Financial Research Journal

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

Analyzing the Effect of Dividends on Default Probability According to Signaling and Agency Theories

Alireza Najjarpour
Ph. D Candidate, Department of Management, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran. E-mail: najjarpour@ase.ui.ac.ir

Saeed Fathi *
*Corresponding Author, Associate Prof., Department of Management, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran. E-mail: s.fathi@ase.ui.ac.ir

Ali Foroush Bastani
Assistant Prof., Department of Mathematics, Institute for Advanced Studies in Basic Sciences (IASBS), Zanjan, Iran. E-mail: bastani@iasbs.ac.ir

Abstract

Objective

The probability of default is one factor that determines the cost of capital due to its role in credit risk. Dividend as a sign of cash flow or as a sign of ownership of wealth is one of the factors affecting the probability of default. There are two theories of dividend signaling theory and agency theory regarding the effect of dividends on credit risk. The cash profit signaling theory expresses the management's confidence in the company's future cash flows and causes market participants to calculate the company's assets as high and the company's asset volatility as low, thus reducing information asymmetry, it causes the probability of default calculated by market decreases and there is a negative relationship between dividend and estimated default probability. Conversely, agency theory posits that cash dividends decrease the company's assets and increase the debt ratio, and this increases the risk of debtholders and the acquisition of their wealth by shareholders, and the conflict of interests between shareholders and debtholders. Therefore, it causes a positive relationship between dividends and estimated default probability. This article aims to examine the relationship between dividends and the probability of default, exploring its alignment with both dividends signaling theory and agency theory.

Methods
In this article, Geske's method, which is an extension of Merton's method, is used to calculate the probability of default. Subsequently, an unbalanced nonlinear regression is applied to investigate the quadratic relationship between cash interest and the probability of default during the years 2001-2021. The statistical population comprises companies listed on the Tehran Stock Exchange and the Iran Farabourse, with the exclusion of financial companies, those with more than six months of consecutive trading suspension, and those that have experienced trading suspension for more than twenty percent of their market lifespan. Ultimately, 462 companies meet these criteria and are included in the study.

Results
The findings suggest a quadratic U-shaped nonlinear relationship between dividends and the probability of default. Initially, as dividends increase, the probability of default decreases with a diminishing slope. However, beyond a certain threshold of dividend increase, the probability of default starts to rise with an increasing slope.

Conclusion
According to the theory of dividend signaling, as dividends increase up to a certain threshold, the company's future earnings outlook is positively evaluated. The market, in turn, assesses the company's assets at a higher value with lower asset volatility. This positive assessment, attributed to the reduction of information asymmetry, leads to a decrease in the market's estimated probability of default. Once the dividend surpasses this threshold, it becomes advantageous for shareholders. This is due to a reduction in the company's assets, an elevation in the debt ratio, an increased risk for debtholders, and the potential transfer of the company's assets, ultimately leading to the appropriation of wealth from debtholders by shareholders. Therefore, the probability of default increases, which is in accordance with the empirical findings of the quadratic U-shaped relationship between dividend and the probability of default.

Keywords: Agency conflict, Credit risk, Dividend signaling, Probability of default.

Citation: Najjarpour, Alireza; Fathi, Saeed & Foroush Bastani, Ali (2024). Analyzing the Effect of Dividends on Default Probability According to Signaling and Agency Theories. *Financial Research Journal*, 26(1), 26-53. https://doi.org/10.22059/FRJ.2023.352275.1007419 (*in Persian*)

Financial Research Journal, 2024, Vol. 26, No.1, pp. 26-53
Published by University of Tehran, Faculty of Management
https://doi.org/10.22059/FRJ.2023.352275.1007419
Article Type: Research Paper
© Authors
Received: December 09, 2022
Received in revised form: February 18, 2023
Accepted: April 08, 2023
Published online: April 13, 2024

شاپا چاپی: ۸۱۵۳-۱۰۲۴
شاپا الکترونیکی: ۵۳۷۷-۲۴۲۳
تحقیقات مالی

تحلیل تأثیر سود نقدی بر احتمال نکول مطابق با نظریه علامت‌دهی و نمایندگی

علیرضا نجارپور
دانشجوی دکتری، گروه مدیریت، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران. رایانامه: najjarpour@ase.ui.ac.ir

سعید فتحی *
* نویسنده مسئول، دانشیار، گروه مدیریت، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران. رایانامه: s.fathi@ase.ui.ac.ir

علی فروش باستانی
استادیار، گروه ریاضیات مالی، دانشگاه تحصیلات تکمیلی علوم پایه زنجان، زنجان، ایران. رایانامه: bastani@iasbs.ac.ir

چکیده

هدف: احتمال نکول به‌خاطر نقشی که در ریسک اعتباری دارد، از عوامل تعیین‌کننده هزینه سرمایه است. سود نقدی به‌عنوان علامت جریان نقدی یا نشانه تصاحب ثروت، یکی از عوامل مؤثر بر احتمال نکول است. در خصوص تأثیر سود نقدی بر ریسک اعتباری، دو نظریه علامت‌دهی سود نقدی و نظریه نمایندگی وجود دارد. نظریه علامت‌دهی سود نقدی، بیانگر اطمینان مدیریت از جریان‌های نقدی آتی شرکت است و باعث می‌شود که فعالان بازار، ارزش دارایی‌های شرکت را بیشتر و نوسان دارایی‌های شرکت را کمتر برآورد کنند؛ بنابراین با کاهش‌عدم تقارن اطلاعاتی، باعث می‌شود که احتمال نکول برآوردی بازار کاهش یابد و بین سود نقدی و احتمال نکول برآوردی، ارتباط منفی ایجاد شود. از طرفی دیگر، نظریه نمایندگی بیانگر این موضوع است که سود نقدی باعث می‌شود که دارایی‌های شرکت کاهش و نسبت بدهی افزایش یابد و این موضوع، افزایش ریسک صاحبان بدهی و تصاحب ثروت آن‌ها توسط سهامداران را در پی دارد و تضاد منافع بین سهامداران و صاحبان بدهی را تشدید می‌کند. به همین خاطر باعث می‌شود که بین سود نقدی و احتمال نکول برآوردی ارتباط مثبتی ایجاد شود. هدف این مقاله بررسی رابطه بین سود نقدی و احتمال نکول و تطابق آن با نظریه علامت‌دهی سود نقدی و نظریه نمایندگی است.

روش: در این مقاله برای محاسبه احتمال نکول، از مدل توسعه‌یافته روش مرتون، یعنی روش گسک استفاده شده است؛ سپس با استفاده از رگرسیون غیرخطی نامتوازن، رابطه درجه دوم بین سود نقدی و احتمال نکول در سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۴۰۰ بررسی شده است. جامعه آماری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران است که از بین آن‌ها شرکت‌های مالی، شرکت‌هایی با بیش از شش ماه توقف معاملاتی و شرکت‌هایی که بیش از ۲۰درصد از عمر خود در بازار را وقفه معاملاتی داشته‌اند، حذف شده‌اند و در نهایت ۴۶۲ شرکت باقی مانده است.

یافته‌ها: یافته‌ها حاکی از آن است که سود نقدی و احتمال نکول، رابطه غیرخطی درجه دوم یو (U) شکل دارند؛ به این صورت که ابتدا با افزایش سود نقدی، احتمال نکول با شیب کاهشی، کاهش یافته و با بیشتر شدن سود نقدی از یک آستانه، احتمال نکول با شیب افزایشی، افزایش می‌یابد.

نتیجه‌گیری: مطابق نظریه علامت‌دهی سود نقدی، با افزایش سود نقدی تا آستانه‌ای مشخص، چشم‌انداز درآمدهای آتی شرکت مثبت ارزیابی می‌شود و بازار ارزش دارایی‌های شرکت را بیشتر و نوسان دارایی‌ها را کمتر برآورد می‌کند و به‌دلیل کاهش‌عدم تقارن اطلاعاتی احتمال نکول برآوردی بازار کاهش می‌یابد و هرچه سود نقدی از آن آستانه فراتر رود، به‌مثابه کاهش دارایی‌های شرکت، افزایش نسبت

بدهی و افزایش ریسک صاحبان بدهی است و خارج کردن دارایی‌های شرکت و تصاحب ثروت صاحبان بدهی به نفع سهامداران خواهد بود و احتمال نکول افزایش می‌یابد که مطابق با یافته‌های تجربی مبنی بر رابطه درجه دوم U شکل بین سود نقدی و احتمال نکول است.

کلیدواژه‌ها: احتمال نکول، تضاد نمایندگی، ریسک اعتباری، علامت‌دهی سود نقدی.

استناد: نجارپور، علیرضا؛ فتحی، سعید و فروش باستانی، علی (۱۴۰۳). تحلیل تأثیر سود نقدی بر احتمال نکول مطابق با نظریه علامت‌دهی و نمایندگی. *تحقیقات مالی*، ۲۶(۱)، ۲۶- ۵۳.

تحقیقات مالی، ۱۴۰۳، دوره ۲۶، شماره ۱، صص. ۲۶- ۵۳.
ناشر: دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران
نوع مقاله: علمی پژوهشی
© نویسندگان
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۹/۱۸
تاریخ ویرایش: ۱۴۰۱/۱۱/۲۹
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۱/۱۹
تاریخ انتشار: ۱۴۰۳/۰۱/۲۵
doi: https://doi.org/10.22059/FRJ.2023.352275.1007419

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

مقدمه

یکی از چالش‌هایی که امروزه بازار سرمایه با آن مواجه است، مسئلهٔ تأمین مالی از طریق بدهی است. با بزرگ‌تر شدن این بازار، نیاز به تحلیل عوامل تأثیرگذار بر ریسک و ارزیابی آن‌ها در نحوهٔ قیمت‌گذاری این اوراق بیشتر خواهد شد. یکی از عوامل مالی شرکتی که بر رتبهٔ اعتباری و ریسک نکول شرکت‌ها تأثیر گذار است، سود نقدی است. در رابطه با قضاوت صاحبان بدهی به سود نقدی، دو دیدگاه وجود دارد. در یک دیدگاه، پرداخت سود نقدی بالا، نشانهٔ اطمینان مدیریت از جریان نقدی آیندهٔ شرکت است. در این صورت، زمانی که صاحبان بدهی، شرکتی را می‌بینند که سود نقدی بالایی پرداخت می‌کند، ریسک اعتباری را کمتر تخمین می‌زنند و نرخ بهرهٔ کمتری مطالبه می‌کنند (باتاچاریا[1]، ۱۹۷۹). در دیدگاه دیگر، پرداخت سود نقدی نشانه‌ای بر کاهش دارایی‌ها به‌دلیل خروج وجه نقد است و احتمال عدم کفایت دارایی و در نتیجه احتمال نکول شرکت را افزایش می‌دهد؛ زیرا هر یک دلاری که به‌عنوان سود نقدی پرداخت می‌شود، همان پولی است که در هنگام بحران نقدینگی برای پرداخت به صاحبان بدهی در دسترس نخواهد بود و طبق نظریهٔ نمایندگی، توزیع وجه نقد به‌صورت سود نقدی، باعث انتقال ثروت از صاحبان بدهی به سهامداران می‌شود (بلک[2]، ۱۹۷۶). به میزانی که صاحبان بدهی پرداخت سود نقدی را ریسکی ببینند، نرخ بالاتری روی اوراق بدهی شرکت‌های با سود نقدی بالاتر طلب می‌کنند که این باعث ارتباط مثبت بین سود نقدی و احتمال نکول می‌شود (هاندجینیکولا و کالای[3]، ۱۹۸۴). طبق این نظریه که توسط مطالعات تجربی نیز حمایت شده است، شرکت‌ها با پرداخت سود نقدی بالا، علامتی از آیندهٔ درخشان جریان‌های نقدی و رشد سودبلندمدت شرکت به بازار مخابره می‌کنند. صاحبان بدهی علامت مثبت رشد سود و اثرهای بلندمدت آن را شناسایی و ریسک اعتباری را کم ارزیابی می‌کنند؛ یعنی احتمال کمتری برای نکول تعهدهای شرکت در اوراق بدهی قائل‌اند. تضاد منافع معمولاً زمانی به‌وجود می‌آید که دو گروه با منافع متفاوت، در دارایی مشخصی سرمایه‌گذاری می‌کنند.

