Shahid Bahonar University of Kerman

Journal of Accounting Knowledge

Print ISSN: 2008 - 8914 Online ISSN: 2476 - 292X

Iranian Accounting Association

# The Effect of Statistical Distribution of Financial Ratios on Altman Model Values using Monte Carlo Simulation

*Seyyed Rasoul Hosseini*[*]

*Amin Hajiannejad*[**]

## Abstract

**Objective:** In most bankruptcy prediction models, financial ratios are input data, and finally, the output of these models is an index that will be the criterion for assessing bankruptcy risk. On the other hand, according to the results of some studies, the statistical distribution of financial ratios is often not normal, and attempts are made to normalize them by removing outliers and logarithmic transformation. According to the above, the question that arises is what effect the form of distribution of financial ratios can have on the measurement of indices such as the bankruptcy index and its statistical distribution. Since the measurement of the bankruptcy risk index is a function of various financial ratios, the form of the statistical distribution of these financial ratios can affect the measurement and statistical distribution of the bankruptcy risk index. In this research, in order to investigate whether the shape of the statistical distribution of financial ratios can affect the probability of bankruptcy or not, by using the Altman bankruptcy model and using the Monte Carlo simulation technique, the effect of the shape of the statistical distribution of some financial ratios on the risk of bankruptcy was investigated.

**Methods:** In order to investigate the effect of statistical distribution of financial ratios on the distribution shape and Altman Z-score values, Monte Carlo simulation technique based on inverse transform sampling method has been used. In this research, the data of 104 companies listed on the stock exchange in the period of 2017 to 2020 has been used. For initial calculations, data processing was performed through Excel software and then statistical analysis was performed through MATLAB and Minitab softwares.

**Results:** Findings from the study using the Monte Carlo simulation technique showed that among the financial ratios used in the Altman model, regarding the X1 to X4 ratios, the normal or abnormal distribution of the ratios has no effect on changing the probability of bankruptcy. Also, the results showed that regarding the X5 ratio, changing the statistical distribution can change the value of bankruptcy probability, which means that this ratio is effective in increasing or decreasing the probability of bankruptcy.

**Conclusion:** In this research, using historical data and Monte Carlo simulation technique, the influence of statistical distributions of financial ratios on the values and shape of Z-score distribution was investigated. Since the Z-score variable itself is a function of the predictor variables x1, x2, x3, x4, and x5, and since these predictor variables may not have the same distributions, investigating the effect of changing the distribution of the predictor values on the

Journal of Accounting Knowledge, Vol. 13, No. 3, pp. 161-193.

[*] **Corresponding Author**, Assistant Professor of Accounting, University of Zanjan, Zanjan, Iran. **Email:** rasoulhosayni@znu.ac.ir

[**] Assistant Professor of Accounting, University of Isfahan, Isfahan, Iran. **Email:** a.hajiannejad@ase.ui.ac.ir

**Submitted:** 9 August 2021 **Revised:** 15 December 2021 **Accepted:** 16 January 2022 **Published:** 18 October 2022

**Publisher:** Faculty of Management & Economics, Shahid Bahonar University of Kerman.

**DOI:** 10.22103/jak.2022.18028.3545

©The Authors.

**Abstract**

values and shape of the distribution of the Z-score variable in the usual ways Statistics can be a difficult and complex task. In order to get rid of these problems and as an alternative way, the Monte Carlo simulation technique was used in order to determine the values and shape of the distribution of the Z-score variable by the variables of financial ratios. Using the Monte Carlo simulation technique, a series of values were simulated for each variable assuming its independence from other variables. The result of this simulation showed that changing the distribution of x1, x2, x3 and x4 values had no effect on changing the prediction of bankruptcy probability. In other words, the type of statistical distribution of these variables did not play a role in explaining the probability of bankruptcy. This result can indicate that changing the values of these variables in a possible domain through simulation with a skewed distribution, which causes the values of the variables to decrease in a high volume of simulated cases, will not be able to change the probability of bankruptcy. On the other hand, regarding the variable x5, the change in the shape of the statistical distribution could change the probability of bankruptcy. Thus, the conclusion that can be drawn is that according to Altman's model, among the variables whose statistical distribution was examined, only the change in the x5 variable, i.e. the ratio of sales to total assets, was able to change the probability of bankruptcy, and this shows the high impact of this variable in has bankruptcy of the business unit. As the results showed, changing the distribution of x5 variable from gamma (which is a Chula distribution) to normal distribution caused the values of this variable to increase for some simulated cases and at the same time decrease the probability of bankruptcy. Thus, it is inferred that increasing the ratio of sales to total assets can be an important factor in reducing the probability of bankruptcy. These results can be important for users in the sense that in Altman's model, knowing the distribution of the ratio of sales to total assets, one can predict the distribution of Z-score values. The sensitivity analysis performed on Altman's model indicators using simulation shows that, in general, a business unit can focus on increasing sales in order to reduce the probability of bankruptcy.

**Keywords:** *Altman Model, Bankruptcy, Fnancial Ratios, Monte Carlo Method.*

**Paper Type:** *Research Paper*.

**Citation:** Hosseini, S.R., & Hajiannejad, A. (2022). The effect of statistical distribution of financial ratios on Altman model values using Monte Carlo simulation. *Journal of Accounting Knowledge*, 13(3), 161-193 [In Persian].

مجله دانش حسابداری
شاپا چاپی: ۸۹۱۴-۲۰۰۸ شاپا الکترونیکی: ۲۹۲X-۲۴۷۶
دانشگاه شهید باهنر کرمان
انجمن حسابداری ایران

# تأثیر توزیع آماری نسبت‌های مالی بر مقادیر مدل آلتمن با استفاده از شبیه‌سازی مونت‌کارلو

**سید رسول حسینی***
**امین حاجیان‌نژاد****

## چکیده

**هدف:** در این پژوهش با استفاده از تکنیک شبیه‌سازی مونت‌کارلو به بررسی این موضوع می‌پردازیم که شکل توزیع آماری نسبت‌های مالی مورداستفاده در مدل آلتمن تا چه اندازه‌ای مقدار احتمال ورشکستگی را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

**روش:** در این پژوهش از داده‌های ۱۰۴ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار در بازده زمانی سال‌های ۱۳۹۵ الی ۱۳۹۸ استفاده‌شده است. جهت انجام محاسبات اولیه، پردازش داده‌ها از طریق نرم‌افزار Excel صورت گرفته و در ادامه تحلیل‌های آماری از طریق نرم‌افزارهای MATLAB و Minitab انجام شد.

**یافته‌ها:** یافته‌های حاصل از انجام پژوهش به کمک تکنیک شبیه‌سازی مونت‌کارلو نشان داد که از بین نسبت‌های مالی مورداستفاده در مدل آلتمن، در خصوص نسبت‌های X1 تا X4 نرمال بودن یا نرمال نبودن توزیع نسبت‌ها تأثیری در تغییر مقدار احتمال ورشکستگی ندارد. همچنین، نتایج نشان داد که در خصوص نسبت X5 تغییر توزیع آماری می‌تواند مقدار احتمال ورشکستگی را تغییر دهد که این مطلب به معنی مؤثر بودن این نسبت در افزایش یا کاهش مقدار احتمال ورشکستگی است.

**نتیجه‌گیری:** نتایج حاصل از یافته‌های این پژوهش بیان‌کننده این مطلب است که اگرچه در مدل آلتمن از نسبت‌های مالی مختلف به‌عنوان متغیرهای پیش‌گو استفاده می‌شود اما بررسی شکل توزیع این نسبت‌ها نشان داد که آگاهی از شکل توزیع آماری متغیرهای x1، x2، x3 و x4 تأثیری در آگاهی از توزیع مقادیر متغیر Z-score ندارد و تنها تغییر شکل توزیع آماری متغیر x5 می‌تواند برای پیش‌بینی تغییرات شکل توزیع متغیر Z-score کافی باشد.

**واژه‌های کلیدی:** *مدل آلتمن، ورشکستگی، نسبت‌های مالی، شبیه‌سازی مونت‌کارلو.*

**نوع مقاله:** پژوهشی.

**استناد:** حسینی، سید رسول و حاجیان‌نژاد، امین (۱۴۰۱). تأثیر توزیع آماری نسبت‌های مالی بر مقادیر مدل آلتمن با استفاده از شبیه‌سازی مونت‌کارلو. *مجله دانش حسابداری*، ۱۳(۳)، ۱۹۳-۱۶۱.

---

مجله دانش حسابداری، دورهٔ سیزدهم، ش ۳، صص. ۱۹۳-۱۶۱.

* **نویسنده مسئول**، استادیار گروه حسابداری، دانشگاه زنجان، زنجان، ایران. **رایانامه:** rasoulhosayni@znu.ac.ir

** استادیار گروه حسابداری، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران. **رایانامه:** a.hajiannejad@ase.ui.ac.ir

**تاریخ دریافت:** ۱۴۰۰/۵/۱۸ **تاریخ بازنگری:** ۱۴۰۰/۹/۲۴ **تاریخ پذیرش:** ۱۴۰۰/۱۰/۲۶ **تاریخ انتشار برخط:** ۱۴۰۱/۷/۲۶

**ناشر:** دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان.

**DOI:** 10.22103/jak.2022.18028.3545

©The Authors.

**مقدمه**

گزارشگری مالی به یکی از اجزای ضروری ارتباط بین یک واحد تجاری و ذینفعان آن تبدیل‌شده است. گزارش اطلاعات مالی به ذینفعان برون‌سازمانی که در مدیریت روزمره واحد تجاری دخیل نیستند مستلزم یک فرایند متعادل دقیق برای استخراج ویژگی‌های اصلی اطلاعات است. گزارش سالانه منتشرشده مهم‌ترین راه ارتباطی یک شرکت با ذینفعان برون‌سازمانی آن است. تجزیه‌وتحلیل داده‌های مالی مبنایی برای درک و ارزیابی نتایج عملیات واحد تجاری است. علاوه بر این، تجزیه‌وتحلیل صورت‌های مالی می‌تواند به اعتباردهندگان، سرمایه‌گذاران و مدیران در پاسخ به سؤالات بسیاری سودمند واقع شود. بنابراین، تجزیه‌وتحلیل مالی را می‌توان به‌عنوان «فرایند قضاوت با هدف ارزیابی وضعیت مالی فعلی و گذشته و نتایج عملیات یک شرکت با هدف اصلی تعیین بهترین برآورد ممکن و پیش‌بینی در خصوص شرایط و عملکردهای آینده» تعریف نمود (ساموئلز[1] و همکاران، ۱۹۹۵). تجزیه‌وتحلیل صورت‌های مالی یک شرکت باهدف استخراج اطلاعات مهم مربوط به اهداف شرکت، سودآوری، کارایی و درجه ریسک انجام می‌شود. این امر با استفاده از نسبت‌های مربوط به متغیرهای کلیدی مالی و تجزیه‌وتحلیل صورت‌های مالی و یادداشت‌های مربوط به آن‌ها حاصل می‌شود (بتکر[2]، ۱۹۹۵).

طول عمر مالی یک واحد تجاری یکی از دغدغه‌ها و موضوعات موردتوجه ذینفعان درون‌سازمانی و برون‌سازمانی است (ماسمن[3] و همکاران، ۱۹۹۸). برای رفع این نگرانی و دغدغه‌ها، پیش‌بینی ورشکستگی یا مشکلات مالی ممکن است برای صنعت اهمیت ویژه‌ای داشته باشد. در راستای پیش‌بینی ورشکستگی، از اواخر دهه ۱۹۶۰ پژوهش‌هایی صورت گرفت که هدف آن‌ها ارزیابی عوامل تعیین‌کننده شکست مالی و طراحی قواعد پیش‌بینی بوده است. همان‌طور که بسیاری از پژوهشگران اشاره‌کرده‌اند دلایل متعددی برای ورشکستگی وجود دارد (آرجنتی[4]، ۱۹۷۶؛ لژیر[5]، ۱۹۹۵؛ سولیوان[6] و همکاران، ۱۹۹۸؛ برادلی[7]، ۲۰۰۴). بنابراین، مشکلات مالی دلایل زیادی دارد. یافتن متغیرهایی که ممکن است این عوامل را منعکس کنند کاملاً متفاوت است. یک نوع از متغیرهایی که از دیدگاه تاریخی به‌صورت رایجی مورداستفاده قرارگرفته است، نسبت‌های مالی است که رابطه بین دو قلم از اقلام ترازنامه، صورت سود و زیان یا سایر گزارش‌های مالی را بیان می‌نماید. نسبت‌های مالی رایج‌ترین متغیرهایی هستند که به دلیل ویژگی اقتصادی آن‌ها و نه به دلیل توانایی پیش‌بینی مطلق آن‌ها مورداستفاده قرار می‌گیرند. داده‌های مورداستفاده برای محاسبه نسبت‌های مالی به‌آسانی جمع‌آوری و بررسی می‌شوند.

پژوهش‌هایی در زمینه‌ی بررسی توانایی پیش‌بینی این متغیرها انجام‌شده است. بک[8] و همکاران (۱۹۹۴) نشان دادند که مدلی که تنها با نسبت‌های مالی ساخته‌شده است ممکن است عملکرد بهتری نسبت به مدل ساخته‌شده با متغیرهای مالی رایج (دارایی‌ها، بدهی، درآمد) داشته باشد. ماسمن و همکاران (۱۹۹۸) نتایج به‌دست‌آمده با مدل‌های مبتنی بر نسبت‌های مالی و مدل‌های مبتنی بر متغیر بازار مالی را تجزیه‌وتحلیل نمودند و به این نتیجه رسیدند که مدل اول در مقایسه با مدل

[1] Samuels
[2] Betker
[3] Mossman
[4] Argenti
[5] Lussier
[6] Sullivan
[7] Bradley
[8] Back

دوم نتایج بهتری داشته است. کیسی[1] و واتسون[2] (۱۹۸۷) نتایج به‌دست‌آمده از سه مدل مختلف را مقایسه نمودند تا مشخص شود آیا مدلی که شامل متغیرهای غیرمالی است، چه به‌تنهایی و چه در رابطه با نسبت‌های مالی، پیش‌بینی‌های بهتری نسبت به مدل مبتنی بر نسبت‌های مالی دارد یا نه. مدل با استفاده از شاخص‌های مالی و غیرمالی نتایج بهتری نسبت به دو مدل دیگر داشت و مدل مبتنی بر نسبت مالی کمی دقیق‌تر از مدل مبتنی بر متغیرهای غیرمالی بود. آتیا[3] (۲۰۰۱) یک مدل مبتنی بر نسبت مالی را با یک مدل مبتنی بر نسبت مالی و متغیر بازار مالی را مقایسه نمود و به این نتیجه رسید که مدل مبتنی بر نسبت مالی کمی دقیق‌تر از مدل رقیب است. همان‌طور که این پژوهش‌ها نشان می‌دهند ازآنجاکه متغیرهای نسبت‌های مالی در مقایسه با سایر انواع متغیرها توانایی پیش‌بینی خوبی را ارائه می‌دهند می‌توان از این گروه نسبت‌ها در راستای پیش‌بینی شکست مالی و ورشکستگی استفاده نمود.

## مبانی نظری و پیشینه پژوهش

ریسک‌های مالی احتمال زیان‌های ناشی از شکست و عدم موفقیت در دستیابی به اهداف مالی را نشان می‌دهد. ریسک‌های مربوط به عملیات مالی یک واحد تجاری ممکن است اشکال مختلف داشته باشد: ریسک‌های بازار که از طریق تغییر در قیمت کالاها، سهام و سایر ابزارهای مالی تعیین می‌شود، ریسک‌های نرخ ارز، ریسک‌های نرخ بهره، ریسک‌های اعتباری، ریسک‌های تأمین مالی، ریسک نقد شوندگی، ریسک جریان نقدی و ریسک ورشکستگی. این ریسک‌های مالی لزوماً مستقل از یکدیگر نیستند و وقتی مدیران در حال طراحی سیستم‌های مدیریت ریسک هستند وابستگی متقابل آن‌ها شناخته می‌شود (وودز[4] و همکاران، ۲۰۰۸).

تعیین احتمال ورشکستگی به یکی از مهم‌ترین وظایف مدیریت ریسک تبدیل‌شده است. ورشکستگی به شرایطی گفته می‌شود که در آن شرکت بدهکار قادر به بازپرداخت بدهی‌های خود نیست و می‌تواند نتیجه ناتوانی یک شرکت جهت ادامه فعالیت در عرصه رقابتی باشد (الکسانین[5] و هوبان[6]، ۲۰۱۶). به‌عبارت‌دیگر، ریسک ورشکستگی یا عدم توانایی بازپرداخت بدهی‌ها نشان‌دهنده این احتمال است که یک شرکت قادر به انجام تعهدات بدهی خود نخواهد بود و به‌این‌ترتیب احتمالاً شرکت در چند سال آینده ورشکست خواهد شد. تعیین دلایل اصلی ورشکستگی و درماندگی مالی اهمیت زیادی دارد. در اغلب موارد دلایلی متعدد با هم به پدیده ورشکستگی منجر می شوند. بنابراین، تعیین دقیق آنها به آسانی امکان پذیر نیست (خواجوی و قدیریان آرانی، ۱۳۹۷). تاکنون، مطالعات تجربی به این نتیجه رسیده‌اند که ناکارآمدی، بدهی زیاد شرکت‌ها و مشکلات پرداخت بدهی پیش‌شرط ورشکستگی بوده است (آلتمن[7] ۱۹۶۸). روش‌های پیش‌بینی ورشکستگی می‌تواند با یک‌درجه‌ای از احتمال، یک شرکت را از وضعیت منفی آگاه کند. با انجام اقدامات پیشگیرانه زودهنگام، واحدهای تجاری می‌توانند از وقوع ورشکستگی در آینده جلوگیری نمایند. طراحی مدل‌های قابل‌اعتماد جهت پیش‌بینی ورشکستگی برای بسیاری از فرآیندهای تصمیم‌گیری ضروری است (اوونیچ[8] و کورو[9]، ۲۰۱۷).

