساختار بیانگر این است که داده‌ها

1. unimodal

یک نقطه اوج باور[1] واضح را تحت پشتیبانی قرار می‌دهند. در مجموع یافته‌ها حاکی از این است که نمودارهای توزیع پسین یکنواخت و تک‌شیب هستند. چگالی متمرکز و عدم قطعیت کم تمامی توزیع‌ها را کاملاً در سمت منفی نگه داشته و فاصله اطمینان آن‌ها، صفر را شامل نمی‌شود، بدین ترتیب همگرایی مناسب، کیفیت بالا و دقت تخمین پارامترهای مدل تأیید می‌شود. در واقع توزیع‌های پسین یکنواخت و متمرکز بوده و عدم قطعیت در تخمین پارامترها تحت کنترل است.

جدول ٤. نتایج آزمون فرضیهٔ ششم

پارامتر	میانگین پسین	انحراف معیار	فاصله اطمینان	R-hat
$\beta_1(\lambda)$	−۰/۲۰۱	۰/۰۴۹	[−۰/۲۹۱ ، −۰/۱۰۹]	۱/۰۰۴
$\beta_2(Exp)$	−۰/۱۰۷	۰/۰۰۴	[−۰/۱۱۴ ، −۰/۰۹۹]	۱/۰۰۲
$\beta_3(\lambda \times Exp)$	−۰/۰۷۹	۰/۰۳۰	[−۰/۱۳۸ ، −۰/۰۲۴]	۱/۰۰۱
μ_α (mu_alpha)	−۰/۲۳۳	۰/۰۱۹	[−۰/۲۶۷ ، −۰/۱۹۶]	۱/۰۰۰
σ_α $(sigma_alpha)$	۰/۰۵۷	۰/۰۱۷	[۰/۰۳۱ ، ۰/۰۸۷]	۱/۰۰۰
σ $(sigma)$	۰/۰۲۲	۰/۰۰۱	[۰/۰۲۰ ، ۰/۰۲۴]	۱/۰۰۲

نتایج مندرج در جدول ۴ نشان می‌دهد که تمامی مقادیر $Rhat$ بین ۱/۰۰۰ تا ۱/۰۰۴ قرار دارد که نشان‌دهندهٔ همگرایی عالی زنجیره‌های $MCMC$ است. همچنین ESS پارامترها بسیار بالاتر از آستانه ۱۰۰۰ است که به‌معنای نمونه‌برداری مؤثر و دقت مناسب تخمین‌هاست. همچنین نتایج حاکی از میانگین ۰/۲۰۱− برای ضریب β_1 با فاصله اطمینان [۰/۱۰۹− ، ۰/۲۹۱−] کاملاً در ناحیه منفی قرار دارد. این نتیجه بیان می‌کند که با افزایش چولگی ذهنی λ (نشانگر بیش‌اعتمادی)، ارزش در معرض خطر (VaR) به‌طور میانگین ۰/۲۰۱ واحد کاهش می‌یابد. به بیانی دیگر، مدیران با سوگیری بیش‌اعتمادی بیشتر، ریسک را دست‌کم می‌گیرند. میانگین پسین ضریب β_2 برابر ۰/۱۰۷− با فاصله اطمینان [۰/۰۹۹− ، ۰/۱۱۴−] نشان می‌دهد که هر یک واحد افزایش در تجربه (استانداردشده) نیز به‌طور مستقل باعث کاهش ارزش در معرض خطر می‌شود. این تأثیر مؤید نقش تجربه در محافظه‌تر شدن مدیران است. ضریب تعاملی β_3 با میانگین ۰/۰۷۹− و فاصله اطمینان [۰/۰۲۴− ، ۰/۱۳۸−] معنادار است. منفی بودن این ضریب به این معناست که تجربهٔ مدیریتی تأثیر سوگیری بیش‌اعتمادی را بر ارزش در معرض خطر تضعیف می‌کند. در واقع مقدار منفی و معنادار ضریب β_3 بیانگر آن است که تجربهٔ مدیریتی اثر تعدیل‌گر معناداری دارد و هر چه تجربه بیشتر باشد، اثر سوگیری شناختی بر ارزش در معرض خطر ضعیف‌تر می‌شود. به بیانی دیگر، هر چه تجربه بالاتر باشد، اثر منفی λ بر تخمین VaR کمتر می‌شود. مقدار پارامتر σ_a = ۰/۰۵۷ (۹۵٪ HDI: ۰/۰۳۱−۰/۰۸۷) نشان می‌دهد که سطح ارزش در معرض خطر (VaR) در شرکت‌های مختلف، «حتی با مدیران دارای تجربه و سوگیری مشابه» متفاوت است. این پراکندگی می‌تواند از تفاوت در سیاست‌های ریسک، فرهنگ سازمانی و چارچوب‌های داخلی نشئت گرفته باشد. مقدار پایین پارامتر

1. mode

(σ = ۰/۰۲۲ (۹۵٪ HDI: ۰/۰۲۰–۰/۰۲۴) گویای آن است که مدل ارائه‌شده بخش عمده‌ای از واریانس داده‌ها را توضیح داده و دقت بالایی در پیش‌بینی ارزش در معرض خطر دارد.