جنسن و مکلینگ[4] (۱۹۷۶) و میرز[5] (۱۹۷۷) نشان دادند که چگونه وجود بدهی زمانی که سهامداران انگیزه‌هایی متفاوت با صاحبان بدهی دارند، باعث ایجاد خطر اخلاقی خواهد شد. بلک (۱۹۷۶) توضیح داده است زمانی که شرکت مقداری زیادی وجه نقد بین سهامداران تقسیم می‌کند، تضاد منافع بین سهامداران و صاحبان بدهی به نفع سهامداران ختم می‌شود؛ یعنی به اندازهٔ ارزش فعلی نکول تعهدها در سررسید، از ثروت صاحبان بدهی به سهامداران منتقل می‌شود (اوگدن، جن و اوکانر[6]، ۲۰۰۳). بنابراین مطابق با مطالعات صورت‌گرفته به‌علت آنکه سود نقدی باعث می‌شود که وجه نقد، به‌عنوان یک دارایی جاری، از شرکت خارج شود، بین سهامداران و صاحبان بدهی، اثرهای تضاد منافع ایجاد می‌کند؛ زیرا باعث خروج وجه نقد و کوچک‌تر شدن شرکت می‌شود. با توجه به اینکه دو نظریه با اثرهای معکوس در خصوص

1. Bhattacharya
2. Black
3. Handjinicolaou & Kalay
4. Jensen & Meckling
5. Myers
6. Ogden, Jen & O'Connor

تأثیر سود نقدی بر ریسک اعتباری وجود دارد، در مطالعهٔ تجربی متور، سینگ، نژادملایری و جیراپورن[1] (۲۰۱۳) نتیجهٔ جالبی حاصل شد که رابطهٔ بین سود نقدی و شکاف اعتباری، پیچیده‌تر از یک رابطهٔ خطی است. در واقع یک رابطهٔ غیرخطی درجهٔ دو بین سود نقدی و شکاف اعتباری بر قرار است؛ به‌طوری که وقتی مقدار سود نقدی کم است، صاحبان بدهی سود نقدی را به‌عنوان رویداد و سیگنالی مثبت در رابطهٔ چشم‌انداز شرکت تلقی می‌کنند و تا وقتی که مقدار سود نقدی به مقدار مشخص برسد، رابطهٔ بین سود نقدی و شکاف اعتباری منفی است. در سطوح سود نقدی بالا، صاحبان بدهی با جریان نقدی خروجی بالایی مواجه می‌شوند و نرخ بازده بیشتری طلب می‌کنند و رابطهٔ بین سود نقدی و شکاف اعتباری مثبت می‌شود؛ بنابراین زمانی که سود نقدی از یک حد مشخصی بالاتر رود، نگرانی صاحبان بدهی از تصاحب ثروت توسط سهامداران ناشی از تضاد منافع تشدید می‌شود (متور و همکاران، ۲۰۱۳). مطالعهٔ دیگر در این حوزه مربوط به وی، ترونگ و دوو[2] (۲۰۲۰) است. انگیزهٔ محققان پژوهش این بوده است که از بین اجزای شکاف اعتباری (احتمال نکول، ریسک نقدشوندگی، مالیات، پرش‌های قیمتی و عوامل بازاری) کانال تأثیر سود نقدی بر شکاف اعتباری را تفکیک کند. در مطالعات پیشین (متور و همکاران، ۲۰۱۳) که به رابطهٔ غیرخطی درجهٔ دو بین سود نقدی و ریسک اعتباری اشاره شده است، نمایندهٔ ریسک اعتباری شکاف اعتباری است که حاصل اختلاف بین نرخ اوراق شرکتی و نرخ اوراق بدون ریسک دولتی است. دلیاندیس و گسک[3] (۲۰۰۱) مؤلفه‌های شکاف اعتباری را شامل احتمال نکول، نقدشوندگی، مالیات، پرش‌های قیمتی و سایر عوامل بازاری می‌دانند. آنچه این پژوهش به ادبیات ریسک اعتباری اضافه می‌کند، تحلیل این مسئله است که آیا تأثیر سود نقدی بر شکاف اعتباری از کانال احتمال نکول محقق می‌شود یا خیر؟ بر این اساس، سؤال پژوهش این است که آیا سود نقدی بر احتمال نکول تأثیر دارد؟ بنابراین در این مقاله با تمرکز بر احتمال نکول، به‌عنوان یکی از عوامل تشکیل‌دهندهٔ شکاف اعتباری، تنها رابطهٔ غیرخطی بین احتمال نکول و سود نقدی بررسی شده است و فرضیه‌های علامت‌دهی سود نقدی و نظریهٔ نمایندگی در احتمال نکول آزمون شده است. تشخیص کانال تأثیر سود نقدی بر شکاف اعتباری، از طریق سایر مؤلفه‌های آن به پژوهشگران آتی پیشنهاد شده است. فرضیهٔ این پژوهش بدین صورت است که سود نقدی با احتمال نکول، رابطهٔ غیرخطی درجهٔ دوم یو شکل دارد، بدین صورت که با افزایش سود نقدی، ابتدا احتمال نکول کاهش یافته و نظریه علامت‌دهی صادق است و پس از بیشتر شدن سود نقدی از یک آستانهٔ مشخص، احتمال نکول افزایش یافته و نظریهٔ نمایندگی صادق است.

آنچه این پژوهش به ادبیات ریسک اعتباری اضافه می‌کند، تحلیل این مسئله است که آیا تأثیر سود نقدی بر شکاف اعتباری از کانال احتمال نکول محقق می‌شود یا خیر؟ بر این اساس سؤال پژوهش این است که آیا سود نقدی بر احتمال نکول تأثیر دارد؟ بنابراین در این مقاله با تمرکز بر احتمال نکول، به‌عنوان یکی از عوامل تشکیل‌دهندهٔ شکاف اعتباری، تنها رابطهٔ غیرخطی بین احتمال نکول و سود نقدی بررسی شده است و فرضیه‌های علامت‌دهی سود نقدی و نظریهٔ نمایندگی در احتمال نکول آزمون شده است. فرضیهٔ این پژوهش به‌صورت زیر مطرح می‌شود.

1. Mathur, Singh, Nejadmalayeri & Jiraporn
2. Wei, Truong & Do
3. Delianedis & Geske

- سود نقدی با احتمال نکول رابطهٔ غیرخطی یو شکل دارد؛ به این صورت که با افزایش سود نقدی، ابتدا احتمال نکول کاهش یافته و پس از یک آستانهٔ مشخص، افزایش می‌یابد.

پیشینه پژوهش

هدف اصلی این مقاله بررسی تأثیر سود نقدی بر احتمال نکول مطابق با نظریه‌های علامت‌دهی و نمایندگی است. زیربنای نظریه علامت‌دهی سود نقدی، فرضیه محتوای اطلاعاتی سود نقدی است. این فرضیه توسط مودیلیانی و میلر[1] (۱۹۶۱) در پاسخ به انتقاد دوراند[2] (۱۹۵۹) به نظریهٔ سود نقدی بیان شد. محتوای اطلاعاتی سود نقدی به این مسئله اشاره دارد که سود نقدی، اطلاعاتی راجع به درآمدهای آتی و پتانسیل شرکت به بازار انتقال می‌دهد. با توجه به اهمیت فراوانی که بازار برای سود نقدی و تغییرات آن قائل است و با عنایت به واکنش شدید بازار به کاهش سود نقدی، شرکت‌ها با علامت سود نقدی، در عمل اطمینان خود به سودآوری و جریان‌های نقدی آتی شرکت را به‌گونه‌ای اثربخش به بازار مخابره می‌کنند (باتاچاریا، ۱۹۷۹؛ میلر و راک[3]، ۱۹۸۵؛ جان و ویلیامز[4]، ۱۹۸۵).

از آنجایی که جریان نقدی بیشتر، توانایی عمل به تعهدهای شرکت را افزایش می‌دهد، سود نقدی به‌عنوان سیگنال جریان نقدی می‌تواند علامت اعتباری از سمت مدیران شرکت به بازار محسوب شود. اگر این موضوع را به‌عنوان یک حقیقت بپذیریم، صاحبان بدهی شرکتی را که سود کمتری تقسیم می‌کند، به‌عنوان یک شرکت ریسکی تلقی کرده و نرخ بازده بیشتری روی اوراق آن طلب می‌کنند و به عبارتی بین شکاف اعتباری و سود نقدی رابطهٔ معکوس وجود دارد (متور و همکاران، ۲۰۱۳). از طرفی انتظار می‌رود که نرخ بازده مورد انتظار بالاتر ناشی از ریسک اعتباری، به کاهش قیمت اوراق بدهی منجر شود. هاندجینیکولا و کالای (۱۹۸۴) و وولدریج[5] (۱۹۸۳) شواهدی بیان کرده‌اند دال بر اینکه قیمت اوراق قرضهٔ شرکتی به افزایش سود نقدی واکنش نشان نداده، ولی به کاهش آن به‌طور منفی واکنش نشان داده است. این نتایج با نظریهٔ علامت‌دهی تطابق دارد که کاهش سود نقدی اطلاعاتی منفی از آیندهٔ شرکت به بازار مخابره می‌کند. مطالعات مربوط به این حوزه نشان می‌دهد که سودهای نقدی، علامتی از آیندهٔ شرکت به بازار نشان می‌دهد. علامت‌دهی با سود نقدی هزینه‌هایی از قبیل کاهش منابع مالی که نیاز به افزایش سرمایه (باتاچاریا، ۱۹۷۹) و مالیات بالا (جان و ویلیامز، ۱۹۸۵) دارد. این هزینه‌ها تعادلی ایجاد می‌کند به این صورت که شرکت‌های ضعیف تر نمی‌توانند با سود نقدی به بازار علامت بدهند. طبق این نظریه شرکت‌ها با پرداخت سود نقدی بالا، علامتی از آیندهٔ درخشان جریان‌های نقدی به بازار مخابره می‌کنند. صاحبان بدهی علامت مثبت را شناسایی و ریسک اعتباری شرکت را کم ارزیابی می‌کنند، به همین دلیل نرخ بازده مورد توقع آن‌ها کاهش و قیمت اوراق افزایش می‌یابد. به عبارتی این فرضیه، رابطهٔ منفی بین سود نقدی و نرخ بازده تا سررسید اوراق را پیش‌بینی می‌کند و چون نرخ بازده اوراق با احتمال نکول رابطهٔ مستقیم دارد،

1. Modigliani & Miller
2. Durand
3. Miller & Rock
4. John & Williams
5. Woolridge

احتمالاً این رابطه منفی بین سود نقدی و احتمال نکول نیز برقرار است. مطابق با مطالعه نی و یین[1] (۲۰۲۲) تغییرات سود سهام پرداختی و تغییرات جریان‌های نقدی شرکت در جهت مخالف تطابق دارد و این نشان از علامت‌دهی سود نقدی است. کاپلان و پرز کاوازوس[2] (۲۰۲۲) شواهدی را ارائه می‌کنند که نشان می‌دهد سود سهام، نشان‌دهندهٔ درآمدهای پایدار تولید شده توسط دارایی‌های موجود برای شرکت‌هایی با فرصت‌های سرمایه‌گذاری ضعیف است، همچنین سطوح سود سهام و هم تغییرات آن حاوی اطلاعات سود بیشتری در بین شرکت‌هایی با فرصت‌های سرمایه‌گذاری ضعیف‌ترند. زمانی که مجموع فرصت‌های سرمایه‌گذاری در اقتصاد کمتر است، تغییرات سود سهام اطلاعات بیشتری را آینده شرکت منتقل می‌کند. در مقابل، سود سهام رابطهٔ منفی بیشتری با مخارج سرمایه‌گذاری برای شرکت‌های رشدی دارد؛ زیرا سرمایه‌گذاری تأمین مالی برای آن شرکت‌ها اولویت بالاتری دارد.

طبق نظریهٔ نمایندگی، تضاد منافع معمولاً بین وکیل و موکل در پروژه‌های سرمایه‌گذاری ایجاد می‌شود که در مالی شرکتی می‌تواند مدیریت و سهام‌دار یا سهام‌دار و صاحبان بدهی شکل بگیرد (اوگدن و همکاران، ۲۰۰۳). اوگدن و همکاران (۲۰۰۳) روش‌های تصاحب ثروت صاحبان بدهی به نفع صاحبان سهام را شامل تقسیم سود، افزایش بدهی و افزایش ریسک عملیاتی یا ریسک سرمایه‌گذاری می‌داند. جنسن و مکلینگ (۱۹۷۶) و میرز (۱۹۷۷) نشان دادند که چگونه وجود بدهی زمانی که سهام‌داران انگیزه‌هایی متفاوت با صاحبان بدهی دارند، باعث ایجاد خطر اخلاقی خواهد شده است. بلک (۱۹۷۶) توضیح داده است زمانی که شرکت مقداری زیادی وجه نقد بین سهام‌داران تقسیم می‌کند بین سهام‌داران و صاحبان بدهی تضاد منافع به وجود می‌آید. سود نقدی باعث کاهش وجه نقد در دسترس شرکت برای ایفای تعهدات در پرداخت اصل یا بهره بدهی و در نتیجه احتمال یا ریسک نکول می‌شود. در شرایط واکنش منفی بازار سهام نسبت به کاهش سود نقدی و تمایل مدیران برای هموارسازی آن، بسیاری از شرکت‌ها ترجیح می‌دهند برای اجتناب از کاهش سود نقدی با استفاده از استقراض وجه لازم برای پرداخت آن را تأمین کنند که باعث تحقق هم‌زمان دو واقعه تقسیم سود و افزایش بدهی می‌شود که هر دو طبق اوگدن و همکاران (۲۰۰۳) ابزار تصاحب ثروت بدهی است. این تغییر به افزایش اهرم مالی، بالا رفتن ریسک اوراق بدهی، افزایش هزینهٔ بدهی و کاهش قیمت اوراق بدهی در بازار منجر می‌شود. در نتیجه از دیدگاه صاحبان بدهی افزایش سود نقدی عاملی منفی تلقی و باعث بالا رفتن نرخ بازده مورد انتظار بدهی برای شرکت‌ها با سود نقدی بالا می‌شود که نتیجه آن ارتباط مثبت بین سود نقدی و شکاف اعتباری است (متور و همکاران، ۲۰۱۳). پژوهش‌های تجربی متعددی وجود دارد که سیاست‌های تقسیم سود را در تضاد منافع بین سهام‌داران و صاحبان بدهی تجزیه‌وتحلیل کرده است. یک رویکرد واکنش بازار بدهی به اخبار سود نقدی است. جایارامن و شاستری[3] (۱۹۸۸) نشان دادند که قیمت اوراق بدهی به اخبار سود نقدی واکنش منفی نشان می‌دهد.

دیلون و جانسون[4] (۱۹۹۴) دریافتند که واکنش قیمت اوراق قرضه شرکتی به تغییرات بزرگ سود نقدی بر عکس

1. Nie & Yin
2. Kaplan & Perez-Cavazos
3. Jayaraman & Shastri
4. Dhillon & Johnson

واکنش قیمت سهام است. استوکامر[1] (۲۰۱۰) مشاهده کرده است که مدیران منافع سهام‌داران را نسبت به هزینه بدهی ترجیح می‌دهند. به‌طور مشخص استوکامر (۲۰۱۲) بحث می‌کند که شرکت‌ها اهرم خود را با افزایش سود نقدی بالا می‌برند. فلوید، لی و اسکنر[2] (۲۰۱۲) و آچاریا، گوجرال، کولکارنی و شین[3] (۲۰۱۱) نشان دادند که شرکت‌ها حتی در زمان مواجهه با بحران‌های مالی تمایلی به کاهش سود نقدی ندارند که این عدم تمایل باعث بالا رفتن هزینه بدهی آن‌ها می‌شود. هرسوگوندو، گوزلی و هندریانی[4] (۲۰۲۱) نشان داده‌اند که سود سهام تأثیر منفی بر سطح سرمایه‌گذاری شرکت دارد بدین صورت که سود سهام باعث افزایش اهرم مالی شده و می‌تواند ریسک سرمایه‌گذاری را به صاحبان بدهی منتقل کند و باعث تضاد نمایندگی شود. حسین و اکبر[5] (۲۰۲۲) به بررسی رابطه بین سیاست تقسیم سود و مدیریت سود با در نظر گرفتن صریح نقش تضاد نمایندگی و محدودیت‌های تأمین مالی می‌پردازند. یافته‌های برجسته آن‌ها بدین شرح است: ۱. به‌طور کلی، پرداخت سود سهام مشارکت مدیران را در شیوه‌های مدیریت سود محدود می‌کند؛ ۲. شرکت‌هایی با پرداخت سود بیشتر، نسبت به شرکت‌هایی با پرداخت سود کمتر، مشارکت کمتری در مدیریت سود دارند؛ ۳. پرداخت سود سهام شرکت‌هایی که دارای محدودیت مالی نیستند، رفتار فرصت‌طلبانه مدیران را نسبت به شیوه‌های مدیریت سود کاهش می‌دهد و برعکس.