---

[1] Keasey
[2] Watson
[3] Atiya
[4] Woods
[5] Aleksanyan
[6] Huiban
[7] Altman
[8] Ouenniche
[9] Kaoru

مدل‌های پیش‌بینی ورشکستگی برای تعیین رتبه‌های اعتباری و احتمال شکست واحد تجاری مورداستفاده قرار می‌گیرند. در عمل، آن‌ها توسط مؤسسات مالی و سرمایه‌گذاران حرفه‌ای به‌عنوان ابزار تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری مورد استفاده قرار می‌گیرند. برخی از مدل‌های پیش‌بینی ورشکستگی برای استفاده پیچیده نیستند و این در حالی است که سایر مدل‌ها نیاز به دانش پیشرفته در آمار و حسابداری دارند. در نتیجه، ذینفعانی از سراسر جهان علاقه‌مند به مدل‌های پیش‌بینی ورشکستگی هستند. هر فرد یا موسسه‌ای که تصمیمات اقتصادی مهمی را در مورد سرمایه‌گذاری خود اتخاذ می‌کند می‌تواند استفاده‌کننده مدل‌های پیش‌بینی باشد.

مدل‌های پیش‌بینی آماری از قبیل تجزیه‌وتحلیل تشخیصی[1]، رگرسیون لجستیک[2] و شبکه عصبی[3] می‌توانند شکست تجاری را با دقت بالا طی چند سال قبل از ورشکستگی پیش‌بینی نمایند. مدل‌های مناسب آماری پیش‌بینی ورشکستگی می‌توانند با ارسال یک سیگنال هشدار خوب قبل از ورشکستگی، زیان وارده بر استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی، اعم از درون‌سازمانی و برون‌سازمانی، را کاهش دهند. نخستین روش مورداستفاده به‌منظور پیش‌بینی ورشکستگی به مدل بیور[4] (۱۹۶۶، ۱۹۶۸) برمی‌گردد که بر مبنای تجزیه‌وتحلیل یک متغیره برای نسبت‌های انتخاب‌شده قرار دارد و قدرت پیش‌بینی کنندگی خوبی داشته است. سپس، آلتمن (۱۹۶۸) با توسعه یک مدل تجزیه‌وتحلیل چندگانه تشخیصی به نام مدل Z-scoreیک‌قدم روبه‌جلو برداشت. در ارتباط با روش‌های مورداستفاده در ساخت مدل‌های ریسک ورشکستگی می‌توان به مدل‌های ورشکستگی بر اساس روش‌های آماری، روش‌های تصادفی، روش‌های هوش مصنوعی[5] و روش‌های تجزیه‌وتحلیل پوششی داده‌ها[6] اشاره نمود. کثرت مدل‌های ایجادشده نشان‌دهنده توجه و علاقه زیاد به‌پیش‌بینی ورشکستگی با در نظر گرفتن افزایش تعداد ورشکستگی‌ها در جهان بوده است. بااین‌حال، اولین مدل‌های ورشکستگی هنوز هم استفاده می‌شوند و اطلاعات مهمی را ارائه می‌دهند. به‌عنوان‌مثال، عزیز[7] و دار[8] (۲۰۰۶) تعداد ۸۹ پژوهش را که در خصوص پیش‌بینی ریسک ورشکستگی طی دوره ۱۹۶۸ تا ۲۰۰۳ انجام‌شده بود به‌منظور انجام تجزیه‌وتحلیل انتقادی روش‌ها و یافته‌های تجربی ناشی از به‌کارگیری این مدل‌ها در ۱۰ کشور مختلف، بررسی نمودند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که مدل‌های چند متغیره (Z-score) و لاجیت در ۸۹ مقاله مورد مطالعه رایج‌تر بوده‌اند.

از داده‌های حسابداری اغلب در مدل‌های تصمیم‌گیری مالی و مدیریتی استفاده می‌شود. تحلیل نسبت‌های مالی یک ابزار مهم برای تصمیم‌گیرندگان است. صورت‌های مالی اطلاعات مربوطی را در ارتباط با تصمیمات سرمایه‌گذاری، تأمین مالی و پرداخت سود سهام ارائه می‌کنند (آمندولا[9] و همکاران، ۲۰۱۷). این اطلاعات معمولاً منبع اصلی برای ارزیابی هدف مالی اصلی که حداکثر نمودن ارزش شرکت است، است (ان جی[10] و رضایی[11]، ۲۰۱۵). بااین‌وجود، با توجه به اینکه ورشکستگی وضعیت مخالف به حداکثر رساندن ارزش شرکت است (بائر[12] و آگاروال[13]، ۲۰۱۴)، اطلاعات ارائه‌شده توسط صورت‌های مالی می‌تواند به هشدار درباره ورشکستگی قریب‌الوقوع کمک نماید. طبق پژوهش آلتمن (۱۹۶۸)،

---

[1] Diagnostic Analysis
[2] Logistic Regression
[3] Neural Network
[4] Beaver
[5] Artificial Intelligence
[6] Data Envelopment Analysis
[7] Aziz
[8] Dar
[9] Amendola
[10] Ng
[11] Rezaee
[12] Bauer
[13] Agarwal

نسبت‌های مالی از روابط بین متغیرها در صورت‌های مالی پدید می‌آیند و یکی از مفیدترین کاربردهای آن‌ها اندازه‌گیری ریسک اعتباری یک شرکت خاص است. نسبت‌های مالی از زمانی که مطالعات اولیه توسط بیور (۱۹۶۶) و آلتمن (۱۹۶۸) انجام شد، برای پیش‌بینی ورشکستگی مورداستفاده قرارگرفته‌اند. طبق پژوهش هرناندز[1] و ویلسون[2] (۲۰۱۳) مطالعات ورشکستگی بر توسعه بهترین مدل آماری برای پیش‌بینی ورشکستگی با استفاده از نسبت‌های مالی متمرکزشده‌اند. بااین‌حال، آمندولا و همکاران (۲۰۱۷) بیان می‌کنند برخی از موضوعات به‌اندازه کافی در پیش‌بینی ورشکستگی بررسی نشده‌اند و انتخاب مناسب نسبت‌های مالی برای ارائه پیش‌بینی‌های دقیق ضروری است.

نسبت‌های مالی به‌طور گسترده توسط تحلیلگران اعتباری، وام‌دهندگان، تحلیلگران سهام، مدیران، مالکان، سرمایه‌گذاران و سایر سهامداران برای ارزیابی عملکرد مالی یک واحد تجاری استفاده می‌شود. نسبت‌های مالی که از صورت‌های مالی خارج می‌گردد، یکی از ابزارهای ارزیابی شرکت‌ها توسط سرمایه‌گذاران و همچنین ابزاری برای مدیریت واحد تجاری به‌منظور ارزیابی وضعیت موجود و همچنین پیش‌بینی وضعیت آتی واحد تجاری است. به عبارتی نسبت‌های مالی ازجمله اطلاعاتی هستند که با تجزیه‌وتحلیل آن‌ها می‌توان تداوم فعالیت یا ورشکستگی شرکت‌ها را پیش‌بینی کرد (حاجی هاشم و امیر حسینی، ۱۳۹۸). در تحلیل‌های مالی فرض بر این است که گذشته، زمینه‌ساز آینده می‌شود و به‌این‌ترتیب کوشش‌ها و تجارب گذشته که در صورت‌های مالی شرکت مورداستفاده قرار می‌گیرد، تحلیل نسبت‌های مالی است. درواقع، نسبت‌های مالی واقعیت‌های مهمی را در ارتباط با عملیات و وضعیت مالی یک شرکت آشکار می‌سازد (دباغ و شیخ بیگلو، ۱۳۹۹). این تحلیل برای ذینفعان برون‌سازمانی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، زیرا صورت‌های مالی منبع اصلی اطلاعات برای این افراد است. آگاهی از توزیع آماری نسبت‌های مالی هنگام انجام تحلیل‌های مقطعی بنا به دلایلی مهم است. در درجه اول، اگر شخصی میانگین و انحراف معیار یک توزیع خاص را بداند و اینکه توزیع به نرمال بودن نزدیک است، می‌توان موقعیت نسبی نسبت یک شرکت خاص را در توزیع صنعت تعیین کرد. علاوه بر این، آگاهی از وجود نقاط پرت در یک توزیع به فرد اجازه می‌دهد تا تأثیر آن‌ها را بر میانگین یک نسبت را تعیین نماید. بنابراین، اگر، به‌عنوان‌مثال، یک نسبت خاص با تعدادی از نقاط پرت، اعم از مثبت یا منفی، مشخص شود، مقایسه نسبت یک شرکت در برابر میانگین صنعتی ممکن است بالقوه گمراه‌کننده باشد، زیرا این معیار ممکن است دچار تحریف‌شده باشد. در واقع، درک مفاهیم برای مقایسه‌های بین شرکتی زمانی که توزیع یک نسبت غیر نرمال است و با مقادیر پرت مشخص می‌شود، مهم است. در چنین شرایطی استفاده از مقدار میانگین به‌عنوان معیاری برای مقاصد مقایسه‌ای نامناسب به نظر می‌رسد (بوگن[3] و دراری[4]، ۱۹۸۰).

نسبت‌های مالی برای اهداف مختلفی ازجمله ارزیابی توانایی یک شرکت برای پرداخت بدهی‌های خود، ارزیابی واحد تجاری و موفقیت مدیریت مورداستفاده قرار می‌گیرد. سودمندی مطالعه نسبت‌های مالی در بسیاری از پژوهش‌ها موردبررسی قرارگرفته است (به‌عنوان‌مثال، آلتمن، ۱۹۶۸؛ دیکین[5]، ۱۹۷۶؛ بیور، ۱۹۶۸). فرض بر این است که با استفاده از نسبت‌های مالی مدیران مالی و همچنین افراد علاقه‌مند برون‌سازمانی از قبیل سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان، قادر به

[1] Hernandez
[2] Wilson
[3] Bougen
[4] Drury
[5] Deakin

ارزیابی موفقیت مالی و توانایی ایفای تعهدات مالی شرکت در آینده، هستند. نسبت‌های مالی در بسیاری از زمینه‌های تصمیم‌گیری ازجمله حسابرسی، پیش‌بینی ورشکستگی، رتبه‌بندی اوراق قرضه و تحلیل اوراق بهادار مفید واقع‌شده‌اند. معمولاً، تجزیه‌وتحلیل نسبت‌های مالی با مقایسه رفتار یک نسبت با برخی از معیارهای توصیف‌کننده موفقیت کلی صنعت یا اقتصاد انجام می‌شود (مارتیکانینن[۱] و همکاران، ۱۹۹۵).

ویتینگتون[۲] (۱۹۸۰) در خصوص موارد استفاده از نسبت‌های مالی به دو مورداشاره می‌نماید. یکی، استفاده هنجاری از اندازه‌گیری نسبت شرکت در مقایسه با یک استاندارد و دیگری استفاده اثباتی در برآورد روابط تجربی، معمولاً برای اهداف پیش‌بینی است. موارد استفاده اثباتی از نسبت‌های مالی به دو نوع است. نوع اول، استفاده از نسبت‌های مالی توسط حسابداران و تحلیلگران برای پیش‌بینی متغیرهای مالی آینده، به‌عنوان‌مثال، برآورد سود آینده از طریق ضرب فروش پیش‌بینی‌شده بر حاشیه سود (نسبت سود به فروش) و نوع دوم استفاده از نسبت‌های مالی توسط محققان در مدل‌های آماری عمدتاً به‌منظور اهداف پیش‌بینی مواردی از قبیل ورشکستگی شرکت، رتبه‌بندی اعتباری، ارزیابی ریسک و آزمون فرضیه‌های اقتصادی که در آن ورودی‌ها نسبت‌های مالی هستند، است (بارنز[۳]، ۱۹۸۷).

اعتقاد بر این است که از نسبت‌های مالی برای پیش‌بینی آینده شرکت استفاده می‌شود. همان‌طور که توسط ویتینگتون (۱۹۸۰) بیان گردیده است، یکی از موارد استفاده نسبت‌های مالی در پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌ها است. در پژوهش‌های انجام‌شده توسط پانکوف[۴] و ویرژیل[۵] (۱۹۷۰) و سینکی[۶] (۱۹۷۵) شواهد تجربی در خصوص مزایای نسبت‌های مالی برای پیش‌بینی ورشکستگی ارائه‌شده است. به‌منظور اثبات اینکه می‌توان از نسبت‌های مالی برای پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌ها استفاده نمود محققان دیگری از قبیل بیور (۱۹۶۶)، آلتمن (۱۹۶۸)، دامبولنا[۷] و خوری[۸] (۱۹۸۰)، تامسون[۹] (۱۹۹۱)، زاین[۱۰] (۱۹۹۴) و آویانتی[۱۱] (۲۰۰۰) به این نتیجه رسیدند نسبت‌های مالی در راستای پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌ها سودمند است.

ازآنجاکه در اغلب مدل‌های پیش‌بینی ورشکستگی نسبت‌های مالی به‌عنوان داده‌های ورودی مورداستفاده قرار می‌گیرند، ویژگی‌های آماری توزیع نسبت‌های مالی در تحقیقات تجربی حسابداری و مالی توجه زیادی را به خود جلب نموده است (مارتیکانینن و همکاران، ۱۹۹۵). به‌منظور فرموله نمودن صحیح مدل یا انتخاب ابزار آماری مناسب جهت تحلیل داده‌ها، آگاهی از ویژگی‌های توزیعی این داده‌ها ضروری است. یکی از اساسی‌ترین مفروضات تجزیه‌وتحلیل مقطعی نسبت‌های مالی این است که توزیع فراوانی هر نسبت مالی معین به‌طور نرمال توزیع می‌شود. به‌عبارت‌دیگر، یکی از ملاحظات اصلی در این حوزه از پژوهش آن است که آیا می‌توان فرض نمود که نسبت‌های مالی از توزیع نرمال (گاوسی) تبعیت می‌کنند. اهمیت نرمال بودن به این دلیل است که بسیاری از مشاهدات دنیای واقعی را می‌توان با استفاده از توزیع نرمال مدل‌سازی نمود. اگر شرایط واقعی با شرایط این مدل مهم مطابقت داشته باشد، بدون نیاز به مشاهدات گران

---

[1] Martikainen
[2] Whittington
[3] Barnes
[4] Pankoff
[5] Virgil
[6] Sinkey
[7] Dambolena
[8] Khoury
[9] Thomson
[10] Zain
[11] Avianti

و زمان‌بر، پاسخ‌های ارزشمندی را برای تصمیم‌گیرنده می‌توان یافت. بسیاری از متغیرها در طبیعت، ازجمله حوزه تجارت، دارای مشاهدات عددی هستند که تمایل دارند در حدود میانگین خود تجمیع شوند. به‌عبارت‌دیگر، احتمال اینکه یک مشاهده به میانگین داده‌های جمع‌آوری‌شده نزدیک باشد، بسیار زیاد است. وقتی این شرایط برقرار باشد، توزیع نرمال نظری ممکن است مدل خوبی از مجموعه داده‌ها را فراهم کند (هانکه[1] و ریتش[2]، ۱۹۹۱). علاوه بر این، توزیع نرمال کلید درک مهم‌ترین مفاهیم در آمار است. فرض نرمال بودن برای تفسیر آزمون‌های معناداری مهم است و اگر داده‌ها این فرض را برآورده نکنند، نتایج به‌دست‌آمده ممکن است دارای تورش گردد. حتی اگر بزرگ بودن اندازه نمونه منجر به کاهش اثرات مخرب عدم نرمال بودن داده‌ها گردد، تحلیلگر باید نرمال بودن را برای همه متغیرهای موجود در تجزیه‌وتحلیل ارزیابی نماید. این فرض مهم است زیرا ازآنجاکه این نسبت‌ها اغلب در آزمون‌های آماری استفاده می‌شود فرصت استفاده از طیف وسیعی از آزمون‌های آماری قدرتمند را به محقق می‌دهد. این آزمون‌ها شامل آزمون‌های پارامتریک مانند ضریب همبستگی گشتاوری[3] و رگرسیون چند متغیره است که همه در تحقیقات حسابداری و مالی متداول هستند. از جمله متداول‌ترین آزمون‌هایی که در آن‌ها از نسبت‌های مالی استفاده می‌شود می‌توان به آزمون‌هایی اشاره نمود که با پیش‌بینی احتمال درماندگی مالی یا ورشکستگی در ارتباط هستند. پژوهش‌های صورت گرفته توسط بیور (۱۹۶۶) و آلتمن (۱۹۶۸) مطالعات پیشگامانه ای در این زمینه بوده است. روش‌های آماری مورداستفاده در این حوزه، از قبیل تحلیل چندگانه تشخیصی، نیازمند این پیش‌فرض است که نسبت‌های مالی به‌طور نرمال توزیع‌شده‌اند. بااین‌وجود، علی‌رغم پذیرش گسترده این فرض، متأسفانه در ادبیات حسابداری نیز به‌خوبی تأییدشده است که مجموعه داده‌های نسبت مالی به‌ندرت به‌صورت نرمال توزیع می‌شوند (دیکین، ۱۹۷۶؛ مکلی[4] و عمر[5]، ۲۰۰۰). به‌منظور حل مسئله نرمال نبودن توزیع داده‌ها، بسیاری از پژوهشگران تلاش نموده‌اند تا از طریق (۱) تبدیل مقادیر نسبت‌ها با استفاده از یک تابع جبری ساده یا یک مدل رگرسیون و یا (۲) حذف داده‌های پرت توزیع نسبت‌های مالی را نرمال نمایند. بسیاری دیگر نیز تلاش نموده‌اند تا از یک توزیع نظری واحد (از قبیل توزیع نرمال، توزیع گاما یا توزیع پارتو ثابت) به‌منظور مدل‌سازی توزیع تمامی نسبت‌های مختلف استفاده نمایند.