این نتایج تأکیدی است بر اینکه تجربهٔ مدیریتی صرفاً خود بر تخمین ریسک اثر نمی‌گذارد، بلکه به‌طور معناداری نقش تعدیل‌گر دارد و باعث کاهش اثر مخرب سوگیری بیش‌اعتمادی و کم اعتمادی بر برآورد ارزش در معرض خطر می‌شود. در مجموع، یافته‌ها فرضیهٔ ششم را تأیید می‌کنند و نشان می‌دهند که مدیران باتجربه کمتر تحت تأثیر سوگیری شناختی در ارزیابی ارزش در معرض خطر قرار می‌گیرند. این یافته می‌تواند برای طراحی برنامه‌های آموزشی و ساختارهای ارزیابی ریسک در سازمان‌ها راه‌گشا باشد.

نتیجه‌گیری

هدف پژوهش حاضر تحلیل نقش تجربهٔ مدیریتی در کاهش اثرهای سوگیری‌های رفتاری در ارزیابی معیارهای ریسک است. برای بررسی نقش تجربه مدیران در تعدیل سوگیری‌های رفتاری، به‌ویژه «اعتمادبه‌نفس بیش از حد» و «کم‌اعتمادی»، در ارزیابی معیارهای ریسک مالی این پژوهش از یک چارچوب احتمالاتی مبتنی بر توزیع نرمال چوله و روش‌های بیزی دو لایه پیشرفته (زنجیرهٔ مارکوف مونت‌کارلو و الگوریتم متروپلیس ـ هیستینگز)، استفاده شده است.

یافته‌های پژوهش در رابطه با فرضیهٔ اول نشان داد، مدیران دارای اعتمادبه‌نفس بیش از حد به‌طور سیستماتیک احتمال رخداد نتایج مطلوب را دست بالا می‌گیرند و توزیع احتمال ذهنی خود را به‌سمت بازه‌های مثبت فشرده می‌کنند. به بیانی دیگر، این گروه از مدیران به نتایج خوش‌بینانه وزن بیشتری می‌دهند و طیف گسترده‌ای از سناریوهای محتمل را نادیده می‌گیرند. چنین کالیبراسیون نادرستی در ارزیابی ریسک، زمینه‌ساز تصمیم‌گیری‌های پرریسک و جهت‌دار می‌شود و می‌تواند متغیرهای مالی کلیدی را از جمله ارزش مورد انتظار و معیارهای نزولی ریسک به شدت تحریف کند.

در مقابل یافته‌های پژوهش در رابطه با فرضیهٔ دوم نشان داد، مدیران با اعتمادبه‌نفس پایین میل دارند احتمال وقوع رویدادهای مطلوب را دست‌کم گرفته و تمرکز بیش‌تری بر نتایج نامطلوب داشته باشند. این رویکرد محافظه‌کارانه توزیع احتمال ذهنی را گسترش می‌دهد و باعث می‌شود ارزیابی‌های ریسک کلی و نزولی دست بالا گرفته شوند. پیامد عملی چنین رفتاری، احتمال از دست رفتن فرصت‌های سودآور و اتخاذ تصمیم‌های غیربهینه، به‌دلیل چشم‌پوشی از سناریوهای موفقیت‌آمیز است.

نتایج پژوهش در ارتباط با فرضیهٔ سوم نشان داد برای مدیران با اعتمادبه‌نفس بیش از حد، کالیبراسیون نادرست احتمالات موجب می‌شود ارزش مورد انتظار به‌طور مداوم بالاتر از مقدار واقعی برآورد شود، ریسک نزولی دست‌کم گرفته شود و به تبع آن، ارزش در معرض خطر و ریزش مورد انتظار با کم‌برآوردی معناداری مواجه شود. این عدم اعمال میزان درستی احتمالات، به یک توزیع احتمالی شخصیتی برجسته برای متغیرهای مورد بررسی منجر می‌شود؛ به این معنا 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. در حقیقت این نتایج نشان می‌دهد که چولگی ذهنی مثبت نه تنها بر تخمین میانگین بازده اثر می‌گذارد، بلکه دامنه زیان‌های احتمالی را نیز به‌طور غیرواقعی محدود می‌کند و سازمان را در معرض شوک‌های پیش‌بینی‌نشده قرار می‌دهد.