مطالعهٔ وانگ، وانگ، یانگ و چنگ[6] (۲۰۲۲) تقسیم سود و اثرهای انتقال ثروت آن بر بازده اوراق قرضه را مستند کرده است که نشان می‌دهد شرکت‌ها با تقسیم سود بیشتر نسبت به شرکت‌ها با تقسیم سود کمتر، بازده اوراق قرضه بیشتری را نشان می‌دهد. تجزیه‌وتحلیل بیشتر نشان می‌دهد که دارندگان اوراق قرضه، زمانی که تضمین‌های دیگر ارائه نمی‌شود، توجه بیشتری به اثرهای انتقال ثروت دارند.

در مطالعهٔ متور و همکاران (۲۰۱۳) بینش صاحبان بدهی به سود نقدی به‌صورت تجربی بررسی شده است. در این مطالعه، تأثیر سود نقدی بر شکاف اعتباری بررسی شده است. نتایج حاکی است واکنش صاحبان بدهی نسبت به سود نقدی در نرخ بازده تا سررسید اوراق نمود می‌یابد. در این مطالعه رابطهٔ غیرخطی بین شکاف اعتباری و سود نقدی تجزیه‌وتحلیل شده است. نتیجه به این صورت گزارش شده است که صاحبان بدهی سود نقدی را برای قیمت‌گذاری اوراق قرضه مورد توجه قرار می‌دهند. طبق نظریهٔ علامت‌دهی صاحبان بدهی سود نقدی بالا را به‌عنوان علامتی مثبت از عملکرد شرکت تلقی و نرخ بازده کمتری طلب می‌کنند. در مقابل طبق نظریهٔ نمایندگی، سود نقدی انتقال ثروت از صاحبان بدهی، به‌سمت سهام‌داران شرکت است و تقسیم سود بالا را عاملی منفی در قیمت‌گذاری اوراق بدهی تلقی می‌کند. نتایج مطالعهٔ متو و همکاران (۲۰۱۳) هر دو نظریه را در رنج‌های مختلفی از سود نقدی تأیید می‌کند. به‌طور کاربردی در سطوح پایین سود نقدی صاحبان بدهی سود نقدی را به‌عنوان علامتی مثبت و تأییدی بر جریان‌های نقدی آتی مناسب شرکت تلقی و نرخ بازده کمتری طلب می‌کنند. زمانی که سود نقدی از یک حد مشخصی بالاتر رود،

1. Stockamer
2. Floyd, Li & Skinner
3. Acharya, Gujral, Kulkarni & Shin
4. Hersugondo, Ghozali & Handriani
5. Hussain & Akbar
6. Wang, Wang, Yang & Cheng

صاحبان بدهی با احساس تضاد منافع و احتمال انتقال ثروت به سهام‌داران، این موضوع را به‌صورت علامت منفی تلقی کرده و نرخ بازده بیشتری طلب می‌کنند.

در مطالعهٔ وی و همکاران (۲۰۲۰) به‌طور تجربی واکنش قیمت اوراق قرضه به تغییرات غیر قابل انتظار سود نقدی نشان داده است. ایشان هر دو نظریهٔ علامت‌دهی و انتقال ثروت را در نظر گرفتند و نشان دادند که این دو اثر، به‌طور هم‌زمان متناسب با میزان ریسک وجود دارند. آن‌ها در این مطالعه نشان می‌دهند که سود نقدی بر جریان‌های نقدی آتی اوراق با کیفیت تأثیری ندارد. در مقابل نتایج نشان می‌دهد که فرضیهٔ علامت‌دهی برای اوراق با ریسک متوسط و بالا صادق است. اوراق ریسکی‌تر پتانسیل بیشتری برای انتقال ثروت دارند؛ زیرا سود نقدی بالا می‌تواند سطح وجه نقد شرکت را پایین آورده و در ایفای تعهدات بدهی دچار مشکل شود (وی و همکاران، ۲۰۲۰). شان، وو و ژنگ[1] (۲۰۲۲) تأثیر سود سهام بیش از حد پرداخت شده بر ریسک سقوط قیمت سهام را بررسی کرده است. نتایج تجربی این مطالعه نشان می‌دهد که سود سهام بیش از حد پرداخت شده، به‌طور مثبت با احتمال ریسک سقوط قیمت سهام در آینده مرتبط است. نتایج همچنین نشان می‌دهد که حاکمیت شرکتی با کیفیت بالا و پوشش تحلیلگر مالی می‌تواند اثر مثبت سود سهام پرداختی را بر ریسک سقوط تعدیل کند. علاوه بر این، سودهای مستمر اضافه پرداخت شده و شرکت‌های دولتی با سود سهام بیش از حد پرداخت شده، تأثیر قوی تری بر ریسک سقوط دارند (شان و همکاران، ۲۰۲۲).

مطابق با مطالعهٔ دلیاندیس و گسک (۲۰۰۱) اجزای شکاف اعتباری عبارت‌اند از: احتمال نکول، نقدشوندگی، مالیات، پرش‌های قیمتی، نرخ بهره و سایر عوامل بازاری. احتمال نکول یکی از پارامترهای مهم تعیین ریسک اعتباری شرکت در عمل به تعهدهاست.

در مطالعات گذشته به ارتباط بین سودنقدی و شکاف اعتباری پرداخته شده است؛ اما با توجه به دلیاندیس و گسک (۲۰۰۱) شکاف اعتباری اجزای چندگانه‌ای دارد، نقش این اجزا در ارتباط بین سود نقدی و احتمال نکول تبیین نشده است. در مقالهٔ حاضر به پیروی از مطالعه متور و همکاران (۲۰۱۳) که رابطهٔ غیرخطی بین شکاف اعتباری و سود نقدی را تأیید کرده است، تأثیر غیرخطی سود نقدی بر احتمال نکول، به‌عنوان یکی از اجزای شکاف اعتباری بررسی شده است که مشخص شود آیا تأثیر سود نقدی بر شکاف اعتباری از کانال احتمال نکول صورت می‌گیرد یا خیر.

روش‌های محاسبهٔ ریسک اعتباری به دو دسته روش‌های مبتنی بر داده‌های حسابداری و روش‌های مبتنی بر داده‌های بازاری تقسیم‌بندی می‌شود. در این مطالعه به‌دلیل اینکه هدف بررسی واکنش سریع بازار نسبت به سود نقدی با رویکرد نظریهٔ علامت‌دهی و نمایندگی است، از روش‌های مبتنی بر داده‌های بازاری استفاده شده است؛ زیرا داده‌های حسابداری تحت واکنش صاحبان منابع مالی با تأخیر تعدیل می‌شوند. روش‌های مبتنی بر داده‌های بازاری، به دو دسته الگوهای با فرم کاهش یافته و الگوهای ساختاری تقسیم‌بندی می‌شود. به‌دلیل آنکه الگوهای با فرم کاهش یافته، از داده‌های ترازنامه‌ای استفاده نکرده‌اند و تفسیر اقتصادی ضعیفی از رویداد نکول ارائه داده‌اند (آلام و همکاران، ۲۰۱۰)، در این مطالعه از الگوهای ساختاری جهت محاسبه احتمال نکول استفاده شده است.

1. Shan, Wu & Zhang

ادبیات موضوع حاکم بر الگوهای ساختاری با شروع از الگوی مرتون[1] (۱۹۷۴) ساختاری قوی را تا به امروز تشکیل داده است. مقالات بسیاری مانند گسک[2] (۱۹۷۷) در رابطه با این موضوع برای تلاش در جهت ارتقای عملکرد الگوی اولیه و حل محدودیت‌های آن نوشته شده است. الگوی مرتون (۱۹۷۴) اولین الگوی ساختاری در ادبیات است که به‌عنوان زیربنای سایر الگوهای ساختاری شناخته می‌شود و از نظریهٔ قیمت‌گذاری بلک شولز[3] و مرتون برای ارزش‌گذاری بدهی شرکت‌ها استفاده کرده است. مطابق با الگوی مرتون، همهٔ اوراق بهادار شرکت را می‌توان به‌صورت یک ادعای مشروط روی دارایی‌ها تلقی کرد. این الگو فرض می‌کند، زمانی که ارزش دارایی‌های شرکت در سررسید بدهی کمتر از ارزش بدهی‌های آن شود، شرکت دچار نکول می‌شود و شرایطی را پدید می‌آورد که سهام‌داران انگیزه‌ای برای پرداخت بدهی نداشته و حقوق خود را به صاحبان بدهی واگذار می‌کنند؛ به‌طوری که ارزش سهام یک اختیار خرید روی دارایی‌های شرکت است. دلیل پشت این استدلال، این است که صاحبان سهام مدعیان باقی مانده دارایی‌های شرکت پس از سایر تعهدها هستند. در سررسید بدهی، ارزشی که توسط صاحبان سهام دریافت می‌شود اختلاف بین ارزش دارایی‌های شرکت و ارزش بدهی است که با $V-K$ نشان داده می‌شود. در این عبارت V نشان‌دهندهٔ ارزش دارایی‌های شرکت و K ارزش اسمی بدهی‌هاست. اگر K بزرگ‌تر از V باشد، سهام‌داران اختیار خود را اعمال نمی‌کنند و حقوق خود در شرکت را به صاحبان بدهی واگذار می‌کنند. در این حالت K نمایانگر قیمت اعمال اختیار خرید است. از طرف دیگر، اگر ارزش دارایی‌ها از ارزش بدهی‌ها بیشتر باشد، پرداختی به صاحبان بدهی برابر با K خواهد بود که برابر با ارزش اسمی بدهی‌هاست، در غیر این صورت که ارزش دارایی‌ها کمتر از ارزش اسمی بدهی‌ها باشد، دریافتی صاحبان بدهی برابر با V خواهد بود. در الگوی مرتون (۱۹۷۴)، ساختار بدهی شرکت، به یک ورقه قرضه بدون کوپن محدود است. گسک (۱۹۷۷) رویکرد اختیار معامله‌های ترکیبی را برای قیمت‌گذاری اوراق با کوپن مطرح کرد. این ایده در راستای توسعهٔ توانایی الگو برای ساختارهای سرمایه پیچیده مانند بدهی‌های بلندمدت و کوتاهمدت؛ بدهی با کوپن، بدهی‌های تبعی و... طرح شده است. به همین دلیل، در این مطالعه، برای محاسبهٔ احتمال نکول از الگوی گسگ (۱۹۷۷) استفاده شده است.

الگوی گسک (۱۹۷۷) با استفاده از چارچوب الگوی مرتون (۱۹۷۴)، الگوی قیمت‌گذاری شولز و بلک[4] (۱۹۷۳) را به این صورت تعمیم داده است که اگر سهام یک اختیار معامله روی دارایی‌های شرکت باشد، سپس اختیاری روی یک سهام، یک اختیار روی اختیار و یا یک اختیار ترکیبی[5] تلقی می‌شود. گسک (۱۹۷۷) همچنین الگوی سادهٔ مرتون را گسترش داد، الگویی که قسمت بدهی‌های شرکت را یک ورقه قرضهٔ ساده بدون کوپن یک‌ساله در نظر می‌گرفت و آن را برای بدهی‌های دارای کوپن، بدهی‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت و سایر بدهی‌ها و تعهدات گسترش داد.

1. Merton
2. Geske
3. Scholes
4. Scholes & Black
5. Compound Option

روش‌شناسی پژوهش

مطابق دلیاندیس و گسک (۲۰۰۱)، یکی از عوامل تأثیرگذار بر شکاف اعتباری احتمال نکول است و از طرفی، طبق فرضیهٔ منطقی مسئلهٔ پژوهش سود نقدی بر احتمال نکول دارای رابطهٔ غیرخطی درجهٔ دوم است؛ به این صورت که احتمال نکول با افزایش سود نقدی ابتدا کاهش و سپس (با عبور از یک آستانه معین) افزایش می‌یابد. به عبارتی در مقادیر اولیهٔ رشد سود نقدی نظریهٔ علامت‌دهی سود نقدی و در مقادیر بالاتر آن نظریه نمایندگی صادق است. نمونهٔ آماری، کلیهٔ شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار است که از سال ۱۳۸۰ تا ۱۴۰۰ در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران سهام آن‌ها معامله شده باشد. شایان ذکر است که صنعت بانک، بیمه، لیزینگ و سرمایه‌گذاری به‌علت متفاوت بودن ماهیت کسب‌وکار و نمادهایی که حتی یک بار در طول دورهٔ مطالعه، بیش از ۶ ماه توقف معاملاتی متوالی داشته‌اند یا بیش از ۲۰ درصد داده قیمتی در طول عمر ورود آن‌ها به بورس اوراق بهادار در دسترس نباشد یا اطلاعات کامل و یادداشت‌های صورت‌های مالی سالیانه آن‌ها در دسترس نباشد، حذف شده‌اند. نهایت ۴۲۶ شرکت باقی مانده مورد بررسی قرار گرفته است.