هوریگان[6] (۱۹۶۵) رفتار مقطعی ۱۷ نسبت را برای ۵۰ شرکت در ایالات‌متحده آمریکا برای دوره ۱۹۴۸ تا ۱۹۵۷ موردبررسی قرارداد. او به این نتیجه رسید که نسبت‌های مالی موردبررسی اغلب دارای چولگی مثبت بوده است. یک دلیل بالقوه برای این چولگی ناشی از این واقعیت است که اکثر این نسبت‌ها دارای حد پایین صفر و حد بالای نامحدود بوده است. اوکانر[7] (۱۹۷۳) توزیع مقطعی ۱۰ نسبت مربوط به ۱۲۷ شرکت آمریکایی را تجزیه‌وتحلیل نمود و بیان نمود که اگرچه بیشتر نسبت‌ها دارای چولگی هستند، اما به نظر می‌رسد توزیع‌های مقطعی ازلحاظ ماهیت تقریباً متقارن باشند. یافته‌های مشابهی خارج از ایالات‌متحده آمریکا به دست آمد. برد[8] و مک هیو[9] (۱۹۷۷) پنج نسبت را برای ۱۱۸ شرکت در دوره ۱۹۷۱-۱۹۶۷ در استرالیا تجزیه‌وتحلیل نمودند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که توزیع نسبت‌ها در یک صنعت را

[1] Hanke
[2] Reitsch
[3] Moment Correlation Coefficient
[4] Mcleay
[5] Omar
[6] Horrigan
[7] O'Connor
[8] Bird
[9] McHugh

می‌توان با یک توزیع نرمال در بیشتر موارد تقریب زد، اگرچه نسبت‌های دارایی آنی و ساختار دارایی اغلب به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای غیر نرمال بودند.

دیکین (۱۹۷۶) ۱۱ نسبت متداول مورداستفاده برای ۱۱۱۴ شرکت را از سال ۱۹۵۵ تا ۱۹۷۳ موردمطالعه قرار داد و به این نتیجه رسید که فرض نرمال بودن برای یازده نسبت شناخته‌شده به استثنای نسبت بدهی به کل دارایی، برقرار نیست. دیکین (۱۹۷۶) با بررسی توزیع مقطعی ۱۱ نسبت دریافت که با اعمال تبدیل لگاریتم و ریشه‌های دوم بر توزیع‌های نسبت مالی خام، چولگی در توزیع‌های نسبت کاهش می‌یابد. درحالی‌که تبدیل لگاریتم و ریشه‌های دوم گاهی اوقات منجر به تولید داده‌هایی با توزیع نرمال می‌گردد و وضعیت برخی از نسبت‌ها را بهبود می‌بخشد، بااین‌حال نمی‌توان هیچ رهنمود کلی در خصوص مناسب‌ترین تبدیل ارائه نمود. نتایج دیکین (۱۹۷۶) توسط فرکا[1] و هاپ وود[2] (۱۹۸۳) بیشتر گسترش یافت. آن‌ها بیان نمودند که پس از حذف برخی از اقلام پرت و با اعمال تبدیلات ریشه دوم بر داده‌های خام، نرمال بودن در بسیاری از توزیع‌های نسبت مقطعی حاصل شد. بااین‌وجود، در این زمینه باید توجه داشت که تعیین تبدیل صحیح جهت استفاده در خصوص داده‌های مالی خام غالباً غیرممکن است (ایزامل[3] و همکاران، ۱۹۸۷؛ لی[4]، ۱۹۸۵). سو[5] (۱۹۸۷) در مطالعه‌ای مشابه با فرکا و هاپ وود (۱۹۸۳) داده‌های پرت و غیر نرمال بودن داده‌ها را موردبررسی قرار داد. او از یازده نسبت مالی برای یک دوره ده‌ساله ۱۹۷۰ تا ۱۹۷۹ استفاده نمود. او به این نتیجه رسید که داده های پرت یکی از عواملی است که باعث می‌شود توزیع مقطعی نسبت‌های مالی چوله گشته و به‌طور عادی توزیع نشود. او تأکید کرد که داده‌های پرت تنها منبع غیر نرمال بودن نیستند و پس از حذف این داده‌ها، توزیع بسیاری از نسبت‌های مالی هنوز نرمال نیست و به‌صورت نامتقارن توزیع می‌شود. او نتیجه گرفت که مفروضات اساسی نسبت‌ها که فرض تناسب[6] نامیده می‌شود، در خصوص بیشتر نسبت‌ها نقض می‌گردد. باک مستر[7] و سانیگا[8] (۱۹۹۰) در پژوهش خود برای دوره ۱۹۷۸-۱۹۶۹ توزیع‌های مقطعی ۴۱ نسبت رایج را بر اساس سیستم پیرسون و جانسون برای هر سال طبقه‌بندی نمودند. نتایج این پژوهش نشان داد که ۹۷٪ از توزیع‌ها به شکل J ، معکوس شکل J ، اریب یا U شکل و اکثریت قریب به‌اتفاق توزیع‌ها محدود بوده‌اند. همچنین ۳۵ نسبت از ۴۱ نسبت دارای توزیع‌هایی با شکل کلی یکسان برای حداقل هشت سال هستند.

زیدی[9] (۱۹۹۷) توزیع نسبت‌های مالی شرکت‌های عضو در صنایع تولیدی و خدمات مالی مالزی را طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۱۹۹۵ بررسی نمود. او به این نتیجه رسید که همه نسبت‌های صنعت تولیدی به‌طور نرمال توزیع نمی‌شوند. بااین‌وجود، پس از حذف داده‌های پرت و تبدیل داده‌ها، توزیع داده‌ها نزدیک به نرمال می‌گردد. همچنین، حتی پس از حذف داده‌های پرت و تبدیل داده‌ها برخی از نسبت‌ها هنوز دارای توزیع نرمال نبوده‌اند. در نهایت، او استفاده از میانگین صنعتی را به‌عنوان معیار و آزمون ناپارامتریک را به‌عنوان ابزاری در تحلیل نسبت مالی پیشنهاد می‌کند. در پژوهشی که توسط محمودآبادی و برزگر (۱۳۸۸) صورت گرفت نتایج نشان داد فرض نرمال بودن برای نسبت‌های مالی قابل‌قبول و منطقی نیست و حتی پس از حذف مشاهده‌های پرت و تبدیل داده‌ها نیز نسبت‌های مالی از توزیع نرمال تبعیت نکرده است. در ادامه، یافته‌های

[1] Frecka
[2] Hopwood
[3] Ezzamel
[4] Lee
[5] So
[6] Proportionality Assumption
[7] Buckmaster
[8] Saniga
[9] Zaidi

این پژوهش نشان داد که حذف مشاهده‌های پرت و تبدیل داده‌ها تأثیر بسزایی در کاهش ضریب چولگی و کشیدگی نسبت‌های مالی داشته و توزیع نسبت‌های مالی را به توزیع نرمال نزدیک ساخته است.

در خصوص تداوم استفاده از فرض توزیع نرمال می‌توان به دو عامل اشاره نمود. نخست، بااینکه بسیاری از پژوهش‌های تجربی بیان نموده‌اند که بیشتر متغیرهای مالی به‌صورت نرمال توزیع نشده‌اند، استفاده مستمر از فرض توزیع نرمال می‌تواند ناشی از فقدان دانش در خصوص تابع توزیع مناسب غیر نرمال باشد. دوم، اینکه به دلیل نبود آگاهی در خصوص اندازه تأثیر استفاده از تابع توزیع نادرست بر هزینه‌های تصمیم‌گیری نهایی، ممکن است که اشخاص فرض نمایند که میزان هزینه‌های تصمیم‌گیری قابل‌اغماض بوده و بدین ترتیب به استفاده از فرض توزیع نرمال ادامه می‌دهند (گریبین[1] و هینگ لینگ لو[2]، ۱۹۹۳).

در خصوص اینکه چرا نسبت‌های مالی دارای توزیع نرمال نیست به دلایلی اشاره‌شده است. این دلایل را می‌توان به دو دسته تقسیم نمود. دسته اول این مفهوم اساسی را که نسبت‌ها به‌طور نرمال توزیع‌شده‌اند را به‌طورکلی رد می‌کند و در عوض به دلایل دیگری مبنی بر نرمال نبودن داده‌ها اشاره می‌کند. دسته دوم تعیین می‌کند که نسبت‌ها ممکن است در ابتدا به نرمال توزیع نشده باشند، اما با به‌کارگیری مکانیزم های تبدیل مناسب داده‌ها و تشخیص داده‌های پرت، این نسبت‌ها درنهایت به‌طور نرمال توزیع خواهند شد. در گروه اول سه استدلال مطرح می‌گردد. اولین استدلال در مورد اینکه چرا نسبت‌ها ممکن است حتی پس از حذف داده‌های پرت به‌صورت نرمال توزیع نشوند این است که آن‌ها می‌توانند آنچه را که در ادبیات به‌عنوان فرض تناسب شناخته می‌شود نقض کنند (ویتینگتون، ۱۹۸۰؛ بارنز، ۱۹۸۷؛ فیلدسند[3] و همکاران، ۱۹۸۷). این فرض بیان می‌کند که اندازه فقط زمانی به‌درستی کنترل می‌شود که دو متغیر مالی (x و y، که $x$ معیاری از اندازه است) کاملاً متناسب باشند. این بدان معنا است که $y = bx$ و نسبت $b = \frac{y}{x}$ باشد. فرض تناسب کامل[4] در صورتی نقض می‌شود که در رابطه بین x و y یک جمله ثابت a ($a \neq 0$) وجود داشته باشد که در این حالت $y = a + bx$ خواهد بود. وجود چولگی در توزیع نشانه این است که چنین جمله ثابتی وجود دارد. استدلال دوم در خصوص اینکه چرا نسبت‌های مالی ممکن است به‌طور نرمال توزیع نشود، همگن نبودن نمونه است (لی، ۱۹۸۵؛ ایزامل و همکاران، ۱۹۸۷؛ سو، ۱۹۸۷). نشان داده شده است که نسبت‌ها به صنعت وابسته هستند. به عنوان مثال، در برخی از صنایع از لحاظ ساختاری نسبت‌های جاری در مقایسه با سایر صنایع بالاتر است. لی (۱۹۸۵) در پژوهش خود این اثر را کنترل نمود و به این نتیجه رسید محدود کردن نمونه‌ها به صنایع خاص باعث می‌شود مجموعه نسبت‌های مالی بیشتری به توزیع نرمال نزدیک شوند. بااین‌حال، او دریافت بسیاری از نسبت‌ها حتی پس از کنترل صنعت از توزیع نرمال پیروی نمی‌کنند. استدلال سوم در مورد اینکه ممکن است نسبت‌های مالی به‌طور نرمال توزیع نشود این است که آن‌ها به‌طورکلی از توزیع متفاوتی پیروی می‌کنند. در پژوهش‌های مختلف توزیع‌های متفاوتی از قبیل توزیع گاما (فرکا و هاپ وود، ۱۹۸۳)، توزیع کوشی و توزیع استیودنت (مک لی، ۱۹۸۶) و توزیع پارتو (سو، ۱۹۸۷) استفاده‌شده است. همه این‌ها تغییرات توزیع گاوسی هستند، اما امکان وقوع مقادیر حدی را فراهم می‌کنند.

---

[1] Gribbin
[2] Hing-LingLau
[3] Fieldsend
[4] Strict Assumption of Proportionality

همان‌طور که در قبل به آن اشاره گردید، در اغلب مدل‌های پیش‌بینی ورشکستگی نسبت‌های مالی داده‌های ورودی هستند و درنهایت خروجی این مدل‌ها شاخصی است که معیار ارزیابی ریسک ورشکستگی خواهد بود. از سوی دیگر، طبق آنچه نتایج برخی از پژوهش‌ها نشان می‌دهد توزیع آماری نسبت‌های مالی اغلب نرمال نبوده و با حذف داده‌های پرت و تبدیل لگاریتمی سعی در نرمال‌سازی آن‌ها می‌گردد. با توجه به مطالب فوق، سؤالی که مطرح می‌شود آن است که شکل توزیع نسبت‌های مالی چه تأثیری بر روی سنجش شاخص‌هایی از قبیل شاخص ورشکستگی و توزیع آماری آن می‌تواند داشته باشد. ازآنجاکه اندازه‌گیری شاخص ریسک ورشکستگی خود تابعی از نسبت‌های مالی مختلف است، شکل توزیع آماری این نسبت‌های مالی می‌تواند بر سنجش و توزیع آماری شاخص ریسک ورشکستگی اثرگذار باشد. از لحاظ آماری، زمانی که متغیرهای مستقل یک تابع، مستقل و هم توزیع هستند به روش‌های ریاضی می‌توان توزیع متغیر تابع را مشخص نمود. اما زمانی که متغیرهای مستقل یک تابع هم توزیع نباشند تعیین توزیع متغیر تابع به روش ریاضی ممکن است پیچیده و یا غیرممکن باشد. بدین ترتیب، مطالعه تأثیر متغیرهای مستقل بر روی متغیر تابع و به‌تبع آن بررسی تأثیر تغییر شکل توزیع آماری متغیرهای مستقل بر شکل توزیع آماری متغیر تابع در چنین شرایطی به کمک روش‌های ریاضی امکان‌پذیر نخواهد بود. در این راستا، شبیه‌سازی آماری کمک می‌کند تا از طریق شبیه‌سازی مقادیر متغیرهای مستقل به کمک توزیع‌های مختلف آماری تأثیر تغییرات مقادیر این متغیرها را بر روی متغیر تابع بررسی نماییم. در این پژوهش، به‌منظور بررسی این موضوع که آیا شکل توزیع آماری نسبت‌های مالی می‌تواند بر مقدار احتمال ورشکستگی اثرگذار باشد یا نه با به‌کارگیری مدل ورشکستگی آلتمن و با استفاده از تکنیک شبیه‌سازی مونت‌کارلو تأثیر شکل توزیع آماری برخی از نسبت‌های مالی بر روی ریسک ورشکستگی موردبررسی قرار می‌گیرد. پژوهش حاضر برخلاف پژوهش‌های اخیر، با بهره‌گیری از روش شبیه‌سازی مونت‌کارلو برای نخستین بار اقدام به توسعه ادبیات مربوط به ورشکستگی نموده است. بدین ترتیب، به دنبال این پژوهش، پژوهش‌های بعدی با استفاده از تکنیک شبیه‌سازی مونت‌کارلو خواهد توانست به میزان بیشتری ادبیات مربوط به ورشکستگی را توسعه دهد.

## روش پژوهش

### جامعه و نمونه آماری

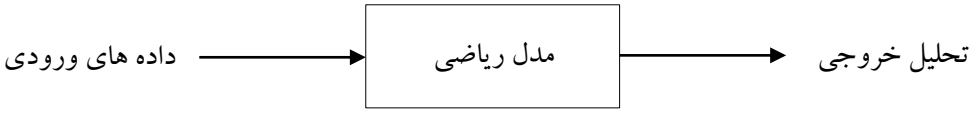
در این پژوهش برخلاف پژوهش‌های دیگر علاوه بر داده‌های تاریخی عمدتاً با استفاده از داده‌های شبیه‌سازی‌شده به کمک روش مونت‌کارلو موضوع تأثیر شکل توزیع آماری نسبت‌های مالی بر ریسک ورشکستگی موردبررسی قرارگرفته است. با شناسایی توزیع آماری داده‌های تاریخی امکان تولید داده‌های شبیه‌سازی‌شده در حجم زیاد امکان‌پذیر می‌گردد. از سوی دیگر، به‌منظور مقایسه داده‌های تاریخی با داده‌هایی که از توزیع‌های آماری دیگری پیروی می‌کنند، با در نظر گرفتن توزیع آماری موردنظر و با تغییر پارامترهای مختلف آن توزیع آماری می‌توان حجم زیادی از داده‌ها را شبیه‌سازی نمود. با توجه به این مطالب، در این پژوهش به کمک روش شبیه‌سازی مونت‌کارلو با شبیه‌سازی داده‌ها تحت سناریوهای مختلف در حجم زیاد برای هر نسبت مالی موضوع بررسی‌شده است. در این پژوهش، به‌منظور شبیه‌سازی داده‌ها بر اساس توزیع آماری داده‌های تاریخی، از اطلاعات مربوط به ۱۰۴ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی سال‌های بین ۱۳۹۵ الی ۱۳۹۸ استفاده شده است.

**شبیه‌سازی آماری**

مطالعه مستقیم تجربی پدیده‌های تصادفی پیچیده اغلب نیاز به‌صرف هزینه بسیار زیاد در تجهیزات و زمان دارد و گاهی اوقات اصولاً غیرممکن است. در پژوهش‌های تجربی حوزه حسابداری و مالی، جمع‌آوری و مطالعه مستقیم داده‌ها به‌ویژه زمانی که طول دوره موردبررسی طولانی است، می‌تواند زمان‌بر بوده و هزینه زیادی را به پژوهشگر تحمیل نماید. بنابراین، به‌عنوان‌مثال، مطالعه تجربی عملکرد یک سیستم پیچیده تا زمان ساخت و تحقق سیستم غیرممکن خواهد بود. در چنین مواردی ما از شبیه‌سازی آماری پدیده‌های موردبررسی استفاده می‌کنیم. در ساده‌ترین شکل، شبیه‌سازی آماری برای حل مسائل گوناگون مدت‌زمانی طولانی است که مورد استفاده قرار می‌گیرد. تکنیک مدرن رایانه‌ای امکان تقلید از پیچیده‌ترین پدیده‌ها و فرآیندها را بدون محدودیت فراهم می‌کند. این امر منجر به ایجاد و توسعه روش شبیه‌سازی آماری به‌عنوان یک روش علمی برای پژوهش گردید. مطالعات شبیه‌سازی، آزمایش‌های رایانه‌ای است که شامل ایجاد داده‌ها از طریق نمونه‌گیری شبه تصادفی[1] از توزیع‌های احتمال شناخته‌شده است. آن‌ها ابزاری ارزشمند برای تحقیقات آماری، به‌ویژه برای ارزیابی روش‌های جدید و مقایسه روش‌های جایگزین هستند. مزیت بزرگ روش شبیه‌سازی آماری امکان گنجاندن برخی از اجزای واقعی سیستم به‌ویژه مواردی است که نمی‌توان به‌صورت ریاضی توصیف نمود. روش شبیه‌سازی آماری همچنین امکان مطالعه تجربی ویژگی‌های احتمال برآورد آماری را در مواردی که توزیع نظری آماره‌های مربوطه ناشناخته است و نمی‌توان آن را به‌صورت بسته یا حتی به‌صورت یک سری به دست آورد، فراهم می‌کند. یکی از معایب اصلی روش شبیه‌سازی آماری، ضرورت شبیه‌سازی مکرر یک پدیده تصادفی به‌منظور به دست آوردن نمونه‌ای است که بر اساس آن ویژگی‌های آماری لازم با دقت کافی برآورد شود (یک نمونه معرف).