نتایج پژوهش در ارتباط با فرضیهٔ چهارم نشان داد مدیران با اعتمادبه‌نفس پایین، برعکس گروه قبل، برای معیارهای نزولی ریسک از جمله ارزش در معرض خطر و ریزش مورد انتظار مقادیر بیش‌ازحد برآوردی تولید می‌کنند و در عین حال ارزش مورد انتظار را به‌طور معناداری کمتر تخمین می‌زنند. به بیانی دیگر، یک مدیر با اعتمادبه‌نفس پایین، احتمال نتایج مطلوب را دست‌کم می‌گیرد و کالیبراسیون نادرست منجر به توزیع با انحراف منفی، دست‌کم گرفتن ارزش‌های مورد انتظار و برآورد بیش از حد ریسک کلی، ریسک منفی، ارزش در معرض خطر و ریزش مورد انتظار می‌شود. در حقیقت، زمانی که یک مدیر با اعتمادبه‌نفس پایین احتمال نتایج مثبت را دست‌کم می‌گیرد، می‌تواند به توزیع منفی احتمالات منجر شود؛ بدان معنا که مدیر بر نتایج منفی یا نامطلوب تأکید بیشتری می‌کند و در نتیجه احتمال ضرر یا ریسک نزولی بیشتر می‌شود. این الگوی منفی در کالیبراسیون ذهنی، سازمان را به اتخاذ سیاست‌های ریسک‌گریز وامی‌دارد و به از دست رفتن فرصت‌های سرمایه‌گذاری و رشد می‌انجامد.

نتایج پژوهش در ارتباط با فرضیهٔ پنجم نشان داد که تجربهٔ مدیریتی نقش تعدیل‌کننده‌ای در تأثیر سوگیری‌های رفتاری، به‌ویژه اعتمادبه‌نفس بیش از حد و کمتر از حد، ایفا می‌کند. به‌طور خاص، مدیران با تجربه بالا تمایل دارند تأثیر سوگیری‌های رفتاری را در تصمیم‌گیری‌های مالی کاهش دهند؛ در حالی که مدیران با تجربه کمتر بیشتر تحت تأثیر این سوگیری‌ها قرار می‌گیرند. در حقیقت، مدیران باتجربه به‌دلیل مواجهه مکرر با پیامدهای تصمیمات گذشته، توانایی بیشتری در شناسایی و تعدیل سوگیری‌هایی مانند اعتمادبه‌نفس بیش از حد دارند. این نتیجه بر اهمیت توسعه برنامه‌های آموزشی و یادگیری سازمانی تأکید دارد که هدف آن افزایش آگاهی مدیران از سوگیری‌های رفتاری و ارتقای مهارت‌های تصمیم‌گیری در شرایط عدم قطعیت است.

نتایج پژوهش در ارتباط با فرضیهٔ ششم نشان داد که تجربهٔ مدیریتی سازوکار کلیدی است که از طریق کاهش چولگی ذهنی و تعدیل اثرهای نامتقارنی توزیع، دقت برآوردها را بهبود می‌بخشد. نتایج مدل سلسله‌مراتبی بیزی تأیید کرد که مدیران باتجربه (با بیش از ۱۰ سال سابقه) اثر سوگیری بیش‌اعتمادی بر معیار ریسک ارزش در معرض خطر را تا ۲۳/۷ درصد کاهش می‌دهند که نشان‌دهندهٔ نقش واسطگری تجربه در تبدیل قضاوت‌های شهودی (System 1) به تحلیل‌های مبتنی بر داده (System 2) است. به بیانی دیگر، تجربهٔ مدیریتی می‌تواند در تعدیل تأثیر سوگیری‌های رفتاری بر برآورد و ارزیابی واقع‌بینانه‌تری از معیارهای ریسک مانند ارزش در معرض خطر نقش مهمی ایفا کند و به بهبود تصمیم‌گیری‌های مالی در سازمان‌ها منجر شود. این نتیجه بر اهمیت طراحی سازوکارهای یادگیری سازمانی و ارتقای تجربه در کاهش خطاهای تصمیم‌گیری مبتنی بر سوگیری تأکید دارند. به‌ویژه، آموزش‌های مبتنی بر تجربه و بازخورد، می‌توانند به مدیران کمک کنند تا ارزیابی‌های واقع‌بینانه‌تری از معیارهای ریسک داشته باشند و از تصمیمات پرهزینه ناشی از سوگیری‌های شناختی جلوگیری کنند. نتایج پژوهش با پژوهش‌های پیشین نظیر الینا و همکاران (۲۰۲۰) در

زمینه سوگیری‌های رفتاری؛ مالمندیر و تیت (۲۰۱۵) در زمینه یادگیری تجربی و مطالعات استانوویچ و وست (۲۰۰۰) در حوزه پردازش دوگانه ذهن هم‌سوست.