همان طور که در مقدمه و مبانی نظری اشاره شد، در مطالعه متور و همکاران (۲۰۱۳) اثر غیرخطی سود نقدی بر شکاف اعتباری بررسی شده است. دلیاندیس و گسک (۲۰۰۱) مطرح کردند که شکاف اعتباری شامل احتمال نکول، نقدشوندگی، مالیات، پرش قیمتی و سایر عوامل بازاری است. با توجه به آنکه سود نقدی به‌عنوان یکی از سیاست‌های مالی شرکتی که مدیران می‌توانند نسبت به آن تصمیم‌گیری کنند، در این مقاله مورد توجه قرار گرفته است. بنابراین در نوآوری مقاله حاضر، استفاده از احتمال نکول به جای شکاف اعتباری است تا مشخص شود این تأثیر از مسیر احتمال نکول محقق می‌شود یا از مسیر سایر اجزای شکاف اعتباری (نقدشوندگی، مالیات، پرش قیمتی و سایر عوامل بازاری) که توسط دلیاندیس و گسک (۲۰۰۱) پیشنهاد شده است و تأثیر سود نقدی بر سایر مؤلفه‌های تشکیل‌دهندهٔ شکاف اعتباری به پژوهش‌های آینده پیشنهاد می‌شود. الگوی رگرسیونی به پیروی از متور و همکاران (۲۰۱۳) به‌صورت رابطهٔ ۱ است که در آن، احتمال نکول جایگزین شکاف اعتباری به‌عنوان متغیر وابسته شده است.

$$PD_{(Total)i,t} = \alpha_0 + \eta_1 DIV_{i,t} + \eta_2 DIV_{i,t}^2 + \beta_1 TBIL_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 MB_{i,t} + \beta_4 PROFIT_{i,t} + \beta_5 LTDB_{i,t} + \beta_6 ZSCORE_{i,t} + \beta_8 FA_{i,t} + +\varepsilon_{i,t}$$

رابطهٔ ۱)

که در آن $PD_{(Total)}$ احتمال نکول کل است و مطابق با گسک (۱۹۷۷)، مانند رابطهٔ ۲ اندازه‌گیری شده است. برای محاسبهٔ احتمال نکول مطابق با الگوی گسک (۱۹۷۷) احتمال نکول بلندمدت، احتمال کوتاه‌مدت و احتمال نکول کل به‌صورت رابطه‌های ۲، ۳ و ۴ محاسبه می‌شود.

$$PD_{Total} = 1 - N_2(K_1, K_2, \rho)$$

رابطهٔ ۲)

$$PD_{Short(T_1)} = 1 - N(K_1)$$

رابطهٔ ۳)

$$PD_{Long(T_2)} = 1 - \frac{N_2(K_1, K_2, \rho)}{N(K_1)}$$ رابطهٔ ۴)

در استخراج روابط بالا، ابتدا گسک (۱۹۷۷) سعی در تخمین ارزش بازاری دارایی، نوسان‌های بازده بازاری دارایی و ارزش بازاری دارایی در زمان سررسید بدهی‌های کوتاه‌مدت یک دستگاه سه معادله پیشنهاد می‌دهد و سپس دلیاندیس و گسک (۲۰۰۳) دستگاه مذکور را به‌صورت عددی حل می‌کنند. طبق گسک (۱۹۷۷) فرض کنید شرکت دارای دو نوع بدهی کوتاه‌مدت و بلندمدت باشد، ارزش اسمی بدهی بلندمدت M_2 باشد که در زمان T_2 سررسید می‌شود، ارزش اسمی بدهی کوتاه‌مدت برابر با M_1 بوده که در زمان T_1 سررسید می‌شود و $T_2 \geq T_1$ است. بنابراین اگر سهام شرکت، به‌مثابهٔ اختیار معامله ترکیبی در نظر گرفته شود که اختیار اول روی دارایی‌های شرکت با قیمت توافقی M_1 و اختیار دوم، اختیار معامله‌ای روی اختیار معامله اول با قیمت توافقی M_2 باشد، ارزش سهام شرکت در لحظه صفر به‌صورت رابطهٔ ۵ محاسبه می‌شود (گسک، ۱۹۷۹).

$$S = V_A N_2\left(K_1 + \sigma_{VA}\sqrt{T_1}\,, K_2 + \sigma_{VA}\sqrt{T_2}; \rho\right) - M_2 e^{-r_f T_2} N_2(K_1, K_2; \rho) - M_1 e^{-r_f T_1} N(K_1)$$ رابطهٔ ۵)

که در آن، S نشان‌دهندهٔ ارزش بازار سهام شرکت و V_A و σ_{VA} به‌ترتیب ارزش بازار دارایی و انحراف معیار بازده دارایی‌هاست که غیرقابل مشاهده است و باید تخمین زده شود. M_1 برابر با بدهی‌های جاری و M_2 برابر با بدهی‌های غیرجاری ثبت شده در ترازنامه است. T_1 زمان سررسید بدهی‌های کوتاه‌مدت، T_2 زمان سررسید بدهی‌های بلندمدت یا زمانی است که شرکت نقد می‌شود، r_f نرخ بهره بدون ریسک کوتاه‌مدت، $N(.)$ تابع چگالی نرمال تک متغیره و $N_2(.)$ تابع چگالی نرمال دو متغیره با ضریب هم‌بستگی ρ است که به‌صورت رابطهٔ ۶ محاسبه می‌شود.

$$\rho = \sqrt{\frac{T_1}{T_2}}$$ رابطهٔ ۶)

متغیرهای K_1 و K_2 نیز به‌صورت رابطه‌های ۷ و ۸ محاسبه می‌شود.

$$K_1 = \frac{\ln\left(\frac{V_A}{\overline{V_{T_1}}}\right) + \left(r_f - 0.5{\sigma_{V_A}}^2\right)T_1}{\sigma_{V_A}\sqrt{T_1}}$$ رابطهٔ ۷)

$$K_2 = \frac{\ln\left(\frac{V_A}{M_2}\right) + \left(r_f - 0.5{\sigma_{V_A}}^2\right)T_2}{\sigma_{V_A}\sqrt{T_2}}$$ رابطهٔ ۸)

که درآن $\overline{V_{T_1}}$ برابر با یک مقدار بحرانی از ارزش دارایی‌های شرکت در زمان سررسید بدهی‌های کوتاه‌مدت است که اگر ارزش شرکت در آن زمان، بیش از آن باشد، شرکت نکول نخواهد کرد و در صورتی که کمتر باشد، نکول خواهد

کرد. اگر در زمان T_1 ارزش بازار دارایی‌های شرکت که با V_{T_1} نشان داده می‌شود، بزرگ‌تر از ارزش اسمی بدهی کوتاه‌مدت (M_1) به‌علاوهٔ ارزش بازار بدهی‌های بلندمدت در زمان T_1 $\left(B_{2T_1}\right)$ باشد، شرکت ورشکست نمی‌شود و می‌تواند دوباره تأمین مالی کند. این بدین معناست که ارزش سهام در زمان T_1 بعد از پرداخت بدهی کوتاه‌مدت M_1 مثبت است. بنابراین یک ارزش بحرانی برای دارایی‌های شرکت در زمان T_1 وجود دارد که با $\overline{V_{T_1}}$ نشان داده می‌شود و از طریق رابطهٔ ۹ محاسبه می‌شود.

$$V_{T_1} = M_1 + B_{2T_1}$$ رابطهٔ ۹)

با توجه به اینکه ارزش بازاری بدهی‌های بلندمدت در زمان T_1، یعنی B_{2T_1} به‌صورت اختلاف ارزش دارایی‌های شرکت در زمان T_1 یعنی V_{T_1} و ارزش سهام شرکت در زمان T_1 یعنی S_{T_1} است، معادله به‌صورت رابطه‌های ۱۰ و ۱۱ بازنویسی می‌شود.

$$B_{2T_1} = V_{T_1} - S_{T_1}$$ رابطهٔ ۱۰)

$$V_{T_1} = M_1 + V_{T_1} - S_{T_1}$$ رابطهٔ ۱۱)

با توجه به اینکه در زمان سررسید بدهی‌های کوتاه‌مدت یعنی T_1 ارزش سهام برابر با ارزش اختیار معامله روی دارایی‌های شرکت با قیمت توافقی M_2 و سررسید T_2 است؛ بنابراین رابطهٔ ۱۱ به‌صورت رابطهٔ ۱۳ بازنویسی می‌شود.

$$S_{T_1} = V_{T_1} N(K_2 + +\sigma_{V_A}\sqrt{T_2 - T_1}) - M_2 e^{-r_f(T_2 - T_1)} N(K_2)$$ رابطهٔ ۱۲)

$$V_{T_1} = M_1 + V_{T_1} - V_{T_1} N\left(K_2 + \sigma_{V_A}\sqrt{T_2 - T_1}\right) + M_2 e^{-r_f(T_2 - T_1)} N(K_2)$$ رابطهٔ ۱۳)

و $\overline{V_{T_1}}$ از جواب رابطهٔ بالا و به‌صورت رابطهٔ ۱۴ محاسبه می‌شود.

$$\overline{V_{T_1}} = \frac{M_2 e^{-r_f(T_2 - T_1)} N(K_2) - M_1}{N(K_2 + +\sigma_{V_A}\sqrt{T_2 - T_1})}$$ رابطهٔ ۱۴)

مهم‌ترین چالش در الگوی گسک همانند الگوی مرتون تخمین سه متغیر V_A ، σ_{V_A} و $\overline{V_{T_1}}$ است (دلیاندیس و گسک، ۲۰۰۳). رابطه بین V_A و σ_{V_A} را به صروت رابطه ۱۵پیشنهاد کردند.

$$\sigma_S S = \sigma_{V_A} V_A \frac{\partial S}{\partial V_A}$$ پیشنهاد ۱۵)

که در آن، S ارزش بازار سهام شرکت در تابلوی بورس اوراق بهادار، V_A ارزش بازار دارایی‌های شرکت که غیر قابل مشاهده بوده و باید تخمین زده شود، σ_S انحراف معیار ماهیانه بازده سهام شرکت‌ها که سالانه شده است و σ_{V_A} انحراف معیار ماهیانه بازده دارایی‌های شرکت است که سالانه شده و غیر قابل مشاهده است و باید تخمین زده شود. بنابراین با

حل دستگاهی که حاوی رابطه‌های ۵، ۱۴ و ۱۵ است با استفاده از الگوریتم‌های عددی می‌توان مقادیر احتمال نکول کل، کوتاه‌مدت و بلندمدت را به‌دست آورد.

$$\begin{cases} S = V_A N_2\left(K_1 + \sigma_{VA}\sqrt{T_1}\,, K_2 + \sigma_{VA}\sqrt{T_2}; \rho\right) - M_2 e^{-r_f T_2} N_2(K_1, K_2; \rho) - M_1 e^{-r_f T_1} N(K_1) \\ \overline{V_{T_1}} = \dfrac{M_2 e^{-r_f (T_2 - T_1)} N(K_2) + M_1}{N(K_2 + \sigma_{V_A}\sqrt{T_2 - T_1})} \\ \sigma_S S = \sigma_{V_A} V_A \dfrac{\partial S}{\partial V_A} \end{cases}$$

مجهول‌های اصلی معادله یعنی V_A ، σ_{V_A} و $\overline{V_{T_1}}$ به کمک دستگاه فوق به دست می‌آید. همان طور که اشاره شد دلیاندیس و گسک (۲۰۰۳) با حل دستگاه فوق احتمال‌های نکول کل، کوتاه‌مدت و بلندمدت را مطابق روابط ۲، ۳ و ۴ محاسبه می‌کنند. احتمال نکول کل حاصل از رابطهٔ ۲ متغیر وابسته پژوهش در تحلیل تأثیر سود نقدی بر احتمال نکول است.

$DIV_{i,t}$ نیز سنجهٔ سود نقدی است که از تقسیم نسبت کل سود نقدی یک سال گذشته بر قیمت سهام در روز محاسبه احتمال نکول (اولین روز بازگشایی نماد پس از مجمع عمومی عادی سالیانه که تقسیم سود تصمیم‌گیری می‌شود) به‌دست آمده است. با توجه به اینکه بازار اطلاعات پنهان را در قیمت منعکس نکرده است، انتظار می‌رود سود نقدی، علامتی باشد حاوی اطلاعات پنهانی که مدیریت در اختیار دارد. منظور از اطلاعات پنهان، اطلاعاتی است حاکی از مزیت رقابتی، جریان‌های نقدی آتی و درنتیجه ارزش سهام شرکت. به‌دلیل فوق و نیز مشابه متور و همکاران (۲۰۱۳) از رابطهٔ ۱۶ برای محاسبه $DIV_{i,t}$ استفاده شده است.

$$DIV_{i,t} = \frac{DPS_{i,t}}{P_{i,t}} \qquad \text{رابطهٔ ۱۶)}$$

که $DPS_{i,t}$ سود نقدی هر سهم و $P_{i,t}$ قیمت بازاری سهام شرکت i در سال t است. چون با حرکت از نظریهٔ علامت‌دهی به نظریهٔ نمایندگی، انتظار می‌رود با افزایش سود نقدی تأثیر آن بر احتمال نکول تغییر کند یا به عبارتی شیب تابع تأثیر سود نقدی بر احتمال نکول معکوس شود از توان دوم $DIV_{i,t}$ به‌عنوان متغیر مستقل استفاده شده است.