**شبیه‌سازی مونت‌کارلو**

شبیه‌سازی مونت‌کارلو نوعی شبیه‌سازی است که برای محاسبه نتایج به نمونه‌گیری تصادفی مکرر و تجزیه‌وتحلیل آماری متکی است. این روش شبیه‌سازی بسیار نزدیک به آزمایش‌های تصادفی است، آزمایش‌هایی که نتیجه خاص آن‌ها از قبل مشخص نیست. ما برای توصیف تعاملات در یک سیستم با استفاده از عبارات ریاضی از مدل‌های ریاضی در علوم طبیعی، علوم اجتماعی و مهندسی استفاده می‌کنیم. این مدل‌ها معمولاً به تعدادی از پارامترهای ورودی بستگی دارند که وقتی از طریق فرمول‌های ریاضی موجود در مدل پردازش شوند منجر به یک یا چند خروجی می‌شوند. نمودار فرآیند در شکل ۱ نشان داده‌شده است.

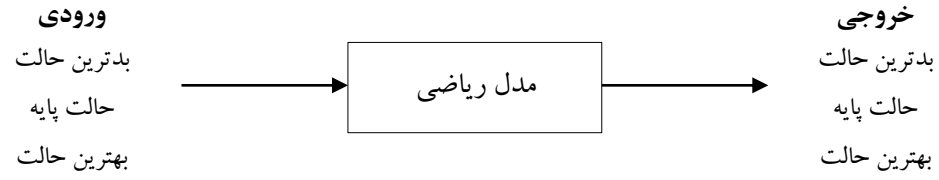



**شکل ۱. مدل‌های ریاضی**

پارامترهای ورودی مدل‌ها به عوامل مختلف خارجی بستگی دارد. به دلیل این عوامل، مدل‌های واقع بینانه در معرض خطر تغییر سیستماتیک پارامترهای ورودی قرار می‌گیرند. یک مدل قطعی که این تغییرات را در نظر نمی‌گیرد، اغلب به‌عنوان یک مورد پایه نامیده می‌شود، زیرا مقادیر این پارامترهای ورودی، محتمل‌ترین مقادیر آن‌ها هستند. یک مدل مؤثر باید خطرات مرتبط با پارامترهای مختلف ورودی را در نظر بگیرد. در بیشتر مواقع، آزمایش‌کنندگان چندین نسخه از یک

[1] Pseudo Random Sampling

مدل را توسعه می‌دهند که می‌تواند شامل حالت پایه، بهترین سناریو ممکن و بدترین سناریو ممکن برای مقادیر متغیرهای ورودی باشد (شکل ۲).




**شکل ۲. مدل‌سازی بر مبنای حالت**

این روش معایب مختلفی دارد. نخست، ممکن است ارزیابی بهترین و بدترین سناریوها برای هر متغیر ورودی دشوار باشد. دوم، همه متغیرهای ورودی ممکن است در بهترین و یا بدترین سطح هم‌زمان نباشند. تصمیم‌گیری نیز دشوار خواهد بود، زیرا اکنون بیش از یک سناریو در نظر گرفته‌شده است. همچنین، به‌عنوان یک آزمایشگر تعداد مواردی را که باید در نظر گرفت افزایش می‌دهد و نیز نسخه بندی و ذخیره مدل دشوار می‌شود. شبیه‌سازی مونت‌کارلو می‌تواند به یک آزمایشگر کمک کند تا طیف کاملی از ریسک مرتبط با هر متغیر ورودی پرخطر را بررسی نماید.

در شبیه‌سازی مونت‌کارلو[1]، ما یک توزیع آماری را که می‌توانیم به‌عنوان منبع هر یک از پارامترهای ورودی استفاده کنیم، شناسایی می‌نماییم. سپس، از هر توزیع نمونه‌های تصادفی استخراج می‌کنیم که این نمونه‌های تصادفی مقادیر متغیرهای ورودی را نشان می‌دهد. برای هر مجموعه از پارامترهای ورودی، مجموعه‌ای از پارامترهای خروجی دریافت می‌کنیم. مقدار هر پارامتر خروجی یک سناریو نتیجه خاص در اجرای شبیه‌سازی است. ما چنین مقادیر خروجی را از تعدادی اجرای شبیه‌سازی جمع می‌کنیم. سرانجام، تجزیه‌وتحلیل آماری را بر مبنای مقادیر پارامترهای خروجی انجام می‌دهیم تا در مورد روند کار (هرچه که باشد) تصمیم‌گیری نماییم. ما می‌توانیم از نمونه‌گیری آماری پارامترهای خروجی به‌منظور توصیف تغییر خروجی استفاده کنیم.

روش مونت‌کارلو یک روش ساده رایانه‌ای است که مبتنی بر انجام آزمایش‌های ساختگی متعدد با اعداد تصادفی است. استفاده از آن عمومی است و نیازی به دانش خاصی در خصوص نظریه احتمالات ندارد. تنها اطلاعاتی که نیاز است رابطه بین مقدار خروجی و ورودی، یعنی:

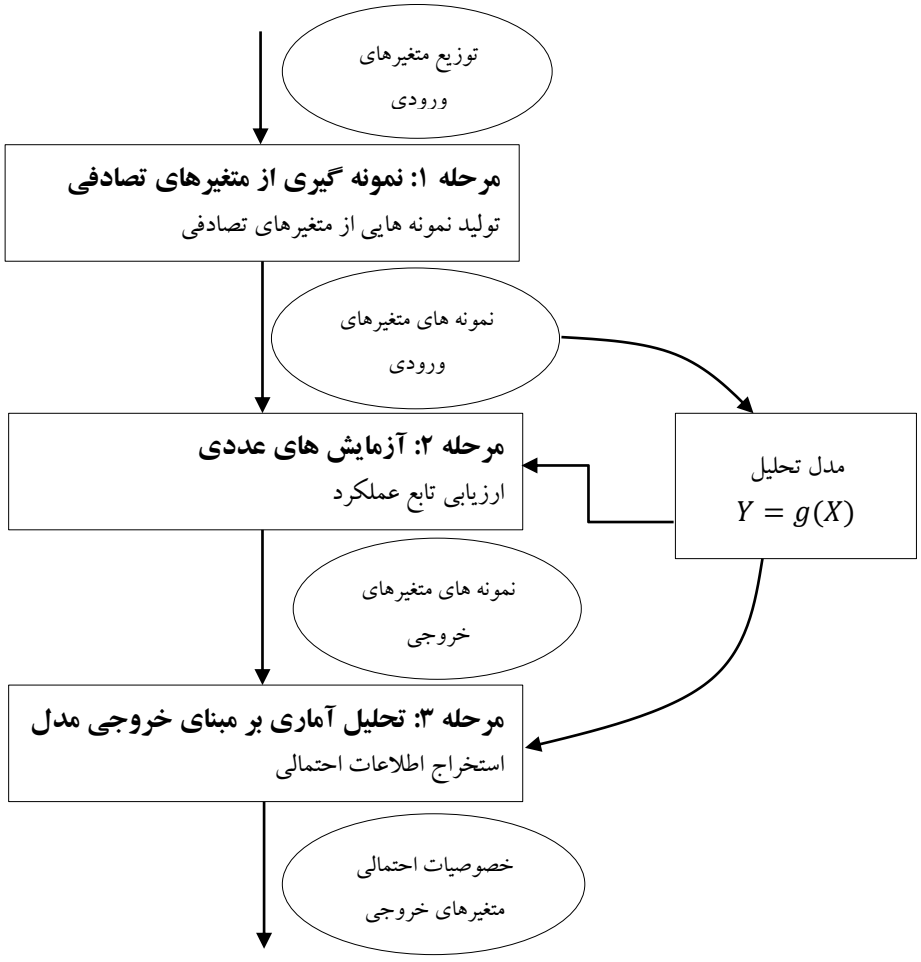
$$y = f(x) \qquad \text{یا} \qquad y = f(x_1, x_2, x_3, \dots) \qquad \text{معادله (۱)}$$

و آگاهی در خصوص توزیع‌های احتمال متغیرهای ورودی است. این روش آزمایش‌ها را با اعداد تصادفی تولیدشده توسط رایانه که از طریق عملیات ریاضی مربوطه پردازش‌شده است، تکرار می‌کند. در هر آزمایش، متغیرهای ورودی $x_1, x_2, x_3, \dots$ مقادیر تصادفی را تعیین می‌کنند، اما به‌طوری‌که توزیع آن‌ها به توزیع احتمالی هر متغیر مربوط می‌شود. با این مقادیر، مقدار خروجی $y$ از طریق معادله (۱) محاسبه می‌شود. از مقادیر تولیدشده می‌توان برای تعیین مقدار متوسط یا احتمال اینکه $y$ پایین‌تر یا بالاتر از مقدار انتخابی $y^*$ است، استفاده نمود.

[1] Monte Carlo Simulation

**مراحل فرآیند روش مونت‌کارلو**

شبیه‌سازی مونت‌کارلو نمونه‌گیری تصادفی را با تعداد زیادی آزمایش روی رایانه انجام می‌دهد که متفاوت از آزمایش فیزیکی است. در مرحله اول، خصوصیات آماری تجربی (مقادیر مدل) داده می‌شود و نتایج برای خروجی‌های مدل با یک برنامه رایانه‌ای محاسبه می‌شود. طبق روش محاسبه، متغیرهای تصادفی ورودی به‌صورت تصادفی توزیع می‌شوند. متغیرهای Y خروجی به‌عنوان تابعی از x در فرمول $Y = g(x)$ آورده می‌شوند، جایی که این تابع به‌عنوان تابع عملکرد[1] نامیده می‌شود. پس از جمع‌آوری مقادیر ورودی لازم از هر آزمایش انجام‌شده به این روش، مجموعه‌ای از نمونه‌های متغیر خروجی Y برای تجزیه‌وتحلیل آماری موجود است که خصوصیات متغیر خروجی Y را برآورد می‌کند. در شکل ۳ مراحل فرایند شبیه‌سازی مونت‌کارلو نشان داده‌شده است:




**شکل ۳. شبیه‌سازی مونت‌کارلو**

**مراحل اجرای روش مونت‌کارلو**

مراحل زیر معمولاً برای شبیه‌سازی مونت‌کارلو انجام می‌شود.

۱) **تولید مدل ایستا**. هر شبیه‌سازی مونت‌کارلو با توسعه یک مدل قطعی که شباهت زیادی به سناریوی واقعی دارد شروع می‌شود. در این مدل قطعی، از محتمل‌ترین مقدار (یا حالت پایه) پارامترهای ورودی استفاده می‌کنیم. ما از روابط ریاضی

[1] Performance Function

استفاده می‌کنیم که از مقادیر متغیرهای ورودی استفاده می‌کنند و آن‌ها را به خروجی موردنظر تبدیل می‌کنیم. این مرحله از تولید مدل ایستا شباهت زیادی به نمودار شکل ۱ دارد.

در این پژوهش از مدل Z-score آلتمن به‌عنوان مدل ریاضی استفاده شده است. از این مدل برای سنجش مشکلات مالی و پیش‌بینی ورشکستگی احتمالی شرکت استفاده‌شده است. ساختار مدل Z-score آلتمن به‌صورت زیر است:

$$Z = 0/012X_1 + 0/014X_2 + 0/033X_3 + 0/006X_4 + 0/999X_5$$

در رابطه فوق:

$Z$ : شاخص کلی

$X_1$ : نسبت سرمایه در گردش به کل دارایی‌ها

$X_2$ : نسبت سود انباشته به کل دارایی‌ها

$X_3$ : نسبت سود قبل از کسر بهره و مالیات به کل دارایی‌ها

$X_4$ : نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به ارزش دفتری کل بدهی‌ها

$X_5$ : نسبت فروش به کل دارایی‌ها

بر اساس مقدار محاسبه‌شده برای شاخص کلی (متغیر Z-score) طبقه‌بندی شرکت‌ها به‌صورت زیر انجام می‌شود:

۱) درصورتی‌که $Z - score > 2/99$ باشد شرکت موردنظر در یک منطقه امن قرارگرفته و به‌عنوان یک شرکت بسیار سالم که مشکلات مالی را تجربه نمی‌کند طبقه‌بندی می‌شود.

۲) درصورتی‌که $1/81 < Z - score < 2/99$ باشد شرکت در منطقه خاکستری قرار می‌گیرد و به‌عنوان شرکتی که دارای مشکلات مالی است طبقه‌بندی می‌شود. شرکتی که در این طبقه قرار می‌گیرد احتمال نجات و رهایی از مشکلات مالی برای آن وجود داشته و احتمال ورشکستگی تا حد زیادی به‌دقت تصمیم مدیریت شرکت بستگی دارد.

۳) درصورتی‌که $Z - score < 1/81$ باشد شرکت موردنظر به‌عنوان شرکتی طبقه‌بندی می‌شود که دارای مشکلات مالی بزرگ و ریسک بالا و احتمال سقوط بسیار زیاد است.

**۲) شناسایی توزیع متغیرهای ورودی**. وقتی از مدل قطعی رضایت داشتیم، مؤلفه‌های خطر را به مدل اضافه می‌کنیم. همان‌طور که قبلاً ذکر شد، ازآنجاکه خطرات ناشی از ماهیت تصادفی متغیرهای ورودی است، سعی می‌کنیم توزیع‌های اساسی (در صورت وجود) حاکم بر متغیرهای ورودی را شناسایی کنیم. این مرحله برای متغیرهای ورودی به داده‌های تاریخی نیاز دارد. هنگامی‌که داده‌های تاریخی موجود برای یک پارامتر ورودی خاص وجود دارد، ما از روش‌های عددی استفاده می‌کنیم تا داده‌ها را در یک توزیع گسسته یا پیوسته قرار دهیم. مراحل برازش راهی را برای شناسایی مناسب‌ترین توزیع احتمال برای مجموعه معینی از داده‌ها ارائه می‌دهند. هر توزیع احتمال را می‌توان به‌طور منحصربه‌فرد با مجموعه پارامترهای آن شناسایی کرد. پس‌ازاینکه از بین خانواده‌های توزیع تعداد یک یا چند توزیع برای برازش داده‌ها مناسب تشخیص داده شد، باید به نحوی مقادیر پارامترهای آن‌ها را مشخص کنیم. فرض کنید داده‌های $X_1, X_2, \dots, X_n$ مستقل بوده و دارای توزیع یکسان باشند. ازآنجاکه از این داده‌ها برای کمک به تشخیص نوع توزیع

داده‌ها استفاده می‌شود از آن‌ها نیز می‌توان برای برآورد پارامترهای توزیع‌های فرض شده استفاده نمود. زمانی که از داده‌ها به‌طور مستقیم به‌منظور تعیین مقدار عددی پارامتر ناشناخته استفاده می‌شود، می‌گوییم که ما به برآورد پارامتر از روی‌داده‌ها می‌پردازیم. بنابراین، برازش توزیع اساساً همان یافتن پارامترهایی از توزیع است که می‌تواند داده‌های موردنظر را جهت ورود به مدل تولید کند. چند روش استاندارد برای برازش داده‌ها به توزیع‌ها وجود دارد. به‌منظور برازش داده‌ها به توزیع‌ها می‌توان از روش حداکثر درستنمایی[1]، روش گشتاورها و روش بهینه‌سازی غیرخطی استفاده نمود. برای این منظور، در این پژوهش از روش حداکثر درستنمایی استفاده‌شده است.

روش برآورد حداکثر درستنمایی یک روش آماری معروف است که برای نتیجه‌گیری در مورد پارامترهای توزیع احتمال اساسی از یک مجموعه داده‌شده استفاده می‌شود. فرض کنید که $\theta$ بردار پارامتر برای F است. F می‌تواند یک تابع چگالی احتمال برای توزیع‌های گسسته یا توزیع‌های پیوسته باشد و آن را با $f_\theta$ نشان می‌دهیم. همچنین، نمونه انتخاب‌شده از توزیع را $x_1, x_2, \dots, x_n$ در نظر می‌گیریم. سپس احتمال نمونه‌گیری از توزیع توسط معادله (۲) تعیین می‌شود.

$$L(\theta) = f_\theta(x_1, x_2, \dots, x_n|\theta) \qquad \text{معادله (۲)}$$

رابطه فوق را می‌توان به‌عنوان تابع احتمال مشترک داده‌ها، با توجه به پارامترهای توزیع در نظر گرفت. با توجه به استقلال هر یک از نقاط داده، معادله (۲) را می‌توان به شکل معادله (۳) بسط داد.

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^{n} f_\theta(x_i|\theta) \qquad \text{معادله (۳)}$$

در برآورد حداکثر درستنمایی، ما سعی می‌کنیم مقدار θ را طوری پیدا کنیم تا مقدار L(θ) به حداکثر برسد. ازآنجایی‌که معادله (۳) یک‌ضرب احتمالی است، به‌منظور حداکثر سازی، جهت سهولت لگاریتم این تابع را در نظر می‌گیریم. در این حالت، به این تابع، تابع درست نمایی برحسب لگاریتم گفته می‌شود.