با توجه به نتایج پژوهش، پیشنهاد می‌شود سازمان‌ها سازوکارهایی برای انتقال تجربه بین مدیران ایجاد کنند تا از دانش و تجربیات مدیران با تجربه بهره‌برداری شود. به مدیران و سازمان‌ها توصیه می‌شود تا اثرهای عدم اعمال احتمالات و ارزیابی ناسازگار ریسک‌ها بر عملکرد مدیران و سازمان‌ها را مورد توجه قرار دهند. برای پژوهش‌های آتی، پیشنهادهای زیر ارائه شده است:

الف) توسعهٔ مدل‌های پویا برای ردیابی تغییرات سوگیری‌ها در طول زمان با استفاده از داده‌های پانلی؛

ب) ادغام شاخص‌های عصبی ـ شناختی (مانند fMRI) برای اندازه‌گیری مستقیم تحریف‌های ذهنی؛

ج) بررسی تأثیر هوش مصنوعی به‌عنوان ابزار کمکی در خنثی‌سازی سوگیری‌های مدیران کم‌تجربه.

در ارتباط با محدودیت‌های پژوهش نخست، تمرکز بر شرکت‌های سرمایه‌گذاری بورس تهران ممکن است تعمیم‌پذیری به بازارهای با ساختار متفاوت (مانند بازارهای کاملاً کارا) را محدود کند. دوم، تأثیر متغیرهای تعدیل‌کننده نظیر فرهنگ سازمانی یا فشار ذی‌نفعان بر رابطهٔ تجربه و سوگیری بررسی نشده است.

منابع

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

حاجیها، زهره؛ هدایتی، قدرت‌اله (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). *اندازه‌گیری و مدیریت ریسک بازار رویکرد ارزش در معرض ریسک* (چاپ اول)، انتشارات آگاه.

زمردیان، غلامرضا (۱۳۹۴). مقایسه توان تبیین مدل‌های پارامتریک (اقتصادسنجی) و ناپارآمتریک (مونت‌کارلو) در سنجش میزان ارزش در معرض خطر پرتفوی شرکت‌های سرمایه‌گذاری جهت تعیین پرتفوی بهینه در بازار سرمایه ایران. *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۶(۲۲)، ۱۴۷-۱۶۴.

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 تأثیر آن بر کیفیت گزارشگری مالی. *دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت*، ۱۲(۴۸)، ۱۶۱-۱۷۶.

References

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.

Azzalini, A. (1985). A class of distributions which includes the normal ones. *Scandinavian journal of statistics*, 171-178.

Barber, B. M. & Odean, T. (2001). Boys will be boys: Gender, overconfidence, and common stock investment. *Quarterly Journal of Economics*, 116(1), 261–292.

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

Bhandari, G. & Deaves, R. (2006). The demographics of overconfidence. *Journal of Behavioral Finance,* 7(1), 5–11.

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

Daniel, K., Hirshleifer, D. & Subrahmanyam, A. (2001). Overconfidence, arbitrage, and equilibrium asset pricing. *Journal of Finance*, 56(3), 921–965.

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.

Ellina, P., Mascarenhas, B. & Theodossiou, P. (2020). Clarifying managerial biases using a probabilistic framework. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, *27*, 100333.

Gabaix, X. & Laibson, D. (2002). The organization of speculation. *Review of Economic Studies,* 69(3), 827–852.

Graham, J. R. & Harvey, C. R. (2001). The theory and practice of corporate finance: Evidence from the field. *Journal of financial economics*, *60*(2-3), 187-243.

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.

Hilary, G. & Menzly, L. (2006). Limited attention and the allocation of effort in financial decision making. *Journal of Finance*, 61(2), 751–802.

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*)

Jorion, P. (2007). *Value at Risk: The New Benchmark for Managing Financial Risk* (3rd ed.). McGraw-Hill.

Kahneman, D. & Tversky, A. (1979). Prospect theory: An analysis of decision under risk. *Econometrica,* 47(2), 263–291.

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.

Loewenstein, G., Weber, E. U., Hsee, C. K. & Welch, N. (2001). Risk as feelings. *Psychological Bulletin,* 127(2), 267–286.

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

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.

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.

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

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

Shefrin, H. & Statman, M. (1985). The disposition to sell winners too early and ride losers too long: Theory and evidence. *Journal of Finance*, 40(3), 777–790.

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

Stanovich, K. E. & West, R. F. (2000). Individual differences in reasoning: Implications for the rationality debate? *Behavioral and Brain Sciences*, 23(5), 645–665.

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.

Theodossiou, Tsouknidis & Savva, C. (2020). Freight rates in downside and upside markets: pricing of own and spillover risks from other shipping segments. *Journal of the Royal Statistical Society Series A: Statistics in Society*, *183*(3), 1097-1119.

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

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

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.

Zomorodian, 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*)