به پیروی از متور و همکاران (۲۰۱۳) چهار نوع متغیر کنترلی در این مدل لحاظ خواهد شد. مدل‌های قیمت‌گذاری اوراق بدهی شرکتی نشان می‌دهد که تغییرات منحنی نرخ بهره باعث تغییر در ریسک اعتباری می‌شود. لانگ استاف و شوراتز[1] (۱۹۹۵) نشان می‌دهند که با افزایش نرخ بهرهٔ بدون ریسک، سودآوری شرکت‌ها بیشتر شده و احتمال نکول کاهش می‌یابد. سایر مطالعات مانند کیم، راماسوامی و ساندارسان[2] (۱۹۹۳) و آچاریا و کارپنتر[3] (۲۰۰۲) نشان می‌دهند که حتی با وجود استقلال سودآوری و نرخ بهره، با تغییرات نرخ بهره ارزش اوراق بدهی شرکت‌ها، به‌وسیلهٔ هزینه‌های ورشکستگی

1. Longstaff & Schwartz
2. Kim, Ramaswamy & Sundaresan
3. Carpenter

تحت تأثیر قرار می‌گیرد. به پیروی ازمدل منحنی بازده لیترمن و شینکمن[1] (۱۹۹۱) از مدل عاملی منحنی بازده استفاده شده و $TBIL_{i,t}$ برابر با بازده تا سررسید اوراق خزانه[2] سه ماهه (۱۳۹۴ تا ۱۴۰۰) یا نرخ سپرده‌های کوتاه‌مدت اعلام شده بانک مرکزی (۱۳۸۱ تا ۱۳۹۳) است. کولین دوفرنس، گلدستین و مارتین[3] (۲۰۰۱) نشان می‌دهد که متغیرهایی مانند اهرم و نوسان‌پذیری یکی از مهم‌ترین مؤلفه‌های تعیین ریسک اعتباری است. آچاریا و کارپنتر (۲۰۰۲) نشان داده‌اند که مشهود بودن و نوسان ارزش دارایی‌ها و سودآوری روی نرخ بازیافت شرکت‌ها تأثیر می‌گذارد. به همین دلیل در این مقاله سودآوری شرکت، اهرم مالی، امتیاز Z و مشهود بودن دارایی‌ها به‌عنوان متغیر کنترلی وارد مدل شده است. سود آوری ($PROFIT_{i,t}$) با نسبت سود قبل از بهره و مالیات به کل فروش، اهرم مالی (LTDB) با نسبت بدهی بلندمدت به کل دارایی‌ها، امتیاز Z (ZSCORE) بر اساس مدل تخمینی محمدزاده و جلیلی مرند (۱۳۹۱) و رابطهٔ ۱۷ اندازه‌گیری شده است. مشهود بودن دارایی‌ها (FA) که نشان‌دهندهٔ توان وثیقه‌گذاری شرکت و اعتبار در تأمین مالی است، با نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌ها اندازه‌گیری شده است. التون، گرابر، آگراوال و مان[4] (۲۰۰۱) نشان دادند که ریسک اعتباری می‌تواند نشان‌دهندهٔ عوامل ریسک سیستماتیک در اقتصاد باشد. به پیروی از آورامو، جوستوا و فیلیپوف[5] (۲۰۰۷) برای کنترل حساسیت شرکت به عوامل ریسک سیستماتیک از اندازه شرکت (SIZE) (لگاریتم دارایی‌ها) و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری سهام (MB) استفاده شده است. انتظار می‌رود که با افزایش اهرم مالی احتمال نکول افزایش پیدا کرده و با افزایش اندازه شرکت، ارزش بازار به ارزش دفتری، نسبت دارایی ثابت به کل دارایی و امتیاز Z، احتمال نکول کاهش پیدا کند.

رابطهٔ ۱۷)
$$Zscore_{i,t} = 10.937 + 19.153 \times \left(\frac{\text{سود خالص}}{\text{کل دارایی}}\right)_{i,t} + 9.153 \times \left(\frac{\text{کل بدهی}}{\text{دارایی}}\right)_{i,t}$$

در آزمون استحکام[6]، برای محاسبه احتمال نکول از سررسیدهای سه ساله، پنج ساله، ده ساله و بیست ساله برای بدهی بلندمدت استفاده شده است. هدف از این آزمون، استحکام مدل با وجود تغییر سررسید بدهی‌های بلندمدت است. به عبارتی نتایج فرضیه زمانی قوی تر و قابل اعتمادتر است که با تغییر در شرایط پژوهش همچنان ثابت باقی بماند به این معنا که اگر با تغییر در شرایط پژوهش نتایج تغییر کند، کمتر می‌توان به نتایج آزمون فرضیه تکیه کرد و آن را به‌طور عمومی پیشنهاد کرد.

1. Litterman & Scheinkman
2. T-Bill
3. Collin-Dufrense, Goldstein & Martin
4. Elton, Gruber, Agrawal & Mann
5. Avramov, Jostova & Philipov
6. Robustness Test

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

جدول ۱ آمار توصیفی متغیرهای وابسته، مستقل و کنترلی را نشان می‌دهد. همان طور که در جدول مشخص است، احتمال نکول به‌طور میانگین برابر با ۳ درصد بوده است، این در حالی است که میانه احتمال نکول برابر با ۰/۱ درصد بوده و نشان‌دهندهٔ این موضوع است که توزیع احتمال نکول چوله به راست است. پایین بودن میانگین احتمال نکول به این نکته اشاره دارد که به‌صورت کلی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار، وضعیت اعتباری مناسبی دارند که این موضوع با ماهیت بازار سرمایه سازگار است که شرکت‌هایی می‌توانند به این بازار ورود کنند که از لحاظ مالی حداقل‌هایی را داشته باشند. همچنین میانگین متغیر سود نقدی برابر با ۹ درصد و میانه آن برابر با ۸ درصد است که نشان می‌دهد این متغیر، تقریباً از توزیع بدون چولگی تبعیت می‌کند. همان طور که در جدول نشان داده شده است، میانگین سود نقدی از میانگین نرخ اوراق خزانه پایین‌تر است و نشان می‌دهد که مازاد بازده مورد انتظار سهام‌داران از طریق بازده سرمایه‌ای تأمین شده است.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نماد	متغیر	میانگین	میانه	انحراف معیار	بیشینه	کمینه
PD	احتمال نکول	۳/۰	۰/۱	۱۰/۰	۹۳/۵	۰/۰
DIV	سود نقدی	۹	۸	۹	۸۷	۰
DIV^2	توان دوم سود نقدی	۲	۱	۳	۷۶	۰
TBIL	نرخ بازده تا سررسید اوراق خزانه	۱۹	۲۰	۳	۲۹	۱۳
SIZE	اندازه	۱۳/۹	۱۳/۸	۲/۰	۲۱/۴	۹/۲
MB	نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	۱۰	۶	۱۹۰	۲۶۲۰	-۵۴۷۱
PROFIT	سودآوری	۲۰	۱۸	۲۲	۱۰۹	-۲۹۷
LTDB	اهرم مالی	۸	۵	۱۰	۱۰۲	۰
FA	نسبت دارایی ثابت به کل دارایی	۲۶	۲۲	۱۸	۹۳	۰
ZSCORE	امتیاز Z	۵/۴	۵/۰	۴/۸	۲۲/۷	-۲۴/۸

همهٔ مقادیر به درصد نوشته شده است.

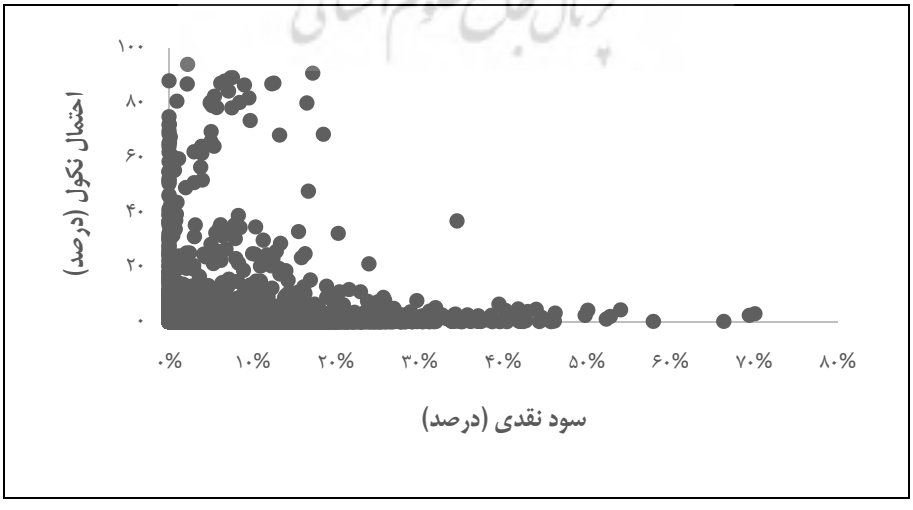
جدول ۲ که نشان‌دهندهٔ هم‌بستگی بین متغیرهای مستقل و کنترلی است، نشان می‌دهد که فقط بین سود نقدی و توان دوم سود نقدی هم‌بستگی بالایی (۰/۸۵) وجود دارد و بین سایر متغیرهایی که به‌عنوان متغیر مستقل و کنترلی استفاده شده است هم‌بستگی بالایی دیده نمی‌شود. همچنین در شکل ۱ نمودار پراکندگی بین احتمال نکول و سود نقدی نشان داده شده است که محور افقی نشان‌دهندهٔ سود نقدی و محور عمودی نشان‌دهندهٔ درصد احتمال نکول است.

جدول۲. هم‌بستگی بین متغیرها (معناداری)

نام متغیر	DIV	DIV^2	TBIL	SIZE	MB	PROFIT	LTDB	FA	ZSCORE
DIV	۱/۰۰ (۰/۰۰***)	۰/۸۵ (۰/۰۰***)	−۰/۲۷ (۰/۰۰***)	−۰/۱۸ (۰/۰۰***)	−۰/۰۳ (۰/۰۵**)	۰/۱۴ (۰/۰۰***)	−۰/۰۸ (۰/۰۰***)	−۰/۰۴ (۰/۰۱***)	۰/۲۵ (۰/۰۰***)
DIV^2		۱/۰۰ (۰/۰۰***)	−۰/۲۱ (۰/۰۰***)	−۰/۱۶ (۰/۰۰***)	−۰/۰۲ (۰/۲۸)	۰/۰۶ (۰/۰۰***)	−۰/۰۵ (۰/۰۰***)	−۰/۰۳ (۰/۰۳**)	۰/۱۲ (۰/۰۰***)
TBIL			۱/۰۰ (۰/۰۰***)	−۰/۳۶ (۰/۰۰***)	۰/۰۱ (۰/۳۷)	−۰/۰۳ (۰/۰۵*)	−۰/۰۹ (۰/۰۰***)	−۰/۰۱ (۰/۴۴)	۰/۰۴ (۰/۰۲**)
SIZE				۱/۰۰ (۰/۰۰***)	۰/۰۱ (۰/۶۳)	۰/۱۴ (۰/۰۰***)	−۰/۰۹ (۰/۰۰***)	۰/۰۳ (۰/۰۸*)	۰/۳۷ (۰/۰۰***)
MB					۱/۰۰ (۰/۰۰***)	۰/۰۱ (۰/۶۴)	۰/۰۱ (۰/۶۸)	۰/۰۰ (۰/۹۹)	۰/۰۲ (۰/۲۵)
PROFIT						۱/۰۰ (۰/۰۰***)	−۰/۰۶ (۰/۰۰***)	۰/۰۱ (۰/۶۱)	۰/۳۳ (۰/۰۰***)
LTDB							۱/۰۰ (۰/۰۰***)	۰/۳۵ (۰/۰۰***)	−۰/۳۱ (۰/۰۰)
FA								۱/۰۰ (۰/۰۰***)	−۰/۰۱ (۰/۴۸)
ZSCORE									۱/۰۰ (۰/۰۰***)

*و **و***به ترتیب معناداری در سطوح اطمینان ۹۰ درصد، ۹۵ درصد و ۹۹ درصد را نشان می‌دهند.

جدول ۲ که نشان‌دهندهٔ هم‌بستگی بین متغیرهای مستقل و کنترلی است، نشان می‌دهد که فقط بین سود نقدی و توان دوم سود نقدی هم‌بستگی بالایی (۰/۸۵) وجود دارد و بین سایر متغیرهایی که به‌عنوان متغیر مستقل و کنترلی استفاده شده است هم‌بستگی بالایی دیده نمی‌شود. همچنین در شکل ۱ نمودار پراکندگی بین احتمال نکول و سود نقدی نشان داده شده است که محور افقی نشان‌دهندهٔ سود نقدی و محور عمودی نشان‌دهندهٔ درصد احتمال نکول است.



شکل ۱. نمودار پراکندگی سود نقدی و احتمال نکول

یافته‌های اصلی پژوهش

جدول ۳ نشان‌دهندهٔ آزمون رگرسیون تأثیر غیرخطی سود نقدی بر احتمال نکول است. در این رگرسیون با استفاده از آزمون F لیمر و هاسمن از رگرسیون پنل با اثرهای ثابت استفاده شده است. با توجه به سررسید دو سال برای بدهی بلندمدت، نتایج مدل تأثیر غیرخطی سود نقدی با احتمال نکول بدهی شرکت یا ورشکستگی، دو سال بعد از تقسیم سود نقدی را ارزیابی می‌کند.

جدول ۳. تجزیه‌وتحلیل اثرهای سود نقدی بر احتمال نکول با سررسید بدهی بلندمدت دو ساله

$$PD\ (T_2 = 2)_{i,t} = \alpha_0 + \eta_1 DIV_{i,t} + \eta_2 DIV_{i,t}^2 + \beta_1 TBIL_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 MB_{i,t} + \beta_4 PROFIT_{i,t} + \beta_5 LTDB_{i,t} + \beta_6 ZSCORE_{i,t} + \beta_8 FA_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

نام متغیر	نماد	ضریب رگرسیون	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
سود نقدی	DIV	-۱۰/۱۵۰	۳/۴۷۷	-۲/۹۱۹	۰/۰۰۴***
توان دوم سود نقدی	DIV^2	۱۸/۵۸۴	۸/۰۴۵	۲/۳۱۰	۰/۰۲۱**
نرخ بازده تا سررسید اوراق خزانه	TBIL	۰/۰۱۴	۳/۲۷۴	۰/۰۰۴	۰/۹۹۶
اندازه	SIZE	۰/۱۶۷	۰/۱۰۷	۱/۵۶۲	۰/۱۱۸
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	MB	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	-۳/۱۰۲	۰/۰۰۲***
سودآوری	PROFIT	۰/۰۴۲	۰/۲۸۳	۰/۱۴۹	۰/۸۸۲
اهرم مالی	LTDB	۴/۷۵۰	۱/۵۵۰	۳/۰۶۵	۰/۰۰۲***
نسبت دارایی ثابت به کل دارایی	FA	-۰/۴۷۴	۰/۹۶۷	-۰/۴۹۰	۰/۶۲۴
امتیازZ	ZSCORE	-۰/۲۶۰	۰/۰۴۱	-۶/۳۱۸	۰/۰۰۰***
R-Square					۰/۰۳۱
Wald F					۱۳/۶۹۹
P-Value					۰/۰۰۰***

*و **و***به‌ترتیب معناداری در سطوح اطمینان ۹۰ درصد، ۹۵ درصد و ۹۹ درصد را نشان می‌دهند.