**۳) تولید متغیر تصادفی**. بعدازاینکه توزیع‌های اساسی متغیرهای ورودی را شناسایی کردیم، مجموعه‌ای از اعداد تصادفی (که متغیرهای تصادفی یا نمونه‌های تصادفی نیز نامیده می‌شوند) را از این توزیع‌ها تولید می‌کنیم. اعداد تصادفی تولیدشده مقادیر خاص متغیر را نشان می‌دهند. یک مجموعه اعداد تصادفی، متشکل از یک مقدار برای هر یک از متغیرهای ورودی، در مدل قطعی برای ارائه یک مجموعه از مقادیر خروجی استفاده خواهد شد. سپس این فرآیند را با تولید مجموعه‌های بیشتری از اعداد تصادفی تکرار می‌کنیم و مجموعه‌های مختلفی از مقادیر خروجی ممکن را جمع می‌کنیم. این قسمت، هسته اصلی شبیه‌سازی مونت‌کارلو است. در این پژوهش به‌منظور تولید متغیرهای تصادفی از روی تابع توزیع از روش تبدیل معکوس[2] استفاده‌شده است. روش تبدیل معکوس مستقیم‌ترین مسیر را برای تولید نمونه تصادفی از یک توزیع فراهم می‌کند. در این روش، از معکوس تابع چگالی احتمال (برای توزیع‌های پیوسته) یا تابع احتمال (برای توزیع‌های گسسته) استفاده نموده و یک عدد تصادفی بین ۰ و ۱ را به یک مقدار تصادفی برای ورودی تبدیل می‌کنیم. این فرآیند را می‌توان به‌صورت زیر ازنظر ریاضی توصیف نمود.

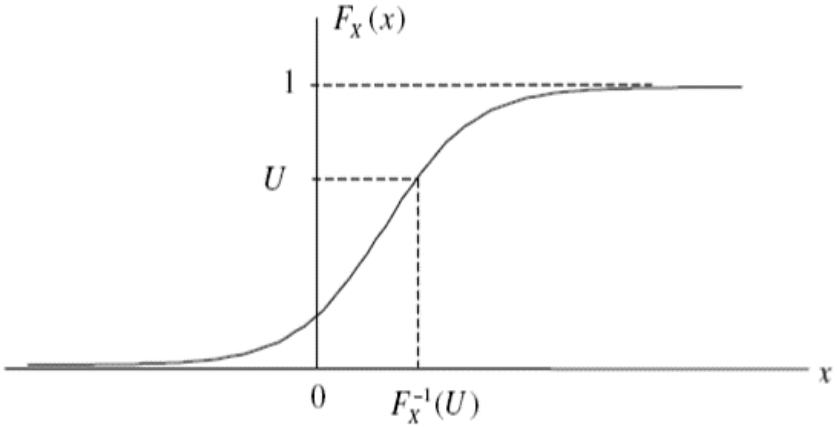
[1] Maximum Likelihood
[2] Inverse Transformation

فرض کنید $X$ یک متغیر تصادفی پیوسته با تابع چگالی احتمال f باشد که می‌خواهیم تولید کنیم. تابع توزیع احتمال تجمعی برای این متغیر را با $F$ که در بازه (۰،۱) پیوسته و اکیداً صعودی است نشان می‌دهیم. $F^{-1}$ را معکوس تابع $F$ در نظر می‌گیریم. سپس، دو مرحله زیر را به‌منظور تولید یک عدد تصادفی $X$ از روی تابع چگالی احتمال $f$ دنبال می‌کنیم:

۱) متغیر تصادفی $U$ را با توزیع یکنواخت $U(0,1)$ تولید کنید، یعنی، $U\sim \mathrm{U}(0,1)$.

۲) مقدار متغیر تصادفی X را با استفاده از داده‌های توزیع $U(0,1)$ به کمک معکوس تابع $F$ محاسبه نمایید، یعنی، $X = F^{-1}(U)$.

دقت داشته باشید ازآنجاکه $0 \le U \le 1$، $F^{-1}(U)$ همیشه وجود دارد. شکل ۴ این فرایند را نشان می‌دهد.




**شکل ۴. تولید متغیرهای تصادفی**

**۴) تجزیه‌وتحلیل و تصمیم‌گیری.** بعدازاینکه نمونه‌ای از مقادیر خروجی را از شبیه‌سازی جمع‌آوری نمودیم، تجزیه و تحلیل آماری را روی آن مقادیر انجام می‌دهیم. این مرحله اطمینان آماری را برای تصمیماتی که ممکن است بعد از اجرای شبیه‌سازی اتخاذ کنیم، فراهم می‌کند. نتیجه شبیه‌سازی مونت‌کارلو از یک مدل به‌طورمعمول تحت تجزیه‌وتحلیل آماری قرار می‌گیرد. همان‌طور که قبلاً ذکر شد، برای هر مجموعه اعداد تصادفی (یا آزمایش) تولیدشده برای هر یک از متغیرهای تصادفی، ما از فرمول مدل استفاده می‌کنیم تا به یک مقدار آزمایشی برای متغیر (های) خروجی برسیم. وقتی آزمایش‌ها به پایان رسید، مقادیر ذخیره‌شده مورد تجزیه‌وتحلیل قرار می‌گیرند. مقادیر میانگین خروجی آزمایشی منجر به مقدار مورد انتظار هر یک از متغیرهای خروجی می‌شود. تجمیع مقادیر خروجی در گروه‌ها بر اساس اندازه و نمایش مقادیر در شکل هیستوگرام، شکل تقریبی تابع چگالی احتمال یک متغیر خروجی را ارائه می‌کند. مقادیر خروجی خود می‌توانند به‌عنوان یک توزیع تجربی مورداستفاده قرار گیرند و بدین ترتیب صدک ها و سایر آمارها مورد محاسبه قرار گیرند. متناوباً، مقادیر خروجی را می‌توان بر یک توزیع احتمال برازش نمود و آماره‌های نظری توزیع را محاسبه کرد. سپس می‌توان از این آماره‌ها برای ساخت فواصل اطمینان استفاده کرد. دقت مقدار مورد انتظار متغیر و تقریب‌های شکل توزیع با افزایش تعداد آزمایش‌های شبیه‌سازی بهبود می‌یابد.

## یافته‌های پژوهش

قبل از اینکه داده‌های خام به‌منظور تحلیل مورداستفاده قرار گیرد باید از بابت نبود داده‌های پرت اطمینان حاصل نمود. وجود داده‌های پرت نتایج را تحت تأثیر خود قرار داده و تحلیل را با مشکل روبه‌رو می‌نماید. در این راستا، در این پژوهش به‌منظور تشخیص وجود داده‌های پرت از آزمون گرابز استفاده‌شده است. نتایج این آزمون برای متغیرهای نسبت‌های مالی به‌صورت جدول ۱ بوده است.

**جدول ۱. نتایج آزمون گرابز**

| متغیر | مقدار G | مقدار احتمال |
|---|---|---|
| X1 | ۱۳/۰۴ | ۰/۰۰۰ |
| X2 | ۱۳/۶۱ | ۰/۰۰۰ |
| X3 | ۶/۲۹ | ۰/۰۰۰ |
| X4 | ۱۷/۸۲ | ۰/۰۰۰ |
| X5 | ۶/۱۹ | ۰/۰۰۰ |

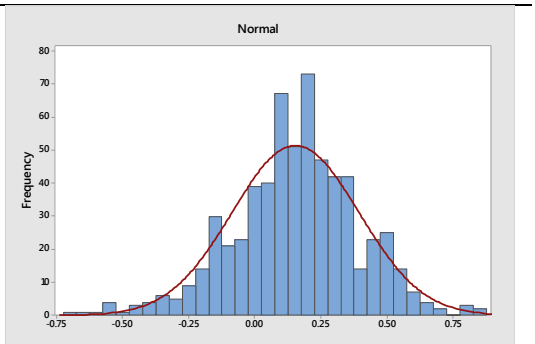
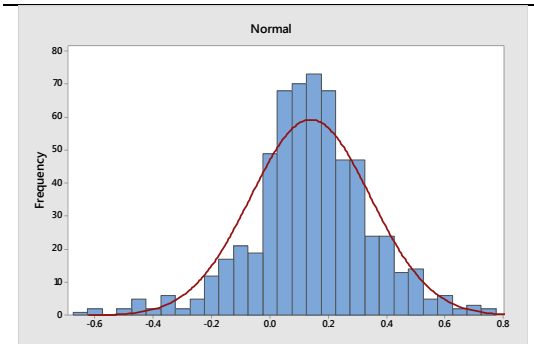
طبق نتایج جدول ۱ مقادیر احتمال نشان می‌دهد تمامی متغیرها دارای داده پرت هستند. بنابراین، قبل از انجام تحلیل‌های آماری این داده‌های پرت بایستی حذف گردد. پس از حذف داده‌های پرت، آمار توصیفی نسبت‌های مالی سال ۱۳۹۵ به‌صورت جدول ۲ گزارش گردیده است.

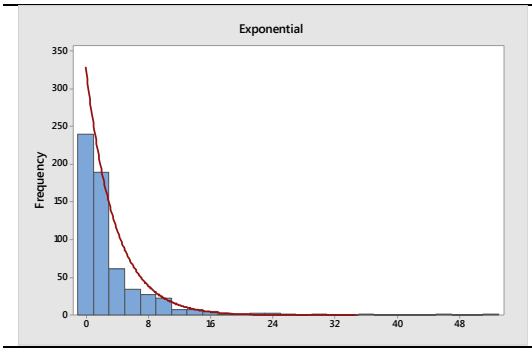
**جدول ۲. آمار توصیفی نسبت‌های مالی سال ۱۳۹۵**

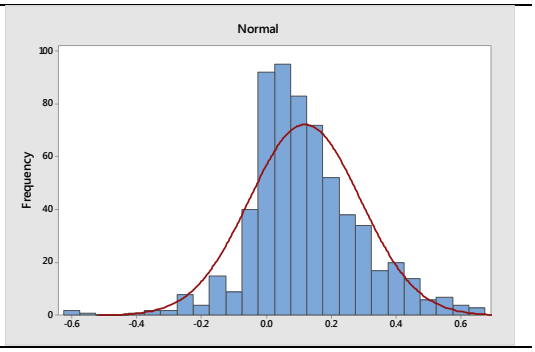
| متغیر | میانگین | انحراف معیار | کمترین مقدار | میانه | بیشترین مقدار | چولگی | کشیدگی |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| X1 | ۰/۱۵۳۳ | ۰/۲۳۹۸ | -۰/۷۲۴۰ | ۰/۱۶۲۹ | ۰/۸۴۴۷ | -۰/۳۰ | ۰/۶۷ |
| X2 | ۰/۱۳۹۲ | ۰/۲۰۵۱ | -۰/۶۶۰۹ | ۰/۱۳۸۹ | ۰/۷۷۲۳ | -۰/۳۲ | ۱/۳۷ |
| X3 | ۰/۱۱۹۵ | ۰/۱۷۱۵ | -۰/۶۰۸۹ | ۰/۰۹۷۳ | ۰/۶۳۶۴ | ۰/۱۰ | ۱/۵۵ |
| X4 | ۳/۷۷۲ | ۶/۵۵۴ | ۰/۰۳۵ | ۱/۴۴۴ | ۵۲/۳۰۸ | ۴/۰۰ | ۱۹/۹۳ |
| X5 | ۰/۸۵۱۵ | ۰/۴۹۷۰ | ۰/۰۰۸۷ | ۰/۷۵۴۷ | ۳/۳۶۴۹ | ۱/۴۷ | ۳/۳۱ |

شکل توزیع آماری متغیرهای پژوهش در جدول ۳ ارائه‌شده است.

**جدول ۳. توزیع آماری نسبت‌های مالی**

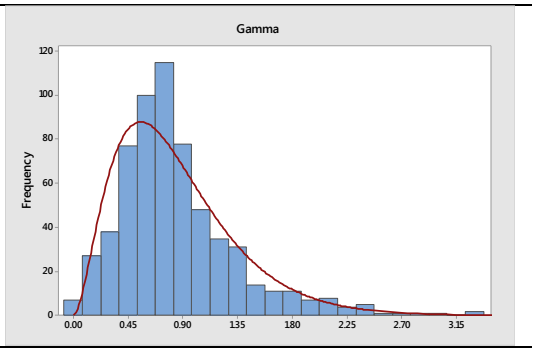
| X1 | X2 |
|---|---|
| نرمال | نرمال |
|  |  |
| X3 | X4 |
| نرمال | نمایی |




X5

گاما

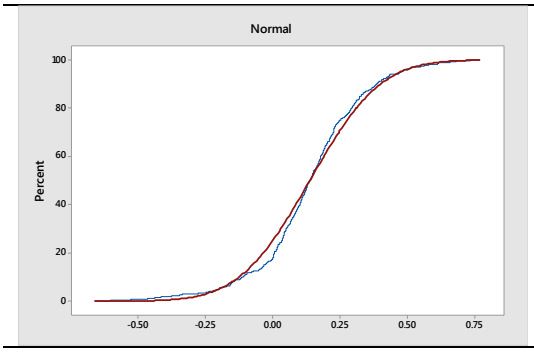



با توجه به شکل توزیع نسبت‌ها در جدول ۳، برای سه متغیر x1، x2 و x3 توزیع نرمال برای برازش مناسب بوده و در راستای شبیه‌سازی از این توزیع استفاده می‌گردد. در اینجا لازم است به این نکته اشاره گردد که اگرچه داده‌های مربوط به متغیرهای x1، x2 و x3 طبق نتایج آمار توصیفی دارای چولگی است، اما این چولگی نامحسوس بوده و می‌توان از توزیع نرمال برای شبیه‌سازی استفاده نمود. در خصوص متغیر x4 مقدار چولگی بالا بوده و همان‌طور که جدول ۳ نشان می‌دهد توزیع این نسبت شبیه توزیع نمایی بوده و به همین جهت برای شبیه‌سازی از این توزیع استفاده می‌گردد. در خصوص متغیر x5 هم‌مقدار چولگی طبق جدول ۲ بالا بوده است و همان‌طور که از جدول ۳ مشهود است می‌توان توزیع گاما را برای این متغیر برای مقاصد شبیه‌سازی استفاده نمود.

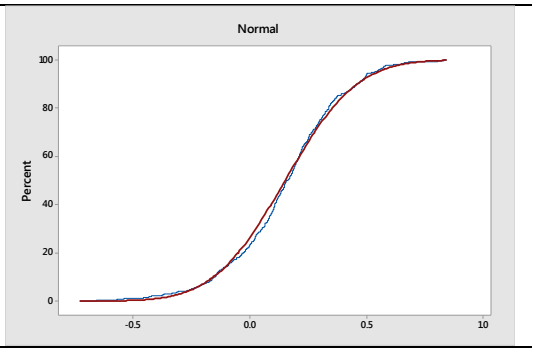
جدول ۴ انطباق توزیع احتمال تجربی متغیرهای x1 تا x5 را با توزیع احتمال توزیع‌های تشخیصی جهت شبیه‌سازی را منعکس می‌نماید. در جدول ۴، توزیع احتمال تجربی متغیرهای پژوهش با توزیع‌های احتمال تشخیصی تقریباً منطبق بوده و به کمک معکوس تابع توزیع می‌توان مقادیر متغیرهای x1 تا x5 را برحسب تابع توزیع موردنظر شبیه‌سازی نمود. پس از تشخیص توزیع مناسب برای نسبت‌های مالی بایستی پارامترهای مدل برای امر شبیه‌سازی قطعاً مشخص گردد. برای تعیین پارامترهای توزیع روش‌های مختلفی وجود دارد که در این پژوهش از روش حداکثر درستنمایی استفاده‌شده است. جدول ۵ پارامتر توزیع‌ها را به روش حداکثر درستنمایی نشان می‌دهد.

**جدول ۴. انطباق توزیع احتمال تجربی با توزیع احتمال‌های تشخیصی**

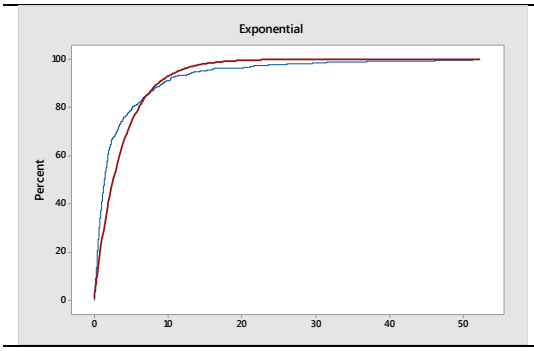
X2



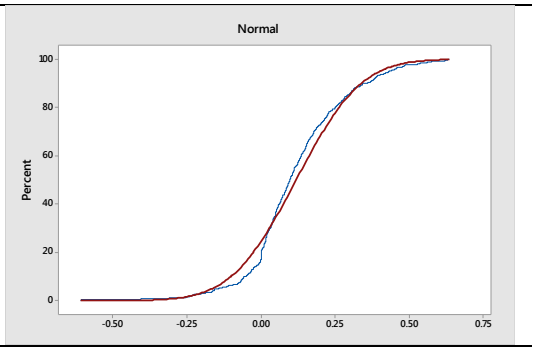

X1



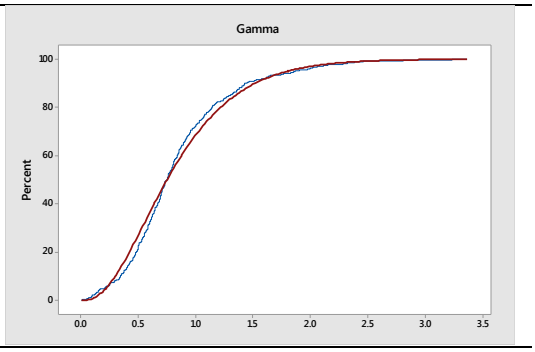

X4




X3




X5




**جدول ۵. برآورد پارامتر توزیع نسبت‌های مالی برای شبیه‌سازی به روش حداکثر درستنمایی**

| X1 | | X2 | | X3 | | X4 | X5 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| توزیع نرمال | | توزیع نرمال | | توزیع نرمال | | توزیع نمایی | توزیع گاما | |
| میانگین | انحراف معیار | میانگین | انحراف معیار | میانگین | انحراف معیار | میانگین | پارامتر شکل ($\alpha$) | پارامتر مقیاس ($\beta$) |
| ۰/۱۵۳۳ | ۰/۲۳۹۸ | ۰/۱۳۹۳ | ۰/۲۰۵۱ | ۰/۱۱۹۵ | ۰/۱۷۱۵ | ۳/۷۷۲ | ۲/۸۸۳ | ۰/۲۹۵۳ |

هنگام انجام شبیه‌سازی مونت‌کارلو، همبستگی بین متغیرهای ورودی عامل مهمی است که باید در نظر گرفته شود. اگر متغیرهای تصادفی ورودی درواقع همبسته باشند و به‌اشتباه مستقل در نظر گرفته شوند، ریسک می‌تواند کمتر یا بیشتر از واقع تخمین زده شود. بدین ترتیب، تولید مقادیر شبیه‌سازی‌شده تنها با دانستن نوع توزیع آماری و پارامترهای آن بدون توجه به همبستگی بین متغیرهای پژوهش منجر به تورش درنتیجه نهایی خواهد شد. یکی از روش‌هایی که به کمک آن می‌توان اقدام به تولید داده‌های همبسته نمود روش تبدیل ایمان- کانوور[1] (۱۹۸۲) است. در این راستا، در این پژوهش به‌منظور تولید داده‌های همبسته از روش تبدیل ایمان- کانوور (۱۹۸۲) استفاده‌شده است. در این روش، جهت تولید

[1] Iman-Conover Transformation

داده‌های شبیه‌سازی‌شده همبسته ابتدا به ازای هر متغیر اقدام به تولید داده‌های تصادفی با توزیع نرمال استاندارد می‌گردد. در مرحله بعد بایستی تجزیه چولسکی[1] ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش را انجام داد. در این راستا، ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش محاسبه گردیده و آن را C می‌نامیم. باید دقت داشت که ماتریس C بایستی معین مثبت باشد چراکه در غیر این صورت تجزیه چولسکی امکان‌پذیر نخواهد بود. در تجزیه چولسکی، ماتریس C به‌صورت حاصل‌ضرب دو ماتریس L و $L^T$ تجزیه می‌گردد. در این صورت خواهیم داشت $C=LL^T$. ماتریس L یک ماتریس پایین مثلثی با درایه‌های حقیقی و مقادیر قطری مثبت و ماتریس $L^T$ نیز ترانهاده ماتریس L است. پس از انجام تجزیه چولسکی، ماتریس داده‌های شبیه‌سازی‌شده ناهمبسته را در ماتریس L ضرب کنیم. اگر ماتریس حاصل‌ضرب را با S نشان دهیم این ماتریس از مرتبه $n\times k$ خواهد بود که در آن n نشان‌دهنده تعداد داده‌های شبیه‌سازی‌شده ناهمبسته و k برابر تعداد متغیرهایی خواهد بود که شبیه‌سازی‌شده‌اند. پس از محاسبه ماتریس S ، جهت تولید داده‌های شبیه‌سازی‌شده همبسته هر یک از ستون‌های این ماتریس را بایستی برحسب توزیع آماری موردنظر خود و پارامترهای آن نوشت. برای انجام این کار از تابع $Y=CDF^{-1}(\Phi(x))$ استفاده می‌کنیم. مقدار $\Phi(x)$ نشان‌دهنده مقدار تابع توزیع نرمال استاندارد به ازای هر مقدار از ماتریس S است. درنهایت، مقدار $CDF^{-1}(\Phi(x))$ نشان‌دهنده معکوس تابع توزیع موردنظر به ازای $\Phi(x)$ خواهد بود که برابر با مقدار شبیه‌سازی‌شده همبسته است.

در این پژوهش ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش (متغیرهای x1 تا x5) بر اساس داده‌های تاریخی به‌صورت زیر محاسبه گردید:

$$C=\begin{bmatrix} 1 & 0/647 & 0/550 & 0/399 & 0/079 \\ 0/647 & 1 & 0/849 & 0/390 & 0/032 \\ 0/550 & 0/849 & 1 & 0/385 & 0/156 \\ 0/399 & 0/390 & 0/385 & 1 & -0/013 \\ 0/079 & 0/032 & 0/156 & -0/013 & 1 \end{bmatrix}$$

با توجه به ماتریس همبستگی، بر اساس روش تجزیه چولسکی ماتریس L نیز به‌صورت زیر محاسبه شد:

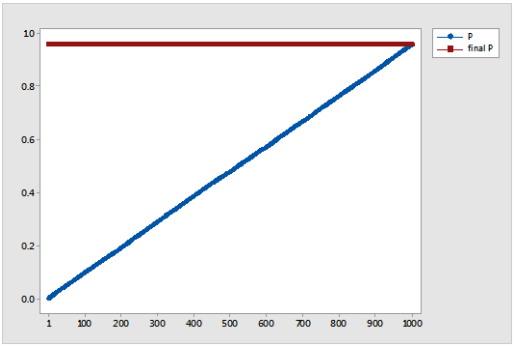
$$L=\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0/647 & 0/763 & 0 & 0 & 0 \\ 0/550 & 0/647 & 0/528 & 0 & 0 \\ 0/399 & 0/173 & 0/102 & 0/895 & 0 \\ 0/079 & -0/025 & 0/244 & -0/073 & 0/964 \end{bmatrix}$$

پس از تجزیه چولسکی ماتریس همبستگی داده‌های تاریخی، ماتریس مقادیر شبیه‌سازی‌شده همبسته در سطح ۱۰۰۰ واحد، ۲۰۰۰ واحد، ۳۰۰۰ واحد و ۴۰۰۰ واحد برای متغیرهای پژوهش محاسبه و با استفاده از مقادیر شبیه‌سازی‌شده متغیرهای پژوهش، مقادیر Z-score در تمامی سطوح محاسبه گردید. جدول ۶ نمودار همگرایی Z-score را در چهار سطح نشان می‌دهد. در تمامی سطوح، نمودار همگرایی احتمال ورشکستگی حاکی از میزان بالای ریسک ورشکستگی در حدود ۹۵٪ در بین موارد شبیه‌سازی‌شده دارد. بدین معنا که از هر ۱۰۰ مورد شبیه‌سازی‌شده تقریباً در ۹۵ مورد مقدار Z-score کمتر از ۱/۸۱ بوده است.

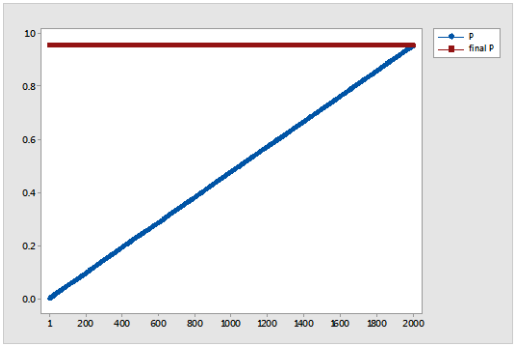
[1] Cholesky Decomposition

**جدول ۶. همگرایی احتمال ورشکستگی**

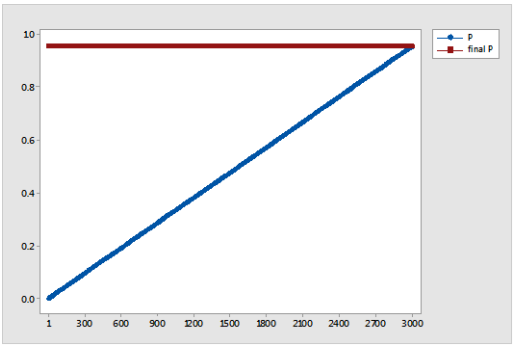
همگرایی احتمال ورشکستگی در سطح ۱۰۰۰ واحد



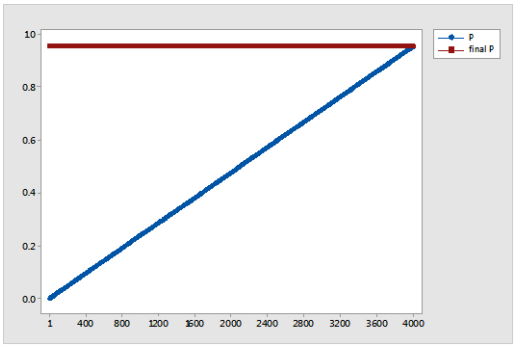

همگرایی احتمال ورشکستگی در سطح ۲۰۰۰ واحد




همگرایی احتمال ورشکستگی در سطح ۳۰۰۰ واحد




همگرایی احتمال ورشکستگی در سطح ۴۰۰۰ واحد




در این پژوهش، تأثیر توزیع آماری متغیرهای مدل آلتمن بر مقدار Z-score تحت ۵ فرض متفاوت مورد بررسی قرار گرفته است. در هر فرض یکی از متغیرهای پژوهش مستقل از سایر متغیرها در نظر گرفته‌شده است تا بدین طریق بتوان اثر تغییر شکل توزیع متغیر موردنظر را بر تغییر توزیع مقدار Z-score تعیین نمود.

در اولین فرض، ارتباط متغیر x1 با سایر متغیرها مستقل در نظر گرفته‌شده است. برای انعکاس این موضوع از طریق ماتریس همبستگی، درایه‌های مربوط به همبستگی متغیر x1 با سایر متغیرها برابر صفر در نظر گرفته و از طریق این ماتریس همبستگی اقدام به شبیه سازی داده‌های همبسته می‌گردد. ماتریس همبستگی موردنظر در فرض اول به‌صورت زیر خواهد بود.

$$C_{X1}=\begin{bmatrix} 1 & ۰ & 0 & ۰ & ۰ \\ ۰ & 1 & 0/849 & 0/390 & 0/032 \\ ۰ & 0/849 & 1 & 0/385 & 0/156 \\ ۰ & 0/390 & 0/385 & 1 & -0/013 \\ ۰ & 0/032 & 0/156 & -0/013 & 1 \end{bmatrix}$$

پس از انجام تجزیه چولسکی، ماتریس L به‌صورت زیر حاصل می‌گردد.

$$L_{X1}=\begin{bmatrix}1 & 0 & 0 & 0 & 0\\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0\\ 0 & 0/849 & 0/528 & 0 & 0\\ 0 & 0/390 & 0/102 & 0/915 & 0\\ 0 & 0/032 & 0/244 & -0/055 & 0/968\end{bmatrix}$$

پس از محاسبه ماتریس $L_{X1}$، اقدام به شبیه‌سازی ۱۰۰۰ داده برای متغیرهای پژوهش گردید. شبیه‌سازی داده‌ها برای تمامی متغیرها به‌جز متغیر X1 طبق توزیع تاریخی داده‌های آن‌ها انجام‌شده است. طبق داده‌های تاریخی، مقادیر متغیر X1 دارای توزیع نرمال بوده‌اند. بدین ترتیب، به‌منظور بررسی آثار تغییر توزیع مقادیر X1 اقدام به شبیه‌سازی مقادیر چوله مثبت برای این متغیر به تعداد ۱۰۰۰ واحد گردید. پس از شبیه‌سازی مقادیر چوله برای متغیر X1 به تعداد ۱۰۰۰ واحد، ماتریس همبستگی متغیرهای X1 تا X5 به‌صورت زیر محاسبه شد.

$$SC_{X1}=\begin{bmatrix}۱ & ۰۱۰/۰ & -۰/۰۱۹ & ۰۲۳/۰ & -۰/۰۲۶\\ ۰۱۰/۰ & ۱ & ۶۴۰/۰ & ۰/۲۲۱ & ۰/۰۴۲\\ -۰/۰۱۹ & ۰/۶۴۰ & ۱ & ۰/۱۱۲ & ۰/۴۲۳\\ ۰۲۳/۰ & ۰/۲۲۱ & ۰/۱۱۲ & ۱ & -۰/۰۵۱\\ -۰/۰۲۶ & ۰/۰۴۲ & ۰/۴۲۳ & -۰/۰۵۱ & ۱\end{bmatrix}$$

به‌منظور بررسی این موضوع که آیا ماتریس همبستگی داده‌های شبیه‌سازی‌شده طبق توزیع داده‌های تاریخی با ماتریس $SC_{X1}$ متفاوت است، از آزمون جنریچ[1] استفاده شد و نتایج آن در جدول ۷ منعکس گردید.

**جدول ۷. نتایج آزمون جنریچ**

| | |
|---|---|
| آماره $\chi^2$ | ۴۳۷/۸۴۶ |
| مقدار احتمال | ۰/۰۰۰ |

نتایج جدول ۷ نشان می‌دهد که ماتریس همبستگی داده‌های شبیه‌سازی‌شده طبق توزیع داده‌های تاریخی با ماتریس $SC_{X1}$ ازلحاظ آماری تفاوت معناداری دارد. این مطلب بدان معنا است که ماتریس $C_{X1}$ توانسته داده‌هایی را شبیه‌سازی نماید که در آن توزیع متغیر X1 مستقل از سایر متغیرها بوده است. با فرض استقلال توزیع داده‌های متغیر X1 از سایر متغیرها، به کمک توزیع چوله اقدام به شبیه‌سازی ۱۰۰۰ واحد گردید. پس از شبیه‌سازی مقادیر برای متغیرهای پژوهش، شاخص Z-score محاسبه گردید. اگر شاخص Z-score محاسبه شده طبق داده‌های شبیه‌سازی‌شده در فرض اول را با $Z_{X1}$-score نشان دهیم نتایج آمار توصیفی و آزمون مقایسه Z-score با $Z_{X1}$-score به‌صورت جداول ۸ و ۹ خواهد بود.

**جدول ۸. آمار توصیفی** Z-score و $Z_{X1}$-score

| متغیر | تعداد | میانگین | انحراف معیار | میانگین مربعات |
|---|---|---|---|---|
| Z-score | ۱۰۰۰ | ۰/۸۸۴ | ۰/۴۹۴ | ۰/۰۱۶ |
| $Z_{X1}$-score | ۱۰۰۰ | ۰/۸۸۴ | ۰/۴۹۶ | ۰/۰۱۶ |

[1] Jennrich Test

**جدول ۹. نتایج آزمون برابری میانگین‌ها**

| | |
|---|---|
| آماره t | ۱/۵۱ |
| مقدار احتمال | ۰/۱۳۱ |

همان‌طور که نتایج آزمون نشان می‌دهد، فرض برابری میانگین مقادیر Z-score و $Z_{X1}$-score پذیرفته می‌شود. همان‌طور که قبلاً در تعریف آمده است نسبت X1 در ارتباط با میزان سرمایه در گردش واحد تجاری است. ایجاد توزیع چوله مثبت در خصوص این نسبت با فرض ثابت بودن توزیع سایر متغیرها باعث می‌شود که مقدار این نسبت برای تعداد زیادی از موارد شبیه‌سازی‌شده در سمت کمترین مقادیر X1 متمرکز گردد. بنابراین، این امر منجر می‌گردد که نسبت سرمایه در گردش به‌کل دارایی‌ها برای بیشتر موارد شبیه‌سازی‌شده کاهش یابد و بدین طریق بتوان تأثیر کاهش این نسبت را بر روی مقدار احتمال ورشکستگی بررسی نمود. نتایج حاصل از شبیه‌سازی نشان می‌دهد که حتی پس از تغییر نوع توزیع متغیر X1 مقدار احتمال ورشکستگی در همان سطح ۹۵٪ بدون تغییر باقی‌مانده است، بدین معنا که از تعداد ۱۰۰۰ مورد شبیه‌سازی‌شده در تعداد ۹۵۶ مورد مقدار $Z_{X1}$-score کمتر از ۱/۸۱ بوده است. بدین ترتیب، می‌توان چنین استنباط نمود که تغییر توزیع آماری متغیر X1 با فرض مستقل بودن آن از سایر متغیرها تأثیری در توزیع مقادیر Z-score نداشته است.

در فرض دوم، ارتباط بین X2 با سایر متغیرها مستقل در نظر گرفته می‌شود. برای این منظور، ماتریس همبستگی را به‌صورت زیر بازنویسی می‌کنیم. در ماتریس $C_{X2}$ درایه‌های مربوط به همبستگی با سایر متغیرها صفر در نظر گرفته‌شده است.

$$C_{X2}=\begin{bmatrix} 1 & ۰ & 0/550 & 0/399 & 0/079 \\ ۰ & 1 & ۰ & ۰ & ۰ \\ 0/550 & ۰ & 1 & 0/385 & 0/156 \\ 0/399 & ۰ & 0/385 & 1 & -0/013 \\ 0/079 & ۰ & 0/156 & -0/013 & 1 \end{bmatrix}$$

درنتیجه، پس از انجام تجزیه چولسکی ماتریس $L_{X2}$ را به‌صورت زیر خواهیم داشت.

$$L_{X2}=\begin{bmatrix} ۱ & ۰ & ۰ & ۰ & ۰ \\ ۰ & ۱ & ۰ & ۰ & ۰ \\ ۰/۵۵ & ۰ & ۰/۸۳۵ & ۰ & ۰ \\ ۰/۳۹۹ & ۰ & ۰/۱۹۸ & ۰/۸۹۵ & ۰ \\ ۰/۰۷۹ & ۰ & ۰/۱۳۵ & -۰/۰۷۹ & ۰/۹۸۴ \end{bmatrix}$$

پس از محاسبه ماتریس $L_{X2}$ ، اقدام به شبیه‌سازی ۱۰۰۰ داده برای متغیرهای پژوهش گردید. برای تمامی متغیرها، به‌استثنای متغیر X2، شبیه‌سازی بر مبنای توزیع تاریخی داده‌ها صورت گرفته است. داده‌های تاریخی مربوط به متغیر X2 به‌صورت نرمال توزیع‌شده‌اند، اما به‌منظور بررسی آثار تغییر شکل توزیع این متغیر داده‌هایی با چولگی مثبت به تعداد ۱۰۰۰

واحد شبیه‌سازی گردید. پس از تولید مقادیر شبیه‌سازی‌شده، ماتریس همبستگی متغیرهای x1 تا x5 به‌صورت زیر بوده است.

$$SC_{X2}=\begin{bmatrix} ۱ & -۰/۰۱۷ & ۰/۵۰۷ & ۰/۲۸۰ & ۰/۰۸۸ \\ -۰/۰۱۷ & ۱ & ۰-/۰۱۴ & ۰/۰۲۴ & -۰/۰۲۶ \\ ۰/۵۰۷ & -۰/۰۱۴ & ۱ & ۰/۱۶۸ & ۰/۱۷۴ \\ ۰/۰۲۸ & ۰/۰۲۴ & ۰/۱۶۸ & ۱ & -۰/۰۷۴ \\ ۰/۸۸۰ & -۰/۰۲۶ & ۰/۱۷۴ & -۰/۰۷۴ & ۱ \end{bmatrix}$$

نتایج آزمون جنریچ در خصوص تفاوت آماری ماتریس همبستگی $SC_{X2}$ با ماتریس ضریب همبستگی داده‌های تاریخی در جدول ۱۰ نشان داده‌شده است.