همان طور که در جدول ۳ مشخص است، ضریب متغیر سود نقدی در مدل برابر با ۱۰/۱۵- و سطح معناداری آن (۰/۰۰۴) در سطح اطمینان ۹۹ درصد حاکی از رد فرضیه صفر مبنی بر صفر بود ضریب است. ضریب توان دوم متغیر سود نقدی در مدل برابر با ۱۸/۵۸ و سطح معناداری آن (۰/۰۲۱) در سطح اطمینان ۹۵ درصد حاکی از رد فرضیه صفر مبنی بر صفر بود ضریب است. ضریب تعیین مدل برابر با ۳/۱ درصد بوده است. به‌طبع عوامل زیادی بر احتمال نکول تأثیرگذار است و امکان احصای همهٔ عوامل وجود نخواهد داشت. متغیرهایی که بر اساس ادبیات موضوع انتخاب شده‌اند، توانسته‌اند ۳/۱ درصد از تغییرات احتمال نکول را توضیح دهند که برای ارزیابی تأثیر سود نقدی بر احتمال نکول، کفایت خواهد کرد. بنابراین ضریب توان دوم سود نقدی به‌صورت مثبت و ضریب سود نقدی منفی ظاهر شده است. نتایج نشان

می‌دهد که سود نقدی با احتمال نکول رابطهٔ غیرخطی دارد، به‌صورتی که ابتدا کاهش و سپس افزایش یافته است؛ یعنی با افزایش سود نقدی از مقدار صفر، احتمال نکول دو سال بعد از تقسیم سود، ابتدا به‌صورت غیرخطی کاهش و سپس افزایش می‌یابد. در رابطه با متغیرهای کنترلی، ضریب نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری برابر با ۰/۰۰۱- و سطح معناداری آن (۰/۰۰۲) در سطح اطمینان ۹۹ درصد حاکی از رد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن ضریب است و بدین معناست که با افزایش ارزش بازار به ارزش دفتری، احتمال نکول کاهش می‌یابد؛ زیرا بالا بودن ارزش بازار به ارزش دفتری، نشان‌دهندهٔ ارزشمند بودن دارایی شرکت است و احتمال نکول کاهش می‌یابد. ضریب اهرم مالی برابر با ۴/۷۵۰ و سطح معناداری آن (۰/۰۰۲) در سطح اطمینان ۹۹ درصد حاکی از رد فرضیهٔ صفر مبنی بر صفر بودن ضریب است و بدین معناست که با افزایش اهرم مالی، احتمال نکول افزایش می‌یابد؛ زیرا بالا بودن اهرم مالی نشان‌دهندهٔ بالا بودن بدهی و ریسک اعتباری است و احتمال نکول افزایش می‌یابد. ضریب امتیاز Z برابر با ۰/۲۶۰- و سطح معناداری آن (۰/۰۰۰) در سطح اطمینان ۹۹ درصد حاکی از رد فرضیهٔ صفر مبنی بر صفر بودن ضریب است و بدین معناست که با افزایش امتیاز Z، احتمال نکول کاهش می‌یابد؛ زیرا بالا بودن امتیاز Z نشان‌دهندهٔ بالا بودن امتیاز شرکت از منظر ورشکستگی است و احتمال نکول کاهش می‌یابد. در این آزمون ضریب سایر متغیرهای کنترلی مانند نرخ بازده تا سررسید اوراق خزانه، اندازهٔ شرکت، سودآوری و نسبت دارایی ثابت به کل دارایی‌ها معنادار نشده است.

آزمون استحکام

اگر با تغییر در شرایط آزمون نتایج همچنان ثابت باقی بماند می‌توان به قوت و استحکام نتایج بیشتر اطمینان کرد. یکی از مفروضات مهم در محاسبهٔ احتمال نکول به‌وسیلهٔ مدل گسک، زمان باقی‌مانده تا سررسید بدهی‌های بلندمدت است. در جدول‌های ۴ تا ۷ برای آزمون استحکام مدل، سررسید بدهی بلندمدت به‌ترتیب برابر با سه، پنج، ده و بیست سال در نظر گرفته شده است.

در تمامی رگرسیون‌های با استفاده از آزمون F لیمر و هاسمن از رگرسیون پنل با اثرهای ثابت استفاده شده است. طبق جدول ۴ با توجه به سررسید سه سال برای بدهی بلندمدت، نتایج مدل تأثیرغیر خطی سود نقدی با احتمال نکول بدهی شرکت یا ورشکستگی، سه سال بعد از تقسیم سود نقدی را ارزیابی می‌کند. همان طور که در جدول مشخص است، ضریب متغیر سود نقدی در مدل برابر با ۹/۴۴- و سطح معناداری آن (۰/۰۱۶) در سطح اطمینان ۹۵ درصد حاکی از رد فرضیهٔ صفر مبنی بر صفر بود ضریب است. ضریب توان دوم متغیر سود نقدی در مدل برابر با ۱۵/۹۰ و سطح معناداری آن (۰/۰۸۰) در سطح اطمینان ۹۰ درصد حاکی از رد فرضیهٔ صفر مبنی بر صفر بود ضریب است. بنابراین ضریب توان دوم سود نقدی به‌صورت مثبت و ضریب سود نقدی منفی ظاهر شده است. نتایج نشان می‌دهد که سود نقدی با احتمال نکول رابطهٔ غیرخطی دارد، به‌صورتی که ابتدا کاهش و سپس افزایش یافته است؛ یعنی با افزایش سود نقدی از مقدار صفر احتمال نکول سه سال بعد از تقسیم سود ابتدا به‌صورت غیرخطی کاهش و سپس افزایش می‌یابد. همچنین ضریب تعیین مدل برابر با ۳/۴ درصد بوده که به‌دلیل احصا نشدن همه متغیرهای اثرگذار بر احتمال نکول پایین می‌باشد. اما همان طور که در قسمت قبل اشاره شد، متغیرهای انتخاب شده برای توضیح و کنترل تأثیر سود نقدی بر

احتمال نکول کافی به نظر می‌رسد. در رابطه با متغیرهای کنترلی، ضریب اندازه شرکت برابر با ۰/۴۸۹ و سطح معناداری آن (۰/۰۰۰) در سطح اطمینان ۹۹ درصد حاکی از رد شدن فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن ضریب است و بدین معناست که با افزایش اندازه شرکت احتمال نکول افزایش می‌یابد. ضریب نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری برابر با ۰/۰۰۱- و سطح معناداری آن (۰/۰۰۲) در سطح اطمینان ۹۹ درصد حاکی از رد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن ضریب است و بدین معناست که با افزایش ارزش بازار به ارزش دفتری، احتمال نکول کاهش می‌یابد؛ زیرا بالا بودن ارزش بازار به ارزش دفتری نشان‌دهندهٔ ارزشمند بودن دارایی شرکت است و احتمال نکول کاهش می‌یابد. ضریب اهرم مالی برابر با ۷/۸۲۴ و سطح معناداری آن (۰/۰۰۰) در سطح اطمینان ۹۹ درصد حاکی از رد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن ضریب است و بدین معناست که با افزایش اهرم مالی، احتمال نکول افزایش می‌یابد؛ زیرا بالا بودن اهرم مالی نشان‌دهندهٔ بالا بودن بدهی و ریسک اعتباری است و احتمال نکول افزایش می‌یابد. ضریب امتیاز Z برابر با ۰/۲۶۵- و سطح معناداری آن (۰/۰۰۰) در سطح اطمینان ۹۹ درصد حاکی از رد فرضیهٔ صفر مبنی بر صفر بودن ضریب است و بدین معناست که با افزایش امتیاز Z، احتمال نکول کاهش می‌یابد؛ زیرا بالا بودن امتیاز Z نشان‌دهندهٔ بالا بودن امتیاز شرکت از منظر ورشکستگی است و احتمال نکول کاهش می‌یابد. در این آزمون ضریب سایر متغیرهای کنترلی مانند نرخ بازده تا سررسید اوراق خزانه، سودآوری و نسبت دارایی ثابت به کل دارایی‌ها معنادار نشده است.

جدول ٤. تجزیه‌وتحلیل اثرهای سود نقدی بر احتمال نکول با سررسید بدهی بلندمدت سه ساله

$$PD\ (T_2 = 3)_{i,t} = \alpha_0 + \eta_1 DIV_{i,t} + \eta_2 DIV_{i,t}^2 + \beta_1 TBIL_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 MB_{i,t} + \beta_4 PROFIT_{i,t} + \beta_5 LTDB_{i,t} + \beta_6 ZSCORE_{i,t} + \beta_8 FA_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

نام متغیر	نماد	ضریب رگرسیون	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
سود نقدی	DIV	-۹/۴۴۳	۳/۹۲۷	-۲/۴۰۴	۰/۰۱۶**
توان دوم سود نقدی	DIV^2	۱۵/۸۹۸	۹/۰۸۶	۱/۷۵۰	۰/۰۸۰*
نرخ بازده تا سررسید اوراق خزانه	TBIL	-۳/۸۲۱	۳/۶۹۸	-۱/۰۳۳	۰/۳۰۲
اندازه	SIZE	۰/۴۸۹	۰/۱۲۱	۴/۰۴۷	۰/۰۰۰***
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	MB	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	-۳/۰۸۰	۰/۰۰۲***
سودآوری	PROFIT	-۰/۰۵۹	۰/۳۱۹	-۰/۱۸۵	۰/۸۵۳
اهرم مالی	LTDB	۷/۸۲۴	۱/۷۵۰	۴/۴۷۰	۰/۰۰۰***
نسبت دارایی ثابت به کل دارایی	FA	-۰/۰۲۵	۱/۰۹۲	-۰/۰۲۳	۰/۹۸۲
امتیازZ	ZSCORE	-۰/۲۶۵	۰/۰۴۷	-۵/۷۰۰	۰/۰۰۰***
R-Square					۰/۰۳۴
Wald F					۱۴/۹۵
P-Value					۰/۰۰۰***

*و **و***به‌ترتیب معناداری در سطوح اطمینان ۹۰ درصد، ۹۵ درصد و ۹۹ درصد را نشان می‌دهند.

جدول ۵. تجزیه‌وتحلیل اثرهای سود نقدی بر احتمال نکول با سررسید بدهی بلندمدت پنج ساله

$$PD\ (T_2 = 5)_{i,t} = \alpha_0 + \eta_1 DIV_{i,t} + \eta_2 DIV_{i,t}^2 + \beta_1 TBIL_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 MB_{i,t} + \beta_4 PROFIT_{i,t} + \beta_5 LTDB_{i,t} + \beta_6 ZSCORE_{i,t} + \beta_8 FA_{i,t} + +\varepsilon_{i,t}$$

نام متغیر	نماد	ضریب رگرسیون	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
سود نقدی	DIV	−۱۰/۷۵۱	۴/۷۰۳	−۲/۲۸۶	۰/۰۲۲**
توان دوم سود نقدی	DIV^2	۱۷/۵۷۲	۱۰/۸۸۰	۱/۶۱۵	۰/۱۰۰*
نرخ بازده تا سررسید اوراق خزانه	TBIL	−۱۱/۸۴۰	۴/۴۲۸	−۲/۶۷۴	۰/۰۰۸***
اندازه	SIZE	۱/۰۹۴	۰/۱۴۵	۷/۵۵۹	۰/۰۰۰***
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	MB	−۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	−۲/۸۵۴	۰/۰۰۴***
سودآوری	PROFIT	−۰/۱۸۸	۰/۳۸۲	−۰/۴۹۳	۰/۶۲۲
اهرم مالی	LTDB	۱۳/۱۳۲	۲/۰۹۶	۶/۲۶۵	۰/۰۰۰***
نسبت دارایی ثابت به کل دارایی	FA	۰/۹۶۴	۱/۳۰۸	۰/۷۳۸	۰/۴۶۱
امتیازZ	ZSCORE	−۰/۲۷۰	۰/۰۵۶	−۴/۸۴۲	۰/۰۰۰***
R-Square					۰/۰۴۹
Wald F					۲۲/۱۴۵
P-Value					۰/۰۰۰***

*و ** و***به ترتیب معناداری در سطوح اطمینان ۹۰ درصد، ۹۵ درصد و ۹۹ درصد را نشان می‌دهند.

طبق جدول ۵ با توجه به سررسید پنج سال برای بدهی بلندمدت، نتایج مدل تأثیرغیر خطی سود نقدی با احتمال نکول بدهی شرکت یا ورشکستگی، پنج سال بعد از تقسیم سود نقدی را ارزیابی می‌کند. همان طور که در جدول مشخص است، ضریب متغیر سود نقدی در مدل برابر با ۱۰/۷۵− و سطح معناداری آن (۰/۰۲۲) در سطح اطمینان ۹۵ درصد حاکی از رد فرضیه صفر مبنی بر صفر بود ضریب است. ضریب توان دوم متغیر سود نقدی در مدل برابر با ۱۷/۵۷ و سطح معناداری آن (۰/۱۰۰) در سطح اطمینان ۹۰ درصد حاکی از رد فرضیه صفر مبنی بر صفر بود ضریب است. بنابراین ضریب توان دوم سود نقدی به‌صورت مثبت و ضریب سود نقدی منفی ظاهر شده است. نتایج نشان می‌دهد که سود نقدی با احتمال نکول رابطهٔ غیرخطی دارد، به‌صورتی که ابتدا کاهش و سپس افزایش یافته است؛ یعنی با افزایش سود نقدی از مقدار صفر احتمال نکول پنج سال بعد از تقسیم سود، ابتدا به‌صورت غیرخطی کاهش و سپس افزایش می‌یابد. همچنین ضریب تعیین مدل برابر با ۴/۹ درصد بوده که به‌دلیل احصا نشدن همه متغیرهای اثرگذار بر احتمال نکول پایین است؛ اما همان طور که در قسمت قبل اشاره شد، متغیرهای انتخاب شده برای توضیح و کنترل تأثیر سود نقدی بر احتمال نکول کافی به نظر می‌رسد. در رابطه با متغیرهای کنترلی، ضریب نرخ بازده تا سررسید اوراق خزانه برابر با ۱۱/۸۴۰− و سطح معناداری آن (۰/۰۰۸) در سطح اطمینان ۹۹ درصد حاکی از رد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن ضریب است و بدین معناست که با افزایش نرخ بازده تا سررسید اوراق خزانه احتمال نکول کاهش می‌یابد؛ زیرا با افزایش

نرخ اوراق خزانه، سودآوری شرکت‌ها بیشتر شده و باعث کاهش احتمال نکول خواهد شد. ضریب اندازه شرکت برابر با ۱/۰۹۴ و سطح معناداری آن (۰/۰۰۰) در سطح اطمینان ۹۹ درصد حاکی از رد شدن فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن ضریب است و بدین معناست که با افزایش اندازه شرکت احتمال نکول افزایش می‌یابد. ضریب نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری برابر با ۰/۰۰۱- و سطح معناداری آن (۰/۰۰۴) در سطح اطمینان ۹۹ درصد حاکی از رد فرضیهٔ صفر مبنی بر صفر بودن ضریب است و بدین معناست که با افزایش ارزش بازار به ارزش دفتری، احتمال نکول کاهش می‌یابد؛ زیرا بالا بودن ارزش بازار به ارزش دفتری، نشان‌دهندهٔ ارزشمند بودن دارایی شرکت است و احتمال نکول کاهش می‌یابد. ضریب اهرم مالی برابر با ۱۳/۱۳۲ و سطح معناداری آن (۰/۰۰۰) در سطح اطمینان ۹۹ درصد حاکی از رد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن ضریب است و بدین معناست که با افزایش اهرم مالی، احتمال نکول افزایش می‌یابد؛ زیرا بالا بودن اهرم مالی نشان‌دهندهٔ بالا بودن بدهی و ریسک اعتباری است و احتمال نکول افزایش می‌یابد. ضریب امتیاز Z برابر با ۰/۲۷۰- و سطح معناداری آن (۰/۰۰۰) در سطح اطمینان ۹۹ درصد حاکی از رد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن ضریب است؛ یعنی با افزایش امتیاز Z، احتمال نکول کاهش می‌یابد؛ زیرا بالا بودن امتیاز Z نشان‌دهندهٔ بالا بودن امتیاز شرکت از منظر ورشکستگی است و احتمال نکول کاهش می‌یابد. در این آزمون ضریب سایر متغیرهای کنترلی مانند، سودآوری و نسبت دارایی ثابت به کل دارایی‌ها معنادار نشده است.