**جدول ۱۰. نتایج آزمون جنریچ**

| | |
|---|---|
| آماره $\chi^2$ | ۶۱۰/۹۵۳ |
| مقدار احتمال | ۰/۰۰۰ |

نتایج جدول ۱۰ حاکی از تفاوت آماری ماتریس همبستگی $SC_{X2}$ با ماتریس ضریب همبستگی داده‌های شبیه‌سازی‌شده بر اساس داده‌های تاریخی دارد. درنتیجه، می‌توان از ماتریس $C_{X2}$ جهت شبیه‌سازی داده‌های همبسته استفاده نمود. با فرض استقلال توزیع داده‌های متغیر X2 از سایر متغیرها، ۱۰۰۰ داده به‌گونه‌ای شبیه‌سازی می‌گردد که دارای توزیع چوله راست باشند. پس از شبیه‌سازی مقادیر برای متغیرهای پژوهش، شاخص$Z_{X2}$-score محاسبه گردید. نتایج آمار توصیفی و آزمون مقایسه Z-score با $Z_{X2}$-score در جداول ۱۱ و ۱۲ منعکس‌شده است.

**جدول ۱۱. آمار توصیفی** Z-score و $Z_{X2}$-score

| متغیر | تعداد | میانگین | انحراف معیار | میانگین مربعات |
|---|---|---|---|---|
| Z-score | ۱۰۰۰ | ۰/۸۸۳۵ | ۰/۴۹۴۰ | ۰/۰۱۵۶ |
| $Z_{X2}$-score | ۱۰۰۰ | ۰/۸۸۶۴ | ۰/۵۰۴۸ | ۰/۰۱۶۰ |

**جدول ۱۲. نتایج آزمون برابری میانگین‌ها**

| | |
|---|---|
| آماره t | ۷/۱۱ |
| مقدار احتمال | ۰/۰۰۰ |

همان‌طور که نتایج آزمون در جدول ۱۲ نشان می‌دهد، فرض برابری میانگین مقادیر Z-score و $Z_{X2}$-score پذیرفته نمی‌شود. این بدان معناست که تغییر توزیع متغیر X2 تأثیر معناداری در تغییر مقادیر Z-score داشته است. طبق تعریف، متغیر X2 نشان‌دهنده نسبت سود انباشته به‌کل دارایی‌ها است. زمانی که در خصوص این نسبت اقدام به شبیه‌سازی با توزیع چوله به راست می‌کنیم درواقع قصد داریم تا با کاهش این نسبت در خصوص تعداد زیادی از موارد شبیه‌سازی‌شده، اثر کاهش نسبت سود انباشته به‌کل دارایی‌ها را بر احتمال ورشکستگی تعیین نماییم. نتایج حاصل از محاسبه مقادیر $Z_{X2}$-score حاکی از آن است که در سطح ۱۰۰۰ واحد شبیه‌سازی‌شده تعداد ۹۵۳ مورد دارای مقدار $Z_{X2}$-score کمتر از ۱/۸۱ بوده است که نشان می‌دهد احتمال ورشکستگی در این حالت تقریباً ۹۵٪ است. در این حالت، استنباط می‌گردد که تغییر توزیع

آماری متغیر X2 علی الرغم تفاوت آماری میانگین مقادیر Z-score و $Z_{X2}$-score تأثیری در تغییر شکل توزیع مقادیر Z-score نداشته است. بدین ترتیب، کاهش نسبت سود انباشته به‌کل دارایی‌ها موجب تغییر احتمال ورشکستگی نخواهد شد.

در فرض سوم، ارتباط بین X3 با سایر متغیرها مستقل در نظر گرفته می‌شود. به‌منظور انعکاس این موضوع در ماتریس ضریب همبستگی، درایه‌های مربوط به همبستگی متغیر X3 با سایر متغیرها صفر در نظر گرفته‌شده است. به‌این‌ترتیب، ماتریس همبستگی به‌صورت زیر نوشته می‌شود.

$$C_{X3}=\begin{bmatrix} 1 & 0/647 & 0 & 0/399 & 0/079 \\ 0/647 & 1 & 0 & 0/390 & 0/032 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0/399 & 0/390 & 0 & 1 & -0/013 \\ 0/079 & 0/032 & 0 & -0/013 & 1 \end{bmatrix}$$

پس از تجزیه چولسکی ماتریس همبستگی فوق ماتریس $L_{X3}$ را به‌صورت زیر خواهیم داشت.

$$L_{X3}=\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0647/0 & 0/763 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0/399 & 0/173 & 0 & 0/901 & 0 \\ 0/079 & -0/025 & 0 & -0/045 & 0/996 \end{bmatrix}$$

به کمک ماتریس $L_{X3}$ تعداد ۱۰۰۰ داده برای متغیرهای پژوهش شبیه‌سازی گردید. این شبیه‌سازی برای تمامی متغیرهای پژوهش به‌استثنای متغیر X3 بر اساس توزیع تاریخی داده‌ها صورت گرفته است. طبق داده‌های تاریخی، متغیر X3 دارای توزیع نرمال بوده و جهت بررسی اثر تغییر شکل توزیع این متغیر ۱۰۰۰ داده با چولگی مثبت شبیه‌سازی گردید. ماتریس همبستگی مقادیر شبیه‌سازی‌شده متغیرهای x1 تا x5 در زیر ارائه‌شده است.

$$SC_{X3}=\begin{bmatrix} 1 & 0/589 & -0/003 & 0/263 & 0/076 \\ 0/589 & 1 & 0/022 & 0/181 & -0/027 \\ -0/003 & 0/022 & 1 & -0/008 & 0/027 \\ 0/263 & 0/181 & -0/008 & 1 & -0/043 \\ 0/076 & -0/027 & 0/027 & -0/043 & 1 \end{bmatrix}$$

نتایج آزمون جنریچ در خصوص تفاوت ماتریس همبستگی $SC_{X3}$ و ماتریس همبستگی داده‌های شبیه‌سازی‌شده طبق داده‌های تاریخی در جدول ۱۳ نشان داده‌شده است.

**جدول ۱۳. نتایج آزمون جنریچ**

| | |
|---|---|
| آماره $\chi^2$ | ۴۴۶/۶۷۳ |
| مقدار احتمال | ۰/۰۰۰ |

نتایج جدول ۱۳ نشان می دهد که ماتریس همبستگی داده‌های شبیه‌سازی‌شده طبق توزیع داده‌های تاریخی با ماتریس $SC_{X3}$ ازلحاظ آماری تفاوت معناداری دارد و می‌توان از آن به‌منظور شبیه‌سازی داده‌های همبسته استفاده نمود. پس از شبیه‌سازی متغیرهای پژوهش، مقدار $Z_{X3}$-score محاسبه گردید. جداول ۱۴ و ۱۵ نتایج آمار توصیفی و آزمون مقایسه Z-score با $Z_{X3}$-score را نشان می‌دهد.

**جدول ۱۴. آمار توصیفی** Z-score و $Z_{X3}$-score

| متغیر | تعداد | میانگین | انحراف معیار | میانگین مربعات |
|---|---|---|---|---|
| Z-score | ۱۰۰۰ | ۰/۸۸۳۵ | ۰/۴۹۴۰ | ۰/۰۱۵۶ |
| $Z_{X3}$-score | ۱۰۰۰ | ۰/۸۸۷۲ | ۰/۵۱۱۸ | ۰/۰۱۶۲ |

**جدول ۱۵. نتایج آزمون برابری میانگین‌ها**

| | |
|---|---|
| آماره t | -۵/۵۱ |
| مقدار احتمال | ۰/۰۰۰ |

نتایج جدول ۱۵ نشان می‌دهد که فرض برابری میانگین مقادیر Z-score و $Z_{X3}$-score پذیرفته نمی‌شود. این مطلب بیان‌کننده آن است که تغییر توزیع X3 تأثیر معناداری بر روی تغییر مقادیر Z-score داشته است. طبق تعریف، متغیر X3 برابر است با نسبت سود قبل از کسر بهره و مالیات به‌کل دارایی‌ها. با شبیه‌سازی مقادیر این نسبت به کمک توزیع با چولگی مثبت سعی شده است که اثر کاهش این نسبت از طریق تعداد زیادی موارد شبیه‌سازی‌شده موردبررسی قرار گیرد. نتایج محاسبه‌شده برای مقادیر $Z_{X3}$-score نشان می‌دهد که در سطح ۱۰۰۰ واحد شبیه‌سازی‌شده تعداد **۹۵۲** مورد دارای مقدار $Z_{X3}$-score کمتر از ۱/۸۱ بوده است که بیان می‌کند احتمال ورشکستگی در این حالت تقریباً ۹۵٪ است. بدین ترتیب، استنباط آن است که تغییر توزیع آماری متغیر X3 علی الرغم تفاوت آماری میانگین مقادیر Z-score و $Z_{X3}$-score تأثیری در تغییر شکل توزیع مقادیر Z-score نداشته است. بنابراین، کاهش سود قبل از کسر بهره و مالیات به‌کل دارایی‌ها موجب تغییر احتمال ورشکستگی نخواهد شد.

در فرض چهارم، ارتباط بین X4 با سایر متغیرها مستقل در نظر گرفته می‌شود. بدین ترتیب، با این فرض ماتریس همبستگی به‌صورت زیر بازنویسی می‌گردد.

$$C_{X4}=\begin{bmatrix} 1 & 0/647 & 0/550 & 0 & 0/079 \\ 0/647 & 1 & 0/849 & 0 & 0/032 \\ 0/550 & 0/849 & 1 & 0 & 0/156 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0/079 & 0/032 & 0/156 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

پس از تجزیه چولسکی ماتریس فوق، ماتریس $L_{X۴}$ به شکل زیر خواهد بود.

$$L_{X4}=\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0/647 & 0/763 & 0 & 0 & 0 \\ 0/550 & 0/647 & 0/528 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0/079 & -0/025 & 0/244 & 0 & 0/996 \end{bmatrix}$$

در فرض چهارم به‌منظور شبیه‌سازی متغیرهای پژوهش به‌استثنای متغیر X4 از توزیع تاریخی داده‌ها استفاده گردید. متغیر X4 طبق داده‌های تاریخی دارای توزیع نمایی بوده است و به‌منظور بررسی تأثیر تغییر شکل توزیع این متغیر بر احتمال ورشکستگی اقدام به شبیه‌سازی داده‌ها از طریق توزیع نرمال گردید. پس از شبیه‌سازی مقادیر متغیرها، ماتریس همبستگی این مقادیر به‌صورت زیر بوده است.

$$SC_{X4}=\begin{bmatrix} 1 & 0/656 & 0/402 & -0/052 & 0/085 \\ 0/656 & 1 & 0/606 & -0/031 & -0/004 \\ 0/402 & 0/606 & 1 & -0/031 & 0/428 \\ -0/052 & -0/031 & -0/031 & 1 & 0/008 \\ 0/085 & -0/004 & 0/428 & 0/008 & 1 \end{bmatrix}$$

نتایج آزمون جنریچ در جدول ۱۶ نشان می‌دهد که ماتریس $SC_{X4}$ تفاوت معناداری با ماتریس همبستگی داده‌های شبیه‌سازی‌شده تاریخی دارد و بدین ترتیب، از آن برای شبیه‌سازی داده‌های همبسته استفاده می‌شود.

**جدول ۱۶. نتایج آزمون جنریچ**

| | |
|---|---|
| آماره $\chi^2$ | ۶۱۹/۸۸۰ |
| مقدار احتمال | ۰/۰۰۰ |

جداول ۱۷ و ۱۸ نتایج آمار توصیفی و آزمون مقایسه Z-score با $Z_{X4}$-score را با فرض استقلال توزیع متغیر X4 از سایر متغیرها را نشان می‌دهد.

**جدول ۱۷. آمار توصیفی** Z-score و $Z_{X4}$-score

| متغیر | تعداد | میانگین | انحراف معیار | میانگین مربعات |
|---|---|---|---|---|
| Z-score | ۱۰۰۰ | ۰/۸۸۳۵ | ۰/۴۹۴۰ | ۰/۰۱۵۶ |
| $Z_{X4}$-score | ۱۰۰۰ | ۰/۸۸۸۲ | ۰/۵۱۱۹ | ۰/۰۱۶۲ |

**جدول ۱۸. نتایج آزمون برابری میانگین‌ها**

| | |
|---|---|
| آماره t | ۴/۷۹ |
| مقدار احتمال | ۰/۰۰۰ |

طبق نتایج جدول ۱۸، فرض برابری میانگین مقادیر Z-score و $Z_{X4}$-score پذیرفته نمی‌شود. طبق تعریف، متغیر X4 برابر است با ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به ارزش دفتری کل بدهی‌ها. طبق داده‌های تاریخی، این نسبت دارای توزیع نمایی بوده است و با شبیه‌سازی مقادیر این نسبت به کمک توزیع نرمال سعی گردید تا با افزایش این نسبت برای موارد شبیه‌سازی‌شده اثر افزایش این نسبت بر احتمال ورشکستگی موردبررسی قرار گیرد. نتایج محاسبه‌شده برای مقادیر $Z_{X4}$-sco نشان داد که در سطح ۱۰۰۰ واحد شبیه‌سازی‌شده تعداد ۹۴۷ مورد دارای مقدار $Z_{X4}$-score کمتر از ۱/۸۱ بوده است که می‌توان گفت احتمال ورشکستگی در این حالت تقریباً ۹۵٪ است. استنباطی که از این نتایج به دست می‌آید آن است که تغییر شکل توزیع آماری متغیر X4 علی الرغم تفاوت آماری میانگین مقادیر Z-score و $Z_{X4}$-score تأثیری در تغییر شکل توزیع مقادیر Z-score نداشته است. بنابراین، افزایش ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به ارزش دفتری کل بدهی‌ها تغییری در احتمال ورشکستگی به وجود نخواهد آورد.

در فرض پنجم، ارتباط بین X5 با سایر متغیرها مستقل در نظر گرفته می‌شود. با در نظر گرفتن این فرض، ماتریس همبستگی را به‌صورت زیر می‌نویسیم.

$$C_{X5}=\begin{bmatrix} 1 & 0/647 & 0/550 & 0/399 & 0 \\ 0/647 & 1 & 0/849 & 0/390 & 0 \\ 0/550 & 0/849 & 1 & 0/385 & 0 \\ 0/399 & 0/390 & 0/385 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

در نتیجه، ماتریس $L_{X5}$ پس از تجزیه چولسکی به شکل زیر خواهد بود.

$$L_{X5}=\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0/0647 & 0/0763 & 0 & 0 & 0 \\ 0/550 & 0/647 & 0/528 & 0 & 0 \\ 0/399 & 0/173 & 0/102 & 0/895 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

طبق داده‌های تاریخی، متغیر X5 دارای توزیع گاما بوده و به‌منظور بررسی تأثیر تغییر شکل توزیع آماری این متغیر اقدام به شبیه‌سازی این متغیر به‌وسیله توزیع نرمال گردید. برای باقی متغیرها از توزیع داده‌های تاریخی به‌منظور شبیه‌سازی استفاده‌شده است. ماتریس همبستگی متغیرهای شبیه‌سازی‌شده به شکل زیر است.

$$SC_{X5}=\begin{bmatrix} 1 & 0/665 & 0/431 & 0/235 & -0/043 \\ 0/665 & 1 & 0/681 & 0/115 & -0/۰023 \\ 0/431 & 0/681 & 1 & 0/115 & -0/023 \\ 0/235 & 0/115 & 0/144 & 1 & -0/۰051 \\ -0/043 & -0/023 & -0/027 & -0/051 & 1 \end{bmatrix}$$

نتایج جدول ۱۹ نشان می‌دهد که ماتریس همبستگی $SC_{X5}$ تفاوت معناداری با ماتریس همبستگی داده‌های شبیه‌سازی‌شده بر اساس داده‌های تاریخی دارد.

**جدول ۱۹. نتایج آزمون جنریج**

| | |
|---|---|
| آماره $\chi^2$ | ۳۷۲/۳۶۸ |
| مقدار احتمال | ۰/۰۰۰ |

نتایج جدول‌های ۲۰ و ۲۱ آمار توصیفی و آزمون مقایسه Z-score با $Z_{X5}$-score را ارائه می‌کند.

**جدول ۲۰. آمار توصیفی** Z-score و $Z_{X5}$-score

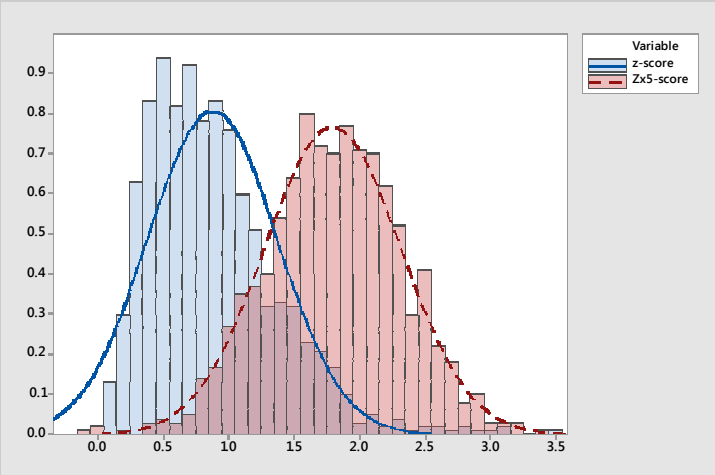
| متغیر | تعداد | میانگین | انحراف معیار | میانگین مربعات |
|---|---|---|---|---|
| Z-score | ۱۰۰۰ | ۰/۸۸۳۵ | ۰/۴۹۴۰ | ۰/۰۱۵۶ |
| ZX5-score | ۱۰۰۰ | ۱/۸۰۰۰ | ۰/۵۲۰۳ | ۰/۰۱۶۵ |

**جدول ۲۱. نتایج آزمون برابری میانگین‌ها**

| | |
|---|---|
| آماره $t$ | -۴۰/۳۶ |
| مقدار احتمال | ۰/۰۰۰ |

نتایج جدول ۲۱ نشان می‌دهد که تفاوت معناداری بین میانگین مقادیر Z-score و $Z_{X5}$-score وجود دارد. طبق تعریف، X5 برابر است با نسبت فروش به‌کل دارایی‌ها. نتایج نشان داد که با تغییر توزیع آماری این نسبت از توزیع گاما به توزیع نرمال از بین ۱۰۰۰ مورد شبیه‌سازی‌شده در ۵۰۲ مورد مقدار $Z_{X5}$-score کمتر از ۱/۸۱ بوده است که این به معنی کاهش

احتمال ورشکستگی به تقریباً ۵۰٪ است. بنابراین، استنباط می‌شود که تغییر توزیع نسبت X5 می‌تواند احتمال ورشکستگی را کاهش دهد. بدین ترتیب، تغییرات نسبت فروش به‌کل دارایی‌ها می‌تواند اثر مهمی بر تغییرات احتمال ورشکستگی داشته باشد. شکل ۵ نمودار مقایسه‌ای توزیع مقادیر Z-score و $Z_{X5}$-score رسم شده است. همان‌طور که این شکل نشان می‌دهد تغییر توزیع مقادیر x5 موجب تغییر مکان توزیع مقادیر Z-score به سمت راست شده است.




**شکل ۵. مقایسه توزیع آماری** Z-score **و** $Z_{X5}$-score

## نتیجه‌گیری

در این پژوهش با استفاده از داده‌های تاریخی و تکنیک شبیه‌سازی مونت‌کارلو به بررسی تأثیر توزیع‌های آماری نسبت‌های مالی بر مقادیر و شکل توزیع Z-score پرداخته شد. ازآنجاکه متغیر Z-score خود تابعی از متغیرهای پیشگوی x1، x2، x3، x4 و x5 است و این متغیرهای پیشگو ازآنجاکه ممکن است دارای توزیع‌های یکسانی نباشند، بررسی تأثیر تغییر توزیع مقادیر پیشگو بر مقادیر و شکل توزیع متغیر Z-score به روش‌های معمول آماری می‌تواند کار دشوار و پیچیده‌ای باشد. به‌منظور رهایی از این مشکلات و به‌عنوان یک‌راه جایگزین، در راستای تعیین مقادیر و شکل توزیع متغیر Z-score توسط متغیرهای نسبت‌های مالی از تکنیک شبیه‌سازی مونت‌کارلو استفاده گردید. با استفاده از تکنیک شبیه‌سازی مونت‌کارلو در این پژوهش برای هر متغیر با فرض مستقل بودن آن از سایر متغیرها یک سری مقادیر شبیه‌سازی گردید. نتیجه این شبیه‌سازی نشان داد که تغییر توزیع مقادیر x1، x2، x3 و x4 تأثیری در تغییر پیش‌بینی مقدار احتمال ورشکستگی نداشته است. به‌عبارت‌دیگر، نوع شکل توزیع آماری این متغیرها نقشی در تبیین احتمال ورشکستگی نداشته است. این نتیجه می‌تواند بیان‌کننده این مطلب باشد که تغییر مقادیر این متغیرها در یک دامنه احتمالی از طریق شبیه‌سازی با یک توزیع چوله که موجب می‌گردد در حجم بالایی از موارد شبیه‌سازی‌شده مقادیر متغیرها کاهش یابد، نخواهد توانست میزان احتمال ورشکستگی را تغییر دهد. از سوی دیگر، در خصوص متغیر x5 تغییر شکل توزیع آماری توانست مقدار احتمال ورشکستگی را تغییر دهد. بدین ترتیب، نتیجه‌ای که می‌توان گرفت آن است که طبق مدل آلتمن، از بین متغیرهایی که تغییر توزیع آماری آن‌ها موردبررسی قرار گرفت تنها تغییر مقادیر متغیر x5 یعنی نسبت فروش به‌کل دارایی‌ها توانست موجب تغییر مقدار احتمال ورشکستگی گردد و نشان از اثرگذاری بالای این متغیر در ورشکستگی واحد تجاری دارد. همان‌طور که نتایج نشان داد تغییر توزیع متغیر x5 از گاما (که یک توزیع چوله است) به توزیع نرمال باعث گردید تا مقادیر

این متغیر برای برخی از موارد شبیه‌سازی‌شده افزایش‌یافته و هم‌زمان مقدار احتمال ورشکستگی کاهش یابد. بدین ترتیب، استنباط می‌گردد که افزایش نسبت فروش به‌کل دارایی‌ها می‌تواند عاملی مهم در کاهش مقدار احتمال ورشکستگی باشد.

این نتایج برای استفاده‌کنندگان می‌تواند از این لحاظ دارای اهمیت باشد که در مدل آلتمن با آگاهی از توزیع نسبت فروش به‌کل دارایی‌ها می‌توان توزیع مقادیر Z-score را پیش‌بینی نمود. تحلیل حساسیت انجام‌شده بر روی شاخص‌های مدل آلتمن با استفاده از شبیه‌سازی نشان می‌دهد که به‌طورکلی یک واحد تجاری به‌منظور کاهش مقدار احتمال ورشکستگی می‌تواند بر روی افزایش فروش متمرکز گردد. بدین معنا که افزایش فروش می‌تواند واحد تجاری را از بحران مالی نجات دهد. در این راستا، واحد تجاری بایستی اقدام به افزایش مقدار فروش یا افزایش قیمت فروش و یا ترکیبی از این دو نوع نماید. درصورتی‌که واحد تجاری در یک فضای رقابتی فعالیت نماید افزایش قیمت فروش به‌سادگی امکان‌پذیر نخواهد بود و بنابراین، با در پیش گرفتن سیاست‌های مناسبی باید مقدار فروش را افزایش دهد. بنابراین، آن دسته از واحدهای تجاری که در آن‌ها نسبت فروش به‌کل دارایی‌ها بالاتر است به احتمال زیاد در آن‌ها بحران مالی در سطح پایین‌تری قرار خواهد داشت. در نتیجه، استفاده‌کنندگان از اطلاعات مالی در زمان ارزیابی بحران مالی یک واحد تجاری بایستی نسبت فروش به‌کل دارایی‌ها را با دقت موردبررسی قرار دهند.

در ادبیات مربوط به‌پیش بینی ورشکستگی مدل‌های مختلفی ازجمله مدل آلتمن توسط پژوهشگران ارائه‌شده است که در آن‌ها از نسبت‌های مالی به‌عنوان ورودی استفاده می‌شود. در مدل آلتمن از بین نسبت‌های مالی مختلف تنها پنج نسبت مورداستفاده قرارگرفته و در این پژوهش هم بر اساس این نسبت‌ها تأثیر تغییر توزیع آماری بر مقدار احتمال ورشکستگی بررسی گردید. بنابراین، حوزه موردبررسی این پژوهش دامنه محدودی از نسبت‌های مالی را پوشش می‌دهد. ازآنجاکه مدل‌های گوناگونی بر اساس نسبت‌های مالی به‌منظور پیش‌بینی ورشکستگی تدوین‌شده است می‌توان آثار تغییر توزیع شکل آماری نسبت‌های مالی مختلف بر شاخص ورشکستگی را مورد ارزیابی قرارداد و بدین طریق عواملی که اثرگذاری عمده‌ای بر احتمال وقوع ورشکستگی دارند را مشخص نمود. چراکه شناسایی جامع این عوامل می‌تواند حوزه عمل گسترده‌تری را در خصوص بهبود وضعیت بحران مالی برای واحد تجاری فراهم آورد. یکی دیگر از محدودیت‌های پژوهش مربوط به شکل توزیع مورداستفاده برای شبیه‌سازی مقادیر متغیرهای پژوهش بوده است. در این پژوهش تنها از توزیع‌های نرمال، گاما و نمایی به‌منظور شبیه‌سازی مقادیر استفاده‌شده است و این در حالی است که از سایر توزیع‌های شناخته‌شده نیز می‌توان برای مقاصد شبیه‌سازی استفاده نمود. لذا، به کمک سایر توزیع‌های آماری می‌توان اقدام به شبیه‌سازی نمود و نتایج آن را با نتایج پژوهش حاضر مورد مقایسه قرارداد.

## تقدیر و تشکر

بدینوسیله از معاونت محترم پژوهشی دانشگاه زنجان بخاطر حمایت معنوی در اجرای پژوهش حاضر تقدیر به‌عمل می‌آید.

## منابع

حاجی ها شم، م سعود و امیرح سینی، زهرا (۱۳۹۸). پیش بینی ور شکستگی و راهبری شرکت‌ها: دیدگاه ن سبت های مالی. *دانش ح سابداری و ح سابر سی مدیریت*، ۳۰(۸)، ۲۲۰-۲۰۱.

خواجوی، شکر اله و قدیریان آرانی، محمد حسین (۱۳۹۷). توانایی مدیران، عملکرد مالی و خطر ورشکستگی، *مجله دانش حسابداری*، ۹(۱)، ۶۱-۳۵.

دباغ، رحیم و شیخ بیگلو، سیما (۱۳۹۹). پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با روش‌های شبکه عصبی مصنوعی و مدل فولمر. *مجله توسعه و سرمایه*، ۵(۲)، ۱۶۸-۱۵۳.

محمود آبادی، حمید و برزگر، الهه (۱۳۸۸). بررسی نحوه توزیع آماری نسبت های مالی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پیشرفت‌های حسابداری*، ۵۷(۳)، ۱۸۹-۱۷۱.

## References

Aleksanyan, L., & Huiban, J. (2016). Economic and financial determinants of firm bankruptcy: Evidence from the French food industry. *Journal of Review of Agricultural, Food and Environmental Studies*, 97, 89–108.

Altman, E.I. (1968). Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *The Journal of Finance*, XXIII, 589–609.

Amendola, A., Giordano, F., Parrella, M., & Restaino, M. (2017). Variable selection in high-dimensional regression: a nonparametric procedure for business failure prediction. *Applied Stochastic Models in Business and Industry*, 33(4), 355-368.

Argenti, J. (1976). *Corporate Collapse: the Causes and Symptoms*, Halsted Press, Wiley, New York.

Atiya, A.F. (2001). Bankruptcy prediction for credit risk using neural networks: A survey and new results. *IEEE Transactions on Neural Networks*,12, 929-935.

Avianti, I. (2000). Model prediksi kepailitan emiten di bursa efek jakarta dengan menggunakan indikator-indikator keuangan. PPS Universitas Padjadjaran Bandung.

Aziz, M.A., & Dar, H.A. (2006). Predicting corporate bankruptcy: Where we stand? *Journal of Corporate Governance*, 6, 18–33.

Back, B., Oosterom, G., Sere, K., & Van Wezel, M. (1994), A comparative study of neural networks in bankruptcy prediction, *10th Conference on Artificial Intelligence Research in Finland*, Finnish Artificial Intelligence Society, 140-148.

Barnes, P. (1987). The analysis and use of financial ratios: A review article. *Journal of Business Finance and Accounting*, 14(4), 449-461.

Bauer, J., & Agarwal, V. (2014). Are hazard models superior to traditional bankruptcy prediction approaches? A comprehensive test. *Journal of Banking and Finance*, 40(1), 432-442.

Betker, L. (1995). An empirical examination of prepackaged bankruptcy. *Financial Management*, 3-18.

Bird, R.G., & McHugh, A.J. (1977). Financial ratios an empirical study. *Journal of Business Finance and Accounting*, 4(1), 29-46.

Bradley, D.B. (2004). Small business: Causes of bankruptcy, small business advancement national center. University of Central Arkansas, *Working Paper*, College of Business Administration.

Beaver, W.H. (1966). Financial ratios as predictors of failure. *Journal of Accounting Research*, 4, 71–111.

Beaver, W.H. (1968). Alternative accounting measures as predictors of failure. *The Accounting Review*, 43, 22–113.

Bougen, P.D., & Drury, J.C. (1980). UK statistical distributions of financial ratios, 1975. *Journal of Business Finance and Accounting*. 7(1), 39-47.

Buckmaster, D., & Saniga, E. (1990). Distributional forms of financial accounting ratios: pearson's and Johnson's taxonomies. *Journal of Economic and Social Measurement*, 16(3), 149-166.

Conover, W.J., & Iman, R.L. (1982). Analysis of covariance using the rank transformation. *Biometrics*, 10, 715-724.

Dambolena, I.G., & Khoury, S.J. (1980). Ratio stability and corporate failure. *The Journal of Finance*, 35(4), 1017-1026.

Deakin, E.B. (1976). Distributions of financial accounting ratios: Some empirical evidence. *The Accounting Review*, 51(1), 90–96.

Gribbin, D.W., & Hing-Ling Lau, A. (1993). A general approach to modelling non-normally distributed cost variance data: An illustration. *The British Accounting Review*, 25(1), 3-15.

Ezzamel, M., Mar-Molinero, C., BeechEzzamel, A. (1987). On the distributional properties of financial ratios. *Journal of Business Finance and Accounting*, 14(4), 463-481.

Frecka, T.J., & Hopwood, W.S. (1983). The effects of outliers on the cross-sectional distributional properties of financial ratios. *The Accounting Review*, 58, 115-128.

Fieldsend, S., Longford, N., & Mcleay, S. (1987). Industry effects and the proportionality assumption in ratio analysis: a variance component analysis. *Journal of Business Finance and Accounting*, 14(4), 497-517.

Hanke, J.E. & Reitsch, A.G. (1991). *Understanding Business Statistics*. Homewood IL: Irwin.

Hernandez, M., & Wilson, N. (2013). Financial distress and bankruptcy prediction among listed companies using accounting, market and macroeconomic variables. *International Review of Financial Analysis*, 30, 394-419.

Horrigan, J.O. (1965). Some empirical bases of financial ratio analysis. *The Accounting Review*, 558-568.

Keasey, K., & Watson, R. (1987). Non-financial symptoms and the prediction of small company failure : A test of argenti's hypothesis. *Journal of Business Finance and Accounting*, 14(3), 335-354.

Khajavi, S., Ghadirian Arani, M. (2018). Managerial ability, financial performance and bankruptcy risk. *Journal of Accounting Knowledge*, 9(1), 35-61 [In Persian].

Lee, C. (1985). Stochastic properties of cross-sectional financial data. *Journal of Accounting Research*, 23(1), 213-227.

Lussier, R.N. (1995). A nonfinancial business success versus failure prediction model for young firms. *Journal of Small Business Management*, 33(1), 8-20.

Mahmoudabadi, H., & Barzegar, E. (2009). Investigating the statistical distribution of financial ratios in companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Journals of Accounting Advances*, 57(3), 171-189 [In Persian].

Martikainen, T., Perttunen, J., Yli-Olli, P., & Gunasekaran, A. (1995). Financial ratio distribution irregularities: implications for ratio classification. *European Journal of Operational Research*, 80, 34-44.

McLeay, S. (1986). Student's t and the distribution of financial ratios. *Journal of Business Finance and Accounting*, 13(2), 209-222.

Mcleay, S., & Omar, A. (2000). The sensitivity of prediction models to the non-normality of bounded and unbounded financial ratios. *British Accounting Review*, 32, 213-230.

Mossman, C.E., Geoffrey G., Bell, L., Swartz, M., & Turtle, H. (1998). An empirical comparison of bankruptcy models. *The Financial Review*, 33(2), 35-52.

Ng, A.C., & Rezaee, Z. (2015). Business sustainability performance and cost of equity capital. *Journal of Corporate Finance*, 34, 128-149.

Pankoff, L.D., & Virgil, R.L. (1970). On The Usefullness of Financial Statement Information. *The Accounting Review*,45(2), 69-279.

O'Connor, M.C. (1973). On the usefulness of financial Ratios to investors in common Stock. *Accounting Review*, 50(8), 15-26.

Ouenniche, J., & Kaoru, T. (2017). An out-of-sample evaluation framework for DEA with application in bankruptcy prediction. *Annals of Operations Research*, 254, 235–50.

Samuels, J.M., Brayshaw, R.E., & Craner, J.M. (1995). *Financial statement analysis in europe*. Chapman, and Hall, London.

Sinkey, J.F. (1975). A multivariate statistical analysis of the characteristics of problem banks. *The Journal of Financel of Finance*, 30(1), 21-36.

So, J.C. (1987). Some empirical evidence on the outliers and the non-normal distribution of financial ratios. *Journal of Business Finance and Accounting*, 14(4), 483-496.

Sullivan, T.A., Warren, E., & Westbrook, J. (1998). Financial difficulties of small businesses and reasons for their failure. U.S. Small Business Administration, *Working Paper*.

Thomson, J.B. (1991). Predicting bank failure in 1980's. *In Economic Review*, second Qua.

Whittington, G. (1980). Some basic properties of accounting ratios. *Journal of Business Finance and Accounting*, 7(2), 219-232.

Woods, M., & Kevin, D. (2008). Financial risk management for management accountants, management accounting guideline. Toronto: The Society of Management Accountants of Canada (CMA Canada), Durham: The American Institute of Certified Public Accountants, Inc. (AICPA), London: The Chartered Institute of Management Accountants (CIMA), Available online: https://www.cimaglobal.com/Documents/ ImportedDocuments/cid_mag_financial_risk_jan09.pdf (accessed on 25 November 2019).

Zain, S. (1994). *Failure Prediction: An Artificial Intelligence Approach*, *Accountancy Development in Indonesia*. In Publication No.21. Jakarta: Tim Koordinasi Pengembangan Akuntansi.

Zaidi, B.I. (1997). The normality of financial ratios distribution: An empirical evidence of Malaysian firms. *Capital Markets Review*, 5(1), 35-51.