جدول ٦. تجزیه‌وتحلیل اثرهای سود نقدی بر احتمال نکول با سررسید بدهی بلندمدت ده ساله

$$PD\ (T_2 = 10)_{i,t} = \alpha_0 + \eta_1 DIV_{i,t} + \eta_2 DIV_{i,t}^2 + \beta_1 TBIL_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 MB_{i,t} + \beta_4 PROFIT_{i,t} + \beta_5 LTDB_{i,t} + \beta_6 ZSCORE_{i,t} + \beta_8 FA_{i,t} + +\varepsilon_{i,t}$$

نام متغیر	نماد	ضریب رگرسیون	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
سود نقدی	DIV	-۱۸/۰۲۱	۶/۰۱۵	-۲/۹۹۶	۰/۰۰۳***
توان دوم سود نقدی	DIV^2	۳۰/۸۸۸	۱۳/۹۱۳	۲/۲۲۰	۰/۰۲۷***
نرخ بازده تا سررسید اوراق خزانه	TBIL	-۳۳/۸۴۴	۵/۶۶۳	-۵/۹۷۶	۰/۰۰۰***
اندازه	SIZE	۲/۳۴۸	۰/۱۸۵	۱۲/۶۷۹	۰/۰۰۰***
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	MB	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	-۲/۶۲۲	۰/۰۰۹***
سودآوری	PROFIT	-۰/۲۹۲	۰/۴۸۹	-۰/۵۹۷	۰/۵۵۱
اهرم مالی	LTDB	۲۱/۲۰۳	۲/۶۸۱	۷/۹۰۹	۰/۰۰۰***
نسبت دارایی ثابت به کل دارایی	FA	۱/۸۵۵	۱/۶۷۲	۱/۱۰۹	۰/۲۶۸
امتیازZ	ZSCORE	-۰/۲۷۰	۰/۰۷۱	-۳/۷۸۵	۰/۰۰۰***
R-Square					۰/۰۹۲
Wald F					۴۳/۲۹
P-Value					۰/۰۰۰***

*و ** و***به‌ترتیب معناداری در سطوح اطمینان ۹۰ درصد، ۹۵ درصد و ۹۹ درصد را نشان می‌دهند.

طبق جدول ۶ با توجه به سررسید ده سال برای بدهی بلندمدت، نتایج مدل تأثیر غیرخطی سود نقدی با احتمال نکول بدهی شرکت یا ورشکستگی، ده سال بعد از تقسیم سود نقدی را ارزیابی می‌کند. همان طور که در جدول مشخص است، ضریب متغیر سود نقدی در مدل برابر با ۱۸/۰۲- و سطح معناداری آن (۰/۰۰۳) در سطح اطمینان ۹۹ درصد حاکی از رد فرضیه صفر مبنی بر صفر بود ضریب است. ضریب توان دوم متغیر سود نقدی در مدل برابر با ۳۰/۸۹ و سطح معناداری آن (۰/۰۲۷) در سطح اطمینان ۹۵ درصد حاکی از رد فرضیه صفر مبنی بر صفر بود ضریب است. بنابراین ضریب توان دوم سود نقدی به‌صورت مثبت و ضریب سود نقدی منفی ظاهر شده است. نتایج نشان می‌دهد که سود نقدی با احتمال نکول رابطهٔ غیرخطی دارد، به‌صورتی که ابتدا کاهش و سپس افزایش یافته است؛ یعنی با افزایش سود نقدی از مقدار صفر احتمال نکول ده سال بعد از تقسیم سود ابتدا به‌صورت غیرخطی کاهش و سپس افزایش می‌یابد. همچنین ضریب تعیین مدل برابر با ۹/۲ درصد بوده که به‌دلیل احصا نشدن همه متغیرهای اثرگذار بر احتمال نکول پایین است؛ اما همان طور که در قسمت قبل اشاره شد، متغیرهای انتخاب شده برای توضیح و کنترل تأثیر سود نقدی بر احتمال نکول کافی به نظر می‌رسد. در رابطه با متغیرهای کنترلی، ضریب نرخ بازده تا سررسید اوراق خزانه برابر با ۳۳/۸۴۴- و سطح معناداری آن (۰/۰۰۰) در سطح اطمینان ۹۹ درصد حاکی از رد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن ضریب است؛ یعنی با افزایش نرخ بازده تا سررسید اوراق خزانه احتمال نکول کاهش می‌یابد؛ زیرا با افزایش نرخ اوراق خزانه، سودآوری شرکت‌ها بیشتر شده و باعث کاهش احتمال نکول خواهد شد. ضریب اندازه شرکت برابر با ۲/۳۴۸ و سطح معناداری آن (۰/۰۰۰) در سطح اطمینان ۹۹ درصد حاکی از رد شدن فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن ضریب است و بدین معناست که با افزایش اندازه شرکت احتمال نکول افزایش می‌یابد. ضریب نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری برابر با ۰/۰۰۲- و سطح معناداری آن (۰/۰۰۹) در سطح اطمینان ۹۹ درصد حاکی از رد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن ضریب است و بدین معناست که با افزایش ارزش بازار به ارزش دفتری، احتمال نکول کاهش می‌یابد؛ زیرا بالا بودن ارزش بازار به ارزش دفتری نشان‌دهندهٔ ارزشمند بودن دارایی شرکت است و احتمال نکول کاهش می‌یابد. ضریب اهرم مالی برابر با ۲۱/۲۰۳ و سطح معناداری آن (۰/۰۰۰) در سطح اطمینان ۹۹ درصد حاکی از رد فرضیهٔ صفر مبنی بر صفر بودن ضریب است؛ یعنی با افزایش اهرم مالی، احتمال نکول افزایش می‌یابد؛ زیرا بالا بودن اهرم مالی نشان‌دهندهٔ بالا بودن بدهی و ریسک اعتباری است و احتمال نکول افزایش می‌یابد. ضریب امتیاز Z برابر با ۰/۲۷۰- و سطح معناداری آن (۰/۰۰۰) در سطح اطمینان ۹۹ درصد حاکی از رد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن ضریب است و بدین معناست که با افزایش امتیاز Z، احتمال نکول کاهش می‌یابد؛ زیرا بالا بودن امتیاز Z نشان‌دهندهٔ بالا بودن امتیاز شرکت از منظر ورشکستگی است و احتمال نکول کاهش می‌یابد. در این آزمون ضریب سایر متغیرهای کنترلی مانند ، سودآوری و نسبت دارایی ثابت به کل دارایی‌ها معنادار نشده است.

جدول ۷. تجزیه‌وتحلیل اثرهای سود نقدی بر احتمال نکول با سررسید بدهی بلندمدت بیست ساله

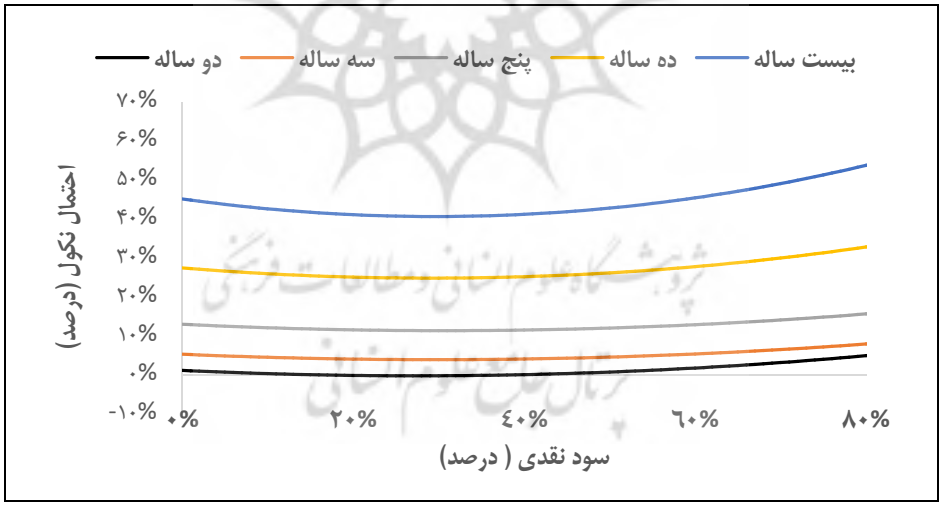
$$PD\ (T_2 = 20)_{i,t} = \alpha_0 + \eta_1 DIV_{i,t} + \eta_2 DIV_{i,t}^2 + \beta_1 TBIL_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 MB_{i,t} + \beta_4 PROFIT_{i,t} + \beta_5 LTDB_{i,t} + \beta_6 ZSCORE_{i,t} + \beta_8 FA_{i,t} + +\varepsilon_{i,t}$$

نام متغیر	نماد	ضریب رگرسیون	خطای استاندارد	آماره t	معناداری
سود نقدی	DIV	−۳۰/۵۶۴	۷/۴۷۰	−۴/۰۹۲	۰/۰۰۰***
توان دوم سود نقدی	DIV^2	۵۱/۶۶۶	۱۷/۲۸۲	۲/۹۹۰	۰/۰۰۳***
نرخ بازده تا سررسید اوراق خزانه	TBIL	−۷۳/۵۰۵	۷/۰۳۳	−۱۰/۴۵۲	۰/۰۰۰***
اندازه	SIZE	۴/۱۰۲	۰/۲۳۰	۱۷/۸۳۶	۰/۰۰۰***
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	MB	−۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	−۲/۱۲۲	۰/۰۳۴**
سودآوری	PROFIT	−۰/۳۶۳	۰/۶۰۷	−۰/۵۸۹	۰/۵۵۰
اهرم مالی	LTDB	۲۵/۶۲۲	۳/۳۲۹	۷/۶۹۶	۰/۰۰۰***
نسبت دارایی ثابت به کل دارایی	FA	۱/۵۲۰	۲/۰۷۷	۰/۷۳۲	۰/۴۶۴
امتیاز Z	ZSCORE	−۰/۲۵۵	۰/۰۸۸	−۲/۸۸۲	۰/۰۰۴***
R-Square					۰/۱۵۱
Wald F					۷۵/۹۶۱
P-Value					۰/۰۰۰***

*و ** و***به ترتیب معناداری در سطوح اطمینان ۹۰ درصد، ۹۵ درصد و ۹۹ درصد را نشان می‌دهند.

طبق جدول ۷ با توجه به سررسید بیست سال برای بدهی بلندمدت، نتایج مدل تأثیرغیر خطی سود نقدی با احتمال نکول بدهی شرکت یا ورشکستگی، بیست سال بعد از تقسیم سود نقدی را ارزیابی می‌کند. همان طور که در جدول مشخص است، ضریب متغیر سود نقدی در مدل برابر با ۳۰/۵۶- و سطح معناداری آن (۰/۰۰۰) در سطح اطمینان ۹۹ درصد حاکی از رد فرضیه صفر مبنی بر صفر بود ضریب است. ضریب توان دوم متغیر سود نقدی در مدل برابر با ۵۱/۶۷ و سطح معناداری آن (۰/۰۰۳) در سطح اطمینان ۹۹ درصد حاکی از رد فرضیه صفر مبنی بر صفر بود ضریب است. بنابراین ضریب توان دوم سود نقدی به‌صورت مثبت و ضریب سود نقدی منفی ظاهر شده است. نتایج نشان می‌دهد که سود نقدی با احتمال نکول رابطه غیر خطی دارد، به‌صورتی که ابتدا کاهش و سپس افزایش یافته است؛ یعنی با افزایش سود نقدی از مقدار صفر احتمال نکول بیست سال بعد از تقسیم سود ابتدا به‌صورت غیرخطی کاهش و سپس افزایش می‌یابد. همچنین ضریب تعیین مدل برابر با ۱۵/۱ درصد بوده که به‌دلیل احصا نشدن همه متغیرهای اثرگذار بر احتمال نکول پایین می‌باشد. اما همان طور که در قسمت قبل اشاره شد، متغیرهای انتخاب شده برای توضیح و کنترل تأثیر سود نقدی بر احتمال نکول کافی به نظر می‌رسد. در رابطه با متغیرهای کنترلی، ضریب نرخ بازده تا سررسید اوراق خزانه برابر با ۷۳/۵۰۵- و سطح معناداری آن (۰/۰۰۰) در سطح اطمینان ۹۹ درصد حاکی از رد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن ضریب است و بدین معناست که با افزایش نرخ بازده تا سررسید اوراق خزانه احتمال نکول کاهش می‌یابد؛ زیرا با افزایش

نرخ اوراق خزانه، سودآوری شرکت‌ها بیشتر شده و باعث کاهش احتمال نکول خواهد شد. ضریب اندازه شرکت برابر با ۴/۱۰۲ و سطح معناداری آن (۰/۰۰۰) در سطح اطمینان ۹۹ درصد حاکی از رد شدن فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن ضریب است و بدین معناست که با افزایش اندازه شرکت احتمال نکول افزایش می‌یابد. ضریب نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری برابر با ۰/۰۰۲- و سطح معناداری آن (۰/۰۳۴) در سطح اطمینان ۹۵ درصد حاکی از رد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن ضریب است و بدین معناست که با افزایش ارزش بازار به ارزش دفتری، احتمال نکول کاهش می‌یابد؛ زیرا بالا بودن ارزش بازار به ارزش دفتری نشان‌دهندهٔ ارزشمند بودن دارایی شرکت است و احتمال نکول کاهش می‌یابد. ضریب اهرم مالی برابر با ۲۵/۶۲۲ و سطح معناداری آن (۰/۰۰۰) در سطح اطمینان ۹۹ درصد حاکی از رد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن ضریب است و بدین معنی است که با افزایش اهرم مالی، احتمال نکول افزایش می‌یابد زیرا بالا بودن اهرم مالی نشان‌دهندهٔ بالا بودن بدهی و ریسک اعتباری است و احتمال نکول افزایش می‌یابد. ضریب امتیاز Z برابر با ۰/۲۵۵- و سطح معناداری آن (۰/۰۰۴) در سطح اطمینان ۹۹ درصد حاکی از رد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن ضریب است و بدین معناست که با افزایش امتیاز Z، احتمال نکول کاهش می‌یابد زیرا بالا بودن امتیاز Z نشان‌دهندهٔ بالا بودن امتیاز شرکت از منظر ورشکستگی است و احتمال نکول کاهش می‌یابد. در این آزمون ضریب سایر متغیرهای کنترلی مانند ، سودآوری و نسبت دارایی ثابت به کل دارایی‌ها معنادار نشده است.



شکل ۲. رابطه برآوردی سود نقدی و احتمال نکول با سررسیدهای بدهی بلندمدت مختلف

همان طور که در جدول‌ها مشخص است، برای همه سررسیدهای ذکر شده، ضریب متغیر سود نقدی منفی و ضریب متغیر توان دوم سود نقدی مثبت شده است؛ یعنی نتایج مدل با فرض سررسیدهای مختلف برای بدهی بلندمدت، پایا بوده است. بر این اساس قوت نتایج و استحکام آن مورد تأیید است چرا که با تغییر در سررسید بدهی بلندمدت، نتایج پژوهش ثابت باقی مانده است. در شکل ۲ رابطه غیرخطی بین احتمال نکول کل و سود نقدی با سررسیدهای بدهی بلندمدت مختلف را نشان می‌دهد. همان طور که در این نمودار مشخص است، سود نقدی و احتمال نکول دارای یک

رابطه غیر خطی یو شکل است، به این صورت که با افزایش سود نقدی ابتدا احتمال نکول کل کاهش یافته و پس از رسیدن به یک آستانه مشخص، کاهش می‌یابد. همان طور که در این نمودار می‌توان مشاهده کرد، با افزایش سررسید بدهی بلندمدت، نمودار به سمت بالا جابه‌جا خواهد شد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در مقالهٔ حاضر، تأثیر سود نقدی روی احتمال نکول به‌صورت تابع درجهٔ دوم آزمون شده است و نتایج حاکی از آن است که احتمال نکول با متغیر درجهٔ اول سود نقدی رابطه منفی دارد؛ به این معنا که وقتی سود نقدی از صفر بالا می‌رود، بازار به این نتیجه می‌رسد که شرکت راحت‌تر می‌تواند به تعهدهای خود عمل کند و می‌توان گفت که بازار به نظریهٔ علامت‌دهی اعتقاد خواهد داشت؛ یعنی بازار معتقد است که سود نقدی نشان از جریان‌های نقدی آتی مطمئن در آینده است و این همان اطلاعات پنهانی است که مدیریت در اختیار دارد؛ اما بازار در اختیار ندارد. در مقابل احتمال نکول با متغیر توان دوم سود نقدی رابطهٔ مثبت دارد و یک تابع «یو» شکل به‌وجود آورده است و این بدان معناست که با افزایش سود نقدی از کمینهٔ تابع احتمال، نکول افزایش می‌یابد. این موضوع حاکی از آن است که با افزایش سود نقدی، دارایی‌های شرکت و توانایی عمل به تعهدها کاهش یافته و به‌نوعی، بازار به نظریهٔ نمایندگی معتقد است؛ به این معنا که مدیران و سهام‌داران با افزایش سود نقدی در تلاش‌اند که اولاً دارایی‌های شرکت را کاهش دهند که باعث کاهش توانایی شرکت در عمل به تعهدها خواهد شد و ثانیاً نسبت بدهی را بالا ببرند که باعث ایجاد ریسک خواهد شد و این ریسک بیشتر به صاحبان بدهی منتقل می‌شود. به عبارتی، در مقادیر بزرگ سود نقدی، سود نقدی بیشتر به‌معنای افزایش احتمال نکول و کاهش توانایی شرکت در عمل به تعهدهاست. به‌طور خلاصه می‌توان گفت که در مقادیر کوچک سود نقدی، نظریهٔ علامت‌دهی و در مقادیر بزرگ آن، نظریهٔ نمایندگی صادق است. نتایج مطالعه حاضر با نتایج مطالعهٔ متور و همکاران (۲۰۱۳) در رابطه با تأثیر سود نقدی بر شکاف اعتباری منطبق است و می‌توان نتیجه گرفت که تأثیر سود نقدی بر شکاف اعتباری از کانال احتمال نکول است.

پیشنهاد کاربردی در رابطه با مقالهٔ حاضر این است که اگر مدیران بخواهند احتمال نکول را در بازار سرمایه مدیریت کنند، ابتدا باید بررسی کنند که سود نقدی در مقادیر کوچک قرار دارد یا در مقادیر بزرگ؛ سپس برآورد کنند که با افزایش سود نقدی می‌توانند احتمال نکول را کاهش دهند یا با کاهش آن. در ضمن این نکته وجود دارد که گاهی مدیران و سهام‌داران تمایل دارند که احتمال نکول شرکت را بالا ببرند؛ زیرا ضمن افزایش هزینهٔ بدهی ناشی از آن، ممکن است نقش مثبتی که روی ثروت سهام‌داران دارد، غالب و به‌طور خالص به نفع سهام‌داران باشد. بنابراین پیشنهاد می‌شود در صورتی که مدیران بخواهند احتمال نکول شرکت را کاهش دهند، در مقادیر کوچک سود نقدی باید آن را افزایش و در مقادیر بزرگ سود نقدی، آن را کاهش دهند.

پیشنهاد کاربردی دیگر که در این راستا مطرح می‌شود، این است که مدیران مقدار بهینهٔ سود نقدی را که همان نقطهٔ کمینهٔ تابع درجه دوم است، پیدا کنند و به‌منظور مدیریت احتمال نکول، سود نقدی را در آن نقطه نگه دارند.

پیشنهاد برای پژوهش‌های آتی، پیدا کردن مقدار بهینهٔ سود نقدی در جهت کمینه‌کردن احتمال نکول و شکاف اعتباری است. پیشنهاد دیگر که برای پژوهش‌های آتی مطرح است، تجزیه‌وتحلیل تأثیر سود نقدی بر سایر اجزای شکاف اعتباری شامل نقدشوندگی، مالیات، پرش قیمتی و سایر عوامل بازاری (دلیاندیس و گسک، ۲۰۰۱) است.

پژوهش از لحاظ زمانی به دورهٔ ۱۳۸۰ تا ۱۴۰۰ محدود است و در تعمیم نتایج به سایر دوره‌های زمانی بایستی احتیاط کرد. از لحاظ موضوعی نیز، فقط به احتمال نکول به‌عنوان جزئی از شکاف اعتباری محدود می‌شود و در تعمیم نتایج به سایر اجزای شکاف اعتباری احتیاط لازم باید صورت گیرد. به‌لحاظ مکانی به شرکت‌های غیرمالی بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران محدود است و در تعمیم نتایج به سایر شرکت‌ها لازم استکه احتیاط شود.

منابع

محمدزاده، پرویز و جلیلی مرند، علی رضا (۱۳۹۱). پیش‌بینی ورشکستگی مالی با استفاده از مدل لوجیت مرکب. *فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی*، ۲(۸)، ۱-۲۱.

References

Acharya, V.V. & Carpenter, J. N. (2002). Corporate bond valuation and hedging with stochastic interest rates and endogenous bankruptcy. *The Review of Financial Studies*, *15*(5), 1355-1383.

Acharya, V.V., Gujral, I., Kulkarni, N. & Shin, H. S. (2011). Dividends and bank capital in the financial crisis of 2007-2009. *Working Paper*, No. 16896. National Bureau of Economic Research.

Altman, E. I. (1968). Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *The Journal of Finance*, *23*(4), 589-609.

Avramov, D., Jostova, G., & Philipov, A. (2007). Understanding changes in corporate credit spreads. *Financial Analysts Journal*, *63*(2), 90-105.

Bhattacharya, S. (1979). Imperfect information, dividend policy, and "the bird in the hand" fallacy. *The Bell Journal of Economics*, 259-270.

Black, F. (1976). The dividend puzzles. *The Journal of Portfolio Management*, *2*(2), 5-8.

Collin-Dufresn, P., Goldstein, R. S. & Martin, J. S. (2001). The determinants of credit spread changes. *The Journal of Finance*, *56*(6), 2177-2207.

Delianedis, G. & Geske, R. (2001). The components of corporate credit spreads: Default, recovery, tax, jumps, liquidity, and market factors. *Working Paper*, UCLA.

Dhillon, U. S. & Johnson, H. (1994). The effect of dividend changes on stock and bond prices. *The Journal of finance*, *49*(1), 281-289.

Durand, D. (1959). The cost of capital, corporation finance, and the theory of investment: comment. *The American Economic Review*, *49*(4), 639-655.

Elton, E. J., Gruber, M. J., Agrawal, D. & Mann, C. (2001). Explaining the rate spread on corporate bonds. *The Journal of Finance*, *56*(1), 247-277.

Floyd, E., Li, N. & Skinner, D. J. (2015). Payout policy through the financial crisis: The growth of repurchases and the resilience of dividends. *Journal of Financial Economics*, *118*(2), 299-316.

Geske, R. (1977). The valuation of corporate liabilities as compound options. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, *12*(4), 541-552.

Geske, R. (1979). The valuation of compound options. *Journal of Financial Economics*, *7*(1), 63-81.

Hersugondo, H., Handriani, E. & Imam Ghozali, D. (2021) Investment and Leverage Policy Based on Agency Theory in Indonesia Manufacturing Companies, *International Journal of Management*, 11(12).

Handjinicolaou, G. & Kalay, A. (1984). Wealth redistributions or changes in firm value: An analysis of returns to bondholders and stockholders around dividend announcements. *Journal of Financial Economics*, *13*(1), 35-63.

Hussain, A. & Akbar, M. (2022). Dividend policy and earnings management: Do agency problem and financing constraints matter? *Borsa Istanbul Review*, *22*(5), 839-853.

Jayaraman, N. & Shastri, K. (1988). The valuation impacts of specially designated dividends. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, *23*(3), 301-312.

Jensen, M. C., & Meckling, W. H. 1976. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3, 305-360.

John, K. & Williams, J. (1985). Dividends, dilution, and taxes: A signalling equilibrium. *The Journal of Finance*, *40*(4), 1053-1070.

Kaplan, Z., & Pérez-Cavazos, G. (2022). Investment as the opportunity cost of dividend signaling. *The Accounting Review*, *97*(3), 279-308.

Kim, I. J., Ramaswamy, K. & Sundaresan, S. (1993). Does default risk in coupons affect the valuation of corporate bonds? Contingent claims model. *Financial management*, 117-131.

Litterman, R. & Scheinkman, J. (1991). Common factors affecting bond returns. *Journal of Fixed Income*, *1*(1), 54-61.

Longstaff, F. A. & Schwartz, E. S. (1995). A simple approach to valuing risky fixed and floating rate debt. *The Journal of Finance*, *50*(3), 789-819.

Mathur, I., Singh, M., Nejadmalayeri, A. & Jiraporn, P. (2013). How do bond investors perceive dividend payouts. *Research in International Business and Finance*, *27*(1), 92-105.

Merton, R. C. (1974). On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates. *The Journal of finance*, *29*(2), 449-470.

Miller, M. H., & Rock, K. (1985). Dividend policy under asymmetric information. *The Journal of finance*, *40*(4), 1031-1051.

Modigliani, F. & Miller, M. H. (1963). Corporate income taxes and the cost of capital: a correction. *The American economic review*, *53*(3), 433-443.

Mohammadzadeh, P., Jalili Marand, A. (2012). Prediction of Bankruptcy Using Mixed Logit Model. *Journal of Economic Modeling Research,* 2(8), 1-21. (*in Persian*)

Myers, S. C. (1977). Determinants of corporate borrowing. *Journal of Financial Economics*, *5*(2), 147-175.

Nie, J. & Yin, L. (2022). Do dividends signal safety? Evidence from China. *International Review of Financial Analysis*, *82*, 102123.

Ogden, J. P., Jen, F. C. & O'Connor, P. F. (2003). *Advanced Corporate Finance: Policies and Strategies*. Pearson College Division.

Scholes, M., & Black, F. (1973). The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy*, *81*(3), 637-654

Shan, Y. G., Wu, W., & Zhang, L. (2022). Do Overpaid Dividends Drive Stock Price Crash Risk? Evidence from China. SSRN, Available at: https://papers.ssrn.com/sol3/Delivery.cfm/98f93201-d7c2-44ef-b964-e2c996b068c9-MECA.pdf?abstractid=4149258&mirid=1

Stockhammer, E. (2010). Financialization and the global economy. *Political Economy Research Institute Working Paper*, *242*(40), 1-17.

Wang, G., Wang, Y., Yang, D., & Cheng, L. (2022). Dividend commitment and bond yields: An examination of wealth transfer effects. *Finance Research Letters*, 102719.

Wei, X., Truong, C. & Do, V. (2020). When are dividend increases bad for corporate bonds. *Accounting & Finance*, *60*(2), 1295-1326.

Woolridge, J. R. (1983). Dividend changes and security prices. *The Journal of Finance*, *38*(5), 1607-1615.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی