Publisher: Shahid Beheshti University
Journal of Financial Management Perspective
2024, Vol. 14, No.45
PP: 85-122
DOI: 10.48308/jfmp.2024.104890
P-ISSN: 2645-4637
E-ISSN: 2645-4645
Copyright: © 2024 by the authors. Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) license (https://creativecommons.org/licenses/by /4.0/)

Estimating Loss Given Default Considering Firm's Debt Structure and Collateral Liquidity: A Case Study of Selected Firms Listed on the Iranian Capital Market

Somayeh Mohammadi *, Mahmoud Botshekan ** , Ali Foroush Bastani ***

Research Paper

Abstract

Purpose: Credit risk is the most important risk that banks are facing. Two main variables used for modeling this risk and determining the expected loss from lending are "Probability of Default" and "Loss Given Default." Given the importance of the loss-given-default (LGD) in various applications of credit risk management and credit rating, this study presents a method using the structural model approach to estimate this variable for both secured and unsecured debt, focusing on debt structure and collateral liquidity. The proposed approach has been applied to estimate the LGD for some selected firms active in the Iranian capital market.

Method: To estimate the "Expected LGD" and "Downturn LGD" for secured (with both liquid and less liquid collateral) and unsecured debts, a structural model and Monte Carlo simulation approach have been employed. In this structural model, the market value of the firm's total assets follows a Jump-Diffusion process, and each collateral, being among the firm's tangible assets, has a separate but dependent stochastic process relative to the firm's total assets. Additionally, a liquidity penalty is considered for less liquid

Received: 2024. February. 06 Accepted: 2024. August. 24.
* PhD candidate in Financial Engineering, Department of Management, University of Isfahan, Isfahan, Iran Email: somayeh.mohammadi49@gmail,com
** Assistant Professor, Department of Management, University of Isfahan, Isfahan, Iran (Corresponding Author). Email: m.botshekan@ase.ui.ac.ir
*** Assistant professor, Department of Mathematics, Institute for Advanced Studies in Basic Sciences (IASBS), Zanjan, Iran. Email : bastani@iasbs.ac.ir

collateral.Furthermore, in this study, different values are considered for the ratio of tangible assets to total assets in default and non-default conditions (operations). To estimate the LGD for the debts of eleven selected eligible firms, after determining the parameters of the stochastic process for assets of each firm and collateral using data up to the end of the fiscal year 1396 (2017), the Loss Given Default for these firms' debts at the end of the fiscal year 1397 (2018) was estimated using the structural model and Monte Carlo simulation approach.In the Monte Carlo simulation, 500,000 paths for total assets and collaterals were simulated. For the paths where defaults were observed, the expected Loss Given Default values were estimated, first at the debt level and then at the firm level. Additionally, to perform a sensitivity analysis, the mentioned variables were estimated under alternative debt structures for the same firms.

Findings: For firms with a debt structure consisting of only one secured debt, where the collateral is liquid and the debt is recovered solely from the collateral, the expected Loss Given Default values for secured debt are similar, ranging from 14% to 14.5%. If the type of collateral changes to the less liquid one, for the same firms, this value ranges from 30% to 33%. For the total LGD variable (where debt recovery comes from both collateral and other remaining assets of the firm), the average expected values for these two debt structures are 9% and 12%, respectively. For firms with a debt structure involving two secured debts, the expected LGD values, where recovery is solely from collateral, are similar to those of firms with only one secured debt with the same type of collateral. However, the average expected total LGD for secured debt with liquid collateral is 10%, and for less liquid collateral, it is 15.8%. Additionally, as the proportion of secured debts with liquid collateral relative to total debts decreases, the expected LGD at the firm level tends to increase on average. Moreover, in the downturn, the LGD for secured debt with liquid collateral is less influenced by the debt structure and is primarily affected by the dynamics of assets and collateral and the values of these two variables under critical conditions.

Conclusion: In this study, the LGD for debts was estimated using a structural model and through Monte Carlo simulation for the debts of eleven selected firms listed on the Tehran Stock Exchange. Considering two types of collateral with different liquidity and three common debt structures of companies, it was determined that the liquidity of collateral plays a significant role in reducing the expected LGD for secured loans. The role of debt structure, given the priority of secured debt payments, affects the amount of LGD for unsecured debt, as well as the total LGD for secured debts and the total LGD at the firm level.

Keywords: Loss Given Default, Debt Structure, Collateral Liquidity

ناشر: دانشگاه شهیدبهشتی
نشریه چشم‌انداز مدیریت مالی
۱۴۰۳، دوره ۱۴، شماره ۴۵
ص‌ص. ۸۵- ۱۲۲

شاپای چاپی: ۴۶۳۷- ۲۶۴۵
شاپای الکترونیکی: ۴۶۴۵- ۲۶۴۵

Copyright: © 2024 by the authors. Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) license (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/)

مقاله پژوهشی

تخمین زیان به شرط نکول با درنظرگرفتن ساختار بدهی شرکت و نقد شوندگی وثیقه: مطالعه موردی شرکت‌های منتخب بازار سرمایه ایران

سمیه محمدی*، محمود بت‌شکن، علی فروش باستانی*****

چکیده

هدف: ریسک اعتباری یا ریسک نکول وام گیرنده در بازپرداخت تعهدات خود مهم‌ترین ریسکی است که بانک‌ها با آن مواجه هستند. دو متغیر اصلی که برای مدل‌سازی این ریسک و تعیین زیان مورد انتظار ناشی از وام‌دهی که در رویکرد رتبه بندی داخلی پیمان بازل نیز مورد استفاده قرار می‌گیرند عبارتند از «احتمال نکول» و «زیان به‌شرط نکول». با توجه به اهمیت متغیر زیان به شرط نکول در کاربردهای مختلف مدیریت ریسک اعتباری و همچنین در رتبه‌بندی اعتباری، در این پژوهش با استفاده از رویکرد مدل‌های ساختاری به ارائه روشی برای تخمین این متغیر برای بدهی‌های تضمین‌شده و تضمین‌نشده با تاکید بر ساختار بدهی و نقدشوندگی وثیقه پرداخته شده است. رویکرد موردنظر برای نمونه برای تخمین زیان به شرط نکول چند شرکت فعال در بازار سرمایه ایران مورد استفاده قرار گرفته است.

روش: به منظور تخمین «زیان به شرط نکول مورد انتظار» و «زیان به شرط نکول در شرایط بحرانی» برای بدهی‌های تضمین شده و تضمین نشده از یک مدل ساختاری و رویکرد شبیه‌سازی مونت کارلو استفاده شده است. در این مدل قیمت بازاری دارایی کل شرکت از یک فرآیند پرش-انتشار پیروی می‌کند و هریک از وثایق که خود از میان دارایی‌های مشهود شرکت هستند،

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۲/۱۱/۱۷، تاریخ پذیرش مقاله: ۱۴۰۳/۰۶/۰۳

* دانشجوی دکتری مهندسی مالی، گروه مدیریت، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران.
E-Mail: somayeh.mohammadi49@gmail,com
** استادیار گروه مدیریت، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران (نویسنده مسئول). E-Mail: m.botshekan@ase.ui.ac.ir
*** دانشیار، گروه ریاضی، دانشگاه تحصیلات تکمیلی علوم پایه زنجان، ایران. E-Mail: bastani@iasbs.ac.ir

دارای فرآیند تصادفی مجزا اما وابسته به دارایی کل شرکت هستند. بعلاوه برای وثیقه کمتر نقدشونده یک جریمه عدم نقدشوندگی نیز لحاظ شده است. همچنین برای نسبت دارایی مشهود به کل دارایی در شرایط نکول و عدم نکول مقادیر متفاوتی در نظر گرفته شده است. برای تخمین زیان به شرط نکول برای یازده شرکت منتخب، بعد از تخمین مولفه‌های تعیین‌کننده فرایند تصادفی دارائی هر شرکت و وثیقه‌ها با استفاده از داده‌ها تا انتهای سال ۱۳۹۶، زیان به شرط نکول بدهی‌های این شرکت‌ها در انتهای سال ۱۳۹۷ با روش ساختاری و رویکرد شبیه‌سازی مونت کارلو برآورد گردید. در شبیه‌سازی مونت کارلو، ۵۰۰ هزار مسیر برای دارایی کل و وثایق شبیه‌سازی شد و برای مسیرهای با رویداد نکول یافته، زیان به شرط نکول‌های مورد انتظار، ابتدا در سطح بدهی‌ها و سپس در سطح شرکت برآورد گردید. همچنین به منظور تحلیل حساسیت، متغیر مذکور در صورت انتخاب ساختارهای بدهی جایگزین برای همین شرکت‌ها برآورد شده است.

یافته‌ها: برای شرکت‌هایی که در ساختار بدهی خود یک بدهی تضمین شده با وثیقه نقدشونده دارند و بدهی صرفا از محل وثیقه بازیافت می‌گردد، مقادیر زیان به شرط نکول مورد انتظار برای بدهی وثیقه‌دار در بازه ۱۴ درصد تا ۱۴/۵ درصد قرار می‌گیرد. با فرض تغییر نوع وثیقه به کمتر نقدشونده برای همین شرکت‌ها، این عدد در بازه ۳۰ درصد الی ۳۳ درصد قرار می‌گیرد. مقادیر متغیر زیان به شرط نکول کل مورد انتظار بدهی تضمین شده (که بازیافت از محل دارائی‌های باقیمانده شرکت نیز انجام می شود) در این دو ساختار بدهی برابر با ۹ درصد و ۱۲ درصد می باشد. برای شرکت‌هایی که در ساختار بدهی خود، دو بدهی تضمین شده داشتند، مقادیر متغیر مذکور برای هر دو بدهی در زمانی که بازیافت بدهی صرفا از محل وثیقه است، مشابه با شرکت‌هایی است که در ساختار بدهی خود فقط یک بدهی تضمین شده با همین نوع وثیقه دارند. اما میانگین مقادیر زیان به شرط نکول کل مورد انتظار برای بدهی تضمین شده با وثیقه نقدشونده برابر با ۱۰ درصد و برای وثیقه کمتر نقد شونده برابر با ۱۵/۸ درصد است. همچنین با کاهش نسبت بدهی‌های تضمین شده با وثایق نقدشونده نسبت به کل بدهی‌ها، زیان به شرط نکول مورد انتظار در سطح شرکت به طور متوسط افزایش می‌یابد. به‌علاوه زیان به شرط نکول در بحرانی در بدهی تضمین‌شده با وثیقه نقدشونده کمتر از ساختار بدهی و بیشتر از دینامیک دارایی و وثیقه و مقادیرشان در شرایط بحرانی متاثر می‌گردد.

نتیجه‌گیری: نتایج نشان می‌دهد نقدشوندگی وثیقه نقش مهمی در کاهش زیان به شرط نکول مورد انتظار تسهیلات تضمین شده دارد. نقش ساختار بدهی با توجه به اولویت پرداخت بدهی‌های تضمین شده بر مقدار زیان به شرط نکول بدهی تضمین نشده و همچنین بر مقدار زیان به شرط نکول کل بدهی‌های تضمین شده و نیز زیان به شرط نکول بدهی کل شرکت موثر است.

کلیدواژه‌ها: زیان به شرط نکول، ساختار بدهی، نقدشوندگی وثیقه.

۱. مقدمه

اصلی‌ترین فعالیت یک بانک وام‌دهی به مشتریان حقیقی و حقوقی است و این فعالیت بانک را در معرض ریسک اعتباری یا ریسک نکول مشتری در بازپرداخت تعهدات خود قرار می‌دهد که مهم‌ترین ریسکی است که بانک‌ها با آن مواجه هستند. مدل‌سازی این ریسک یکی از چالش‌های حوزه مدیریت ریسک بانکی است. دو متغیر اصلی که برای مدل‌سازی ریسک اعتباری و تعیین زیان بالقوه ناشی از وام‌دهی در رویکرد رتبه بندی داخلی پیمان بازل مورد استفاده قرار می‌گیرند عبارتند از «احتمال نکول» و «زیان به‌شرط نکول». متغیر اول احتمال نکول وام‌گیرنده در یک دوره زمانی مشخص (معمولا یک سال) را نشان می‌دهد و متغیر دوم مبین میزان زیان بانک در صورت نکول وام‌گیرنده است که به شکل درصدی از مبلغ بدهی بیان می‌شود[۱]. متغیر زیان به شرط نکول به همراه احتمال نکول دو جزء اصلی برای تخمین کفایت سرمایه لازم برای بانک‌ها جهت پوشش زیان‌های غیرمنتظره ناشی از ریسک اعتباری هستند. همچنین در ارزیابی رتبه اعتباری مشتریان شرکتی بانک، قیمت‌گذاری ریسک اعتباری جهت تعیین نرخ منصفانه وام یا اوراق قرضه و تعیین ذخیره زیان اعتباری نیز بانک‌ها به تخمین این دو متغیر نیاز دارند کی وژائو[۲] (۲۰۱۳).

در ادبیات ریسک اعتباری، مطالعات زیادی به نحوه تخمین متغیر احتمال نکول پرداخته و روش‌های متعددی برای آن معرفی شده است. در ایران نیز مطالعات ریسک اعتباری عمدتا با هدف برآورد احتمال نکول و یا ریسک نکول (ریسک اعتباری) مشتریان حقیقی و حقوقی بانک‌ها انجام شده است که از جمله آن‌ها می‌توان به مطالعه ابراهیمی سرو علیا و نمکی (۱۳۹۹)، قاسمی و دیگران (۱۴۰۱) و داداشی و دیگران (۱۳۹۹) اشاره کرد. اما در ادبیات ریسک اعتباری به طور عام و در حوزه مطالعات تجربی به طور خاص توجه کمتری به تخمین متغیر زیان به شرط نکول شده است. در عین حال تخمین زیان به شرط نکول یکی از مباحث پیچیده حوزه ریسک اعتباری است، چرا که عوامل زیادی می‌توانند در مقدار زیان بانک در صورت نکول وام‌گیرنده تاثیرگذار باشند که از جمله آن‌ها می‌توان به اولویت وام در ساختار بدهی شرکت، میزان و نوع وثیقه اخذ شده توسط بانک و نسبت دارایی‌های مشهود به دارایی‌های نامشهود شرکت وام‌گیرنده اشاره کرد.

با توجه به این موضوع هدف پژوهش حاضر این است که با استفاده از رویکرد مدل‌های ساختاری و باروش شبیه‌سازی مونت کارلو، چهارچوبی برای برآورد زیان به شرط نکول برای شرکت‌های منتخب بازار سرمایه ایران در سطح بدهی و در سطح شرکت ارائه دهد. به طور خاص در این

---

[۱] این متغیر در ادبیات به صورت یک منهای نرخ بازیافت نیز تعریف می شود. البته در تعریف دقیق تر باید هزینه‌های تصفیه را نیز لحاظ کرد.

[2] Qi & Zhao,

مطالعه به بررسی اثر نقدشوندگی وثیقه و ساختار بدهی به عنوان دو عامل مهم در تخمین زیان به شرط نکول مورد انتظار بدهی با استفاده از چارچوب مدل ساختاری پرداخته می‌شود.

در این راستا در پژوهش حاضر برای اولین بار در ایران این متغیر برای یازده شرکت منتخب در بازار سرمایه ایران، با استفاده از رویکرد مدل‌های ساختاری تخمین زده می‌شود. این تخمین برای هر یک از بدهی‌ها و هم برای کل شرکت انجام می‌شود. دلیل استفاده از شرکت‌های منتخب بازار سرمایه استفاده از اطلاعاتی چون بازده مورد انتظار و نوسان بازدهی دارایی‌ها در مدل‌های ساختاری است که برای شرکت‌های منتخب بورسی قابل تخمین می‌باشد. همچنین در این مطالعه به اطلاعاتی از قبل نوع وثیقه‌ها و ساختار بدهی شرکت وام‌گیرنده نیاز است که برای این شرکت‌های منتخب در دسترس بوده است.

به دلیل تنوعی که در ساختارهای بدهی و نوع وثیقه وام شرکت‌ها وجود دارد و برای تطبیق با شرایط واقعی، در این مطالعه سه ساختار بدهی رایج که معمولا شرکت‌ها انتخاب می‌کنند و شامل بدهی‌های تضمین شده و تضمین نشده هستند، در نظر گرفته می‌شوند. همچنین وثیقه ای که شرکت‌ها برای اخذ وام ارائه می‌کنند به دو دسته وثیقه با نقدشوندگی پائین (املاک و مستغلات) و نقدشوندگی بالا (همانند مواد اولیه و اسناد دریافتنی) تقسیم بندی می‌شوند. نهایتا برای هر شرکت زیان به شرط نکول مورد انتظار با استفاده از شبیه‌سازی در سطح هر یک از بدهی‌های شرکت و نیز بدهی کل شرکت برآورد گردد.

تخمین زیان به شرط نکول در ساختارهای بدهی مذکور نیازمند طراحی دقیق و برآورد متغیرهای متعددی که شامل متغیرهای مربوط به دینامیک دارایی‌ها و دینامیک وثیقه‌های شرکت‌ها است. برای تخمین مولفه‌های دسته اول از اطلاعات حسابداری و بازار شرکت‌ها و برای تخمین دسته دوم از اطلاعات کلان اقتصادی از جمله شاخص مسکن و نرخ تورم و همچنین نرخ‌های بهره جاری کشور استفاده شده است. مراحل تخمین این متغیر در بخش‌های آتی توضیح داده می‌شود.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

یکی از کاربردهای مهم متغیر زیان به شرط نکول تخمین کفایت سرمایه لازم بانک برای پوشش زیان بالقوه ناشی از ریسک اعتباری است که در چهارچوب پیمان‌های بین‌المللی مصوب کمیته بازل مورد محاسبه قرار می‌گیرد. کمیته نظارت بانکی بازل با هدف وضع مقررات احتیاطی و استانداردهای جهانی جهت جلوگیری از زیان و سرایت ریسک سیستم بانکی توسط کشورهای گروه ده در سال ۱۹۷۴ تاسیس شد و در حال حاضر ۴۵ عضو دارد و مقررات آن در بسیاری از کشورهای جهان لازم الجرا بوده و از استلزامات فعالیت بانک‌ها محسوب می‌شود. در پیمان بازل یک که در سال ۱۹۸۸ ارائه گردید از یک رویکرد استاندارد جهت تخمین ریسک اعتباری بانک و

محاسبه کفایت سرمایه لازم برای پوشش زیان بالقوه ناشی از ورشکستگی وام‌گیرندگان استفاده شد و لذا نیازی به تخمین متغیرهای تعیین کننده ریسک اعتباری توسط بانک‌ها نبود . اما در پیمان بازل دو این امکان برای بانک‌ها به‌وجود آمد که علاوه بر استفاده از رویکرد استاندارد، بتوانند از رویه‌های داخلی خود برای تخمین متغیرهای تعیین‌کننده کفایت سرمایه اعتباری، شامل احتمال نکول، زیان به شرط نکول، مبلغ در معرض نکول و سررسید مؤثر وام (محاسبه با فرمول موجود)، استفاده کنند. رویکرد اخیر که با عنوان رتبه‌بندی داخلی موسوم است به دو شکل پایه‌ای و پیشرفته امکان برآورد کفایت سرمایه را برای بانک‌ها فراهم می‌آورد. بانک‌هایی که از رویکرد رتبه‌بندی اعتباری پایه‌ای استفاده می‌کنند صرفا مجاز به تخمین متغیر احتمال نکول هستند و برای سایر متغیرها باید از مقادیر پیشنهادی کمیته بازل استفاده کنند. اما بانک‌هایی که واجد شرایط استفاده از رویکرد رتبه‌بندی داخلی پیشرفته هستند مجازند که مولفه‌های زیان به شرط نکول و مبلغ در معرض نکول را نیز خود تخمین زده و از آنها در محاسبه کفایت سرمایه استفاده کنند. به این ترتیب توسعه روش‌هایی برای تخمین متغیر زیان به شرط نکول که برای مقام ناظر بانکی نیز قابل قبول باشد، برای بانک‌ها اهمیت دو چندانی یافته است.

در ایران نیز رعایت الزمات مربوط به کفایت سرمایه ارائه شده توسط کمیته نظارت بر بانکداری یکی از نیازهای مهم سیستم بانکداری، هم از جهت ارتقاء مدیریت ریسک اعتباری در بانک‌ها و هم از جهت امکان ارتباط و پیوند با بانکداری مدرن در دنیا است. همانطور که بیان شد، تخمین متغیر زیان به شرط نکول برای سایر حوزه‌های ریسک اعتباری نیز یک نیاز اساسی است.

در عین حال تخمین زیان به شرط نکول یکی از مباحث پیچیده حوزه ریسک اعتباری است، چرا که عوامل زیادی می‌توانند بر مقدار زیان بانک در صورت نکول وام‌گیرنده تاثیرگذار باشند که از جمله آن‌ها می‌توان به اولویت وام در ساختار بدهی شرکت، میزان و نوع وثیقه اخذ شده توسط بانک و نسبت دارایی‌های مشهود به دارایی‌های نامشهود شرکت وام‌گیرنده اشاره کرد.

برای تخمین این متغیر سه رویکرد اصلی در ادبیات وجود دارد که سیدلر و جاکوبیک[1] (۲۰۰۹) آن‌ها را به صورت زیر بیان می‌کنند:

۱. رویکرد عملکردی: برای تسهیلات نکول یافته، زیان به‌شرط نکول در این رویکرد به شکل ارزش فعلی خالص جریانات نقدی مورد انتظار حاصل شده پس از زمان نکول تقسیم بر ارزش اسمی بدهی محاسبه می‌گردد. این روش شامل همه واقعیت‌های مؤثر بر ارزش اقتصادی نهایی مبلغ بازیافت شده در فرآیند طولانی بازیافت عملکردی است و در آن باید متغیر اساسی نرخ تنزیل که نامعلوم است بدرستی تخمین زده شود.

[1] Seidler & Jakubík

۲. رویکرد بازاری: زیان اقتصادی بر اساس قیمت‌های بازار (معمولاً ۳۰ روز پس از نکول) در بدهی نکول یافته که قیمت بازاری آن‌ها در دسترس است (همانند اوراق قرضه) تعیین می‌شود. بزرگ‌ترین محدودیت این روش این است که برای وام‌های نکول یافته که بازاری برای مبادله آن‌ها وجود ندارد قابل استفاده نیستند.

۳. رویکردهای ضمنی: در این رویکرد زیان به‌شرط نکول از روی قیمت بازاری تسهیلات نکول نیافته و یا مبتنی بر فرآیند تصادفی دارایی شرکت صادرکننده بدهی به روش‌های ساختاری یا فرم تقلیل یافته به دست می‌آید (که در اینجا فرض می‌شود زیان به‌شرط نکول و احتمال نکول از عناصر شکاف اعتباری خواهند بود و متغیرهایی آینده نگر می‌باشند.

در این مطالعه از رویکرد ساختاری برای برآورد زیان به شرط نکول استفاده می‌شود که در ادامه به صورت مبسوط توضیح داده می شود.

معرفی مدل‌های ساختاری

مدل مرتون[1] ۱۹۷۴

در سال ۱۹۷۴ مرتونیک مدل ساختاری برای قیمت‌گذاری سهام و بدهی یک شرکت ارائه کرد. در این مدل فرض می شود که دارایی‌های شرکت از طریق انتشار سهام و یک بدهی بدون کوپن تامین مالی شده است. همچنین در این مدل رویداد نکول صرفاً در سررسید اتفاق می‌افتد، زمانی که ارزش شرکت کمتر از ارزش بدهی در سررسید شود. به این ترتیب ارزش سهام شرکت را می‌توان معادل با ارزش یک اختیار خرید اروپایی بر روی دارایی‌های شرکت با قیمت اعمال برابر با بدهی شرکت در نظر گرفت (مرتون، ۱۹۷۴). در مدل وی قیمت دارایی‌های شرکت از یک فرایند از نوع انتشار به شکل زیر تبعیت می‌کند:

$$dV = (\alpha V - C)dt + \sigma V dz$$ رابطه (۱)

که در آن α نرخ بازده مورد انتظار آنی دارایی‌های شرکت در هر واحد زمان، C ارزش دلاری کلی پرداخت‌ها (دریافت‌های) شرکت به (از) سهامداران یا اعتباردهندگان در هر واحد زمان[2]، σ^2 واریانس بازدهی دارایی‌های شرکت در واحد زمان و z فرآیند وینر استاندارد[3] است. در زمان سررسید، مقداری که عاید اعتباردهندگان می‌شود برابر است با

$$F(V,T) = \min(V,B)$$ رابطه (۲)

---

[1] Merton

[2] که در مدل ابتدایی صفر می باشد (زیرا بدهی قرضه تنزیلی بدون کوپن فرض شده است).

[3] متغیری تصادفی دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس t می‌باشد.

که در آن B مقدار بدهی است که شرکت پرداخت آن را تعهد کرده است. در این مدل روش محاسبه ارزش بدهی شرکت پیش از زمان سررسید نیز به صورت زیر است.

رابطه (۳)
$$F[\mathrm{V},\tau] = \mathrm{B}e^{-r\tau}\left\{\Phi[h_2(d,\sigma^2\tau)] + \frac{1}{d}\Phi[h_1(d,\sigma^2\tau)]\right\}$$

که در آن

$$d \equiv \mathrm{B}e^{-r\tau}/V$$
$$h_1(d,\sigma^2\tau) \equiv -[\frac{1}{2}\sigma^2\tau - \log(d)]/\,\sigma\sqrt{\tau}$$
$$h_2(d,\sigma^2\tau) \equiv -[\frac{1}{2}\sigma^2\tau + \log(d)]/\,\sigma\sqrt{\tau}$$

آلتمن و همکاران[1] (۲۰۰۱) بیان می‌کنند در صورت استفاده از مدل مرتون (۱۹۷۴) و بدون در نظر گرفتن سود پرداختی به سهامداران جهت تخمین نرخ بازیافت مورد انتظار (یک منهای زیان به شرط نکول) برابر است با :

$$\text{نرخ بازیافت مورد انتظار} = E\left(\frac{V_A'}{x_t}\middle|V_A' < x_t\right) = (\frac{V_A}{x_t})e^{\mu t}\frac{\Phi(-d_1)}{\Phi(-d_2)} = E(\frac{V_A'}{x_t})\frac{\Phi(-d_1)}{\Phi(-d_2)}$$

که در آن V_A ارزش دارایی شرکت در ابتدای دوره، μ میانگین بازده دارایی‌های شرکت، x_t بدهی شرکت در زمان نکول، V_A' دارایی شرکت در زمان نکول، $\Phi()$ تابع توزیع نرمال استاندارد تجمعی و d_1 و d_2 به صورت زیر محاسبه می‌شوند

رابطه (۴)
$$d_1 = \frac{log\frac{V_A}{X_t} + \left(\mu + \frac{\sigma_A^2}{2}\right)t}{\sigma_A\sqrt{t}} \quad , \quad d_2 = \frac{log\frac{V_A}{X_t} + \left(\mu - \frac{\sigma_A^2}{2}\right)t}{\sigma_A\sqrt{t}}$$

برخی از توسعه‌های مدل اولیه مرتون عبارتند از: مدل‌های نخستین گذر معرفی شده توسط بلک و کاکس[2] (۱۹۷۶) ، مدل‌هایی با نرخ بهره تصادفی معرفی‌شده به وسیله لانگستف و شوارتس[3] (۱۹۹۵)، مدل‌هایی که در آن‌ها دینامیک دارایی شرکت فرایند تصادفی غیر از حرکت براونی هندسی فرض شود، مانند میسن و بوتاچاریا[4] (۱۹۸۱) (که فرایند پرش خالص استفاده می‌کنند) و ژئو[5] (۱۹۹۷، ۲۰۰۱) (که فرایند پرش- انتشار استفاده می‌کند).

[1] Altman et al.
[2] Black & Cox
[3] Longstaff & Schwartz
[4] Mason & Bhattacharya
[5] Zhou

مروری بر چند مطالعه در حوزه زیان به شرط نکول

در سال‌های اخیر با توجه به گسترش مدل‌ها و همچنین فراهم بودن داده در اقتصادهای توسعه‌یافته، بخشی از مطالعات مربوط به زیان به شرط نکول به بررسی ارتباط میان این متغیر و متغیراحتمال نکول می‌پردازند به عنوان مثال باربگلی و ویرنس[1] (۲۰۲۳) مدل عامل ریسک منفرد حدی[2] که در مقررات بازل مورد استفاده قرار می‌گیرد را جهت بررسی وابستگی احتمال نکول و زیان به شرط نکول توسعه دادند. آن‌ها بیان کردند که ارتباط میان احتمال نکول و زیان به شرط نکول با یک عامل ریسک سیستماتیک تبیین می‌شود که قدرت آن با یک پارامتر اختصاصی کنترل می شود. محققان شکل صریح تابع نگاشت را به گونه‌ای استخراج می‌کنند که زیان به شرط نکول شرطی به عنوان تابعی از زیان به شرط نکول غیر شرطی مورد محاسبه قرار می‌گیرد. داده‌های اوراق قرضه نکول یافته شرکتی صحت کالیبراسیون مدل و تخمین سنجه‌های ریسک واقع بینانه توسط این مدل را تایید می کند.

فرمانیان[3] (۲۰۲۰) از مدل‌های ساختاری عاملی برای مطالعه ارتباط PD-LGD در دو مرحله استفاده کرد. ابتدا محاسبات را برای مدل با بدهی ثابت (تک عاملی) ارائه و سپس با فرض بدهی تصادفی مدل را به چند عامل گسترش داد. او نشان دادند که وابستگی مثبتی بین احتمال نکول و زیان به شرط نکول در همه روش‌ها وجود دارد اما بسته به مشخصات مدل و مقادیر پارامتر، امکان ایجاد وابستگی مثبت یا منفی بین زمان‌های نکول τ و زیان به شرط نکول مربوطه وجود دارد.

در مطالعه ناظمی و همکاران (۲۰۱۷) به صورت ویژه تکنیک‌های تصمیم ترکیبی فازی را جهت پیش‌بینی زیان به شرط نکول به کار برده شده است. پژوهشگران مولفه‌های اصلی را از میان ۱۰۴ متغیر اقتصاد کلان را استخراج و از آن‌ها جهت برآورد زیان به شرط نکول برای قرضه‌های شرکتی نکول یافته امریکا از سال ۲۰۰۰–۲۰۱۲ استفاده کردند. آن‌ها عملکرد مدل پیشنهادی خود را با روش‌های رگرسیون حداقل مربعات بردار پشتیبان (درقالب یک روش اصلی و دو روش تعدیل‌شده)، رگرسیون درختی، رگرسیون خطی (به عنوان معیار) و رگرسیون اپسیلون – بردار پشتیبان مقایسه کردند و بیان کردند مدل‌های مبتنی بر منطق فازی، زیان به شرط نکول نمونه را به صورت دقیق‌تری نسبت به سایر مدل‌ها پیش‌بینی می‌کنند.

گروه دیگری از مطالعات انجام شده با استفاده از روش ساختاری به تخمین زیان به شرط نکول یا قیمت‌گذاری بدهی پرداخته اند از میان می‌توان به فرانزاک و روستک[4] (۲۰۱۵) اشاره کرد که با در نظر گرفتن یک فرآیند تصادفی OU برای بازده وثیقه به مدل‌سازی زیان به‌شرط نکول مورد

[1] Barbagli & Vrins
[2] Asymptotic Single Risk Factor
[3] Fermanian
[4] Frontczak & Rostek

انتظار برای وام‌های با اندازه کوچک و متوسط که به‌وسیله املاک تجاری یا مسکونی تضمین‌شده‌اند، پرداختند. این مطالعه میان زمان نکول و زمان تصفیه تمایز قائل شده است و این امکان را ایجاد کرده است که دارایی توثیق شده پیش‌تر بابت تضمین وام دیگری استفاده شده باشد. آنان عامل هزینه را به صورت درصدی از ارزش وثیقه در نظر گرفتند. محققان پروفایل زیان را تعریف و زیان به‌شرط نکول را فرمول‌بندی کردند. در این مطالعه نرخ بهره مقدار ثابتی (نرخ بهره بدون ریسک + صرف ریسک بانک) در نظر گرفته شد. همچنین نویسندگان برای زیان به‌شرط نکول مورد انتظار مسئله مذکور، یک راه‌حل تحلیلی (فرمول بسته) ارائه کردند.

جاکوبز جی ار[1] (۲۰۱۲) با فرض پیروی ارزش شرکت (خالص ارزش پس از کسر کوپن‌ها و سودهای تقسیمی) از یک فرایند براونی با نوسان ثابت به مدل‌سازی زیان به‌شرط نکول نهایی برای وام و اوراق قرضه شرکت پرداخت. وی نرخ بازیافت را به‌صورت یک فرآیند تصادفی با دو بخش نوسانی مستقل که یکی حساسیت نرخ بازیافت به منشأ عدم اطمینان در دارایی‌ها و دیگری حساسیت نرخ بازیافت به منشأ عدم اطمینان در وثیقه را نمایندگی می‌کنند، معرفی کرد. این فرآیند تصادفی همچنین دارای بخش رانش تصادفی به شکل فرآیند OU بود. در این مطالعه نوسان دارایی و نوسان بازیافت دارای همبستگی بوده و همچنین همبستگی دیگری میان بخش نوسانات وثیقه و بخش نوسان فرآیند OU فرض شده است. اعطاکننده وام (بانک) تعیین‌کننده مرز نکول است. محقق با در نظر گرفتن دوره زمانی ثابت برای مدت تصفیه و اولویت وام نسبت به ورقه قرضه، ابتدا معادله زیان به‌شرط نکول مورد انتظار را برای وام و سپس برای ورقه قرضه ذیل سنجه واقعی به‌صورت تحلیلی ارائه کرد.

ژوکی‌وله و پئورا[2] (۲۰۰۳) مدلی را برای مطالعه زیان به‌شرط نکول مورد انتظار برای وام‌های تضمین‌شده معرفی کردند. این پژوهشگران فرض کردند که دینامیک وثیقه و دارایی شرکت هر دو از حرکت بروانی هندسی تبعیت می‌کنند و با هم به‌صورت مثبت همبسته‌اند، اما وثیقه توسط شخص ثالث تأمین می‌گردد و جزء دارایی‌های شرکت نیست.

استولز و جانسون[3] (۱۹۸۵) در قالب یک مدل ساختاری به قیمت‌گذاری بدهی تضمین‌شده پرداختند. شرکتی با دو نوع دارایی (یکی در وثیقه (B) و دیگری آزاد (A)) و دو نوع بدهی (یکی تضمین‌شده (F) و دیگری تضمین نشده (H)) را فرض گردند و با فروضی چون سررسید یکسان برای همه بدهی‌های شرکت، عدم پرداخت به دارندگان بدهی تا سررسید، نبود مالیات، کامل بودن بازار معامله دارایی، عدم محدودیت فروش استقراضی، سرمایه‌گذاران اتمی و امکان قرض‌گیری و قرض‌دهی نامحدود در نرخ بهره ثابت، قیمت بدهی‌های تضمین‌شده را در دو حالت (در یک حالت

[1] Jacobs Jr
[2] Jokivuolle & Peura
[3] Stulz & Johnson

که بدهی تضمین نشده دارای اولویت پرداخت است و در حالت دیگر بدهی تضمین شده از اولویت پرداخت برخوردار است) بررسی کردند .. همچنین کیمیجا، سوزوکی و تاناکا[1] (۲۰۰۹) و کری و گوردی[2] (۲۰۰۷) ، نیز زیان به شرط نکول یا مکمل آن نرخ بازیافت و یا قیمت بدهی را به روش ساختاری مدلسازی کردند.

خوش‌طینت و علوی (۱۳۹۶) عوامل تأثیرگذار بر زیان به‌شرط نکول مشتریان را با استفاده از روش رگرسیون توبیت مورد مطالعه قراردادند. جامعه آماری مطالعه آن‌ها مشتریان حقوقی بانک صنعت و معدن در سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۹۳ بودند که از میان ۲۰۴ شرکت موردبررسی قرار گرفتند. در این پژوهش محققان ابتدا زیان به‌شرط نکول را به روش عملکردی محاسبه و سپس از آن به‌عنوان متغیر وابسته در مدل رگرسیونی توبیت استفاده کردند. متغیرهای مستقل این پژوهش شامل وثیقه (در چهار گروه، وثیقه مسکونی، ماشین‌آلات، سفته، اوراق مشارکت و سپرده)، مبلغ تسهیلات، سررسید و نوع صنعت است. نتایج نشان داد که وثیقه ماشین‌آلات، اوراق مشارکت و سپرده تأثیر معنی‌داری بر روی LGD دارد. همچنین میزان تسهیلات بیشتر با زیان به‌شرط نکول بیشتر مرتبط بوده و زیان به‌شرط نکول در تسهیلات کوتاه‌مدت کمتر است. تأثیر صنعت وام‌گیرندگان متفاوت بوده و در برخی موارد تأثیر آن معنادار نبوده است.

مقدسی نیکجه و همکاران (۱۳۹۶) ارزش منصفانه پرتفوی تسهیلات اعطایی یکی از بانک‌های ایرانی را با دو رویکرد استانداردهای بین‌المللی گزارشگری مالی و رویکرد بانک مرکزی، بررسی کردند. مطالعه آنان شامل نمونه‌ای از قراردادهای وام پرداختی به مشتریان حقوقی بوده که از ۱۲۳۵۵ قرارداد وام برای مدل‌سازی احتمال نکول (طی ۱۲ ماه آتی و طی طول عمر) و از ۸۶۱ قرارداد وام جهت مدل‌سازی زیان نکول استفاده کردند. نویسندگان درصد زیان نکول را به‌صورت نسبت ارزش فعلی هزینه‌های وصول به‌اضافه کل مبلغ وام منهای ارزش فعلی مبالغ وصولی به مبلغ مانده وام در زمان نکول تعریف و از روش شبکه عصبی برای تخمین‌های مربوطه استفاده کردند. یافته‌های پژوهشگران نشان داد که مبلغ زیان مورد انتظار طبق رویکرد استانداردهای بین‌المللی بیشتر از مبلغ کمیت مذکور طبق بخشنامه بانک مرکزی است .

بافنده ایماندوست و همکاران (۱۳۹۵) نرخ وصول تسهیلات معوق (متغیر وابسته) را به‌صورت

$$\frac{\text{مبلغ کل وصولی معوق}}{\text{مبلغ کل وصولی + مانده تسهیلات موعد گذشته}} \times 100$$

تعریف کرده و میزان تأثیرپذیری آن از متغیرهای مستقل (اندازه تسهیلات، نرخ سود بازپرداخت تسهیلات، طول دوره بازپرداخت تسهیلات، نوع وثیقه (تضامنی یا ملکی)، هم‌زمانی سررسید بازپرداخت تسهیلات با فصل فروش محصول و وقوع حوادث غیرمترقبه) را مورد بررسی قرار دادند.

[1] Kijima, Suzuki & Tanaka
[2] Carey & Gordy

نتایج آن‌ها برای این بانک (بانک کشاورزی خراسان رضوی) نشان داد که نرخ وصول تسهیلات با اندازه تسهیلات، طول دوره بازپرداخت، ضمانت و هم‌زمانی با فصل فروش به‌طور مستقیم و معنادار، با وثیقه (ملکی) و حوادث غیرمترقبه به‌صورت معکوس و معنادار مرتبط است. نرخ وصول تسهیلات رابطه معناداری با نرخ سود بازپرداخت تسهیلات ندارد.

۳. روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش زیان به شرط نکول بدهی برای شرکت‌های پذیرفته شده در بورس و فرابورس که واجد شرایط و اطلاعات کافی برای محاسبه زیان به شرط نکول و وثائق باشند، مورد محاسبه قرار می‌گیرند. این شرایط عبارتند از:

۱. نماد شرکت از سال ۱۳۸۰تا ۱۳۹۸ در بازار سرمایه درج شده باشد .

۲. سال مالی این شرکت باید منتهی به پایان اسفند باشد.

۳. از میان شرکت‌های مالی، بیمه ای، ساختمانی، بانک‌ها و هلدینگ‌های مالی و غیر مالی نباشد.

۴. شرکت حداقل یک بدهی تضمین شده داشته باشد و وثایق استفاده شده جهت تضمین بدهی‌ها از میان دارایی شرکت باشد و اطلاعات مربوط به میزان و نوع این وثائق از صورت‌های مالی قابل استخراج باشد.

۵. احتمال نکول شرکت با فرض نرخ بهره ثابت ۲۰ درصد برای بدهی‌ها (بدون در نظر گرفتن ساختار بدهی) کمتر از ۰,۰۵درصد نباشد.

داده‌های شرکت‌ها از سایت بورس ویو[1] و سایت کدال اخذ شده است. همچنین برای مدل‌سازی دینامیک وثیقه نقدشونده از بازده شاخص تولیدکننده (موجود در سایت بانک مرکزی) استفاده شده است. همچنین برای مدل سازی وثیقه غیرنقدشونده (املاک و مستغلات) از داده‌های قیمت مسکن موجود در سایت مرکز آمار ایران استفاده گردید. به منظور مدل سازی دینامیک دارایی هر شرکت، مولفه‌های مورد نیاز مبتنی بر داده‌های موجود شرکت از سال ۱۳۸۰ تا پایان سال ۱۳۹۶ بهره گرفته‌شد و تخمین زیان به شرط نکول برای پایان سال ۱۳۹۷ انجام گردید. دلیل استفاده از سال ۱۳۹۶ به عنوان سال انتهایی این است که از ابتدای سال ۱۳۹۸ بورس اوراق بهادار تهران دچار رشد قیمتی حباب گونه‌ای شد و لذا داده‌های تا انتهای سال ۱۳۹۶ در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفته است و زیان به شرط نکول مورد انتظار برای انتهای سال ۱۳۹۷ تخمین زده شده است. بدیهی است هدف این مطالعه ارائه آخرین تخمین از زیان به شرط نکول بدهی شرکت‌های منتخب

[1] Bourse View

نبوده و هدف اصلی ارائه روش محاسبه این متغیر با استفاده از مدل‌های ساختاری (و برای اولین بار در ایران) و مطالعه تاثیر نقدشوندگی وثیقه و ساختار بدهی بر مقدار زیان به شرط نکول است.

همانطور که بیان شد متغیرهای متعددی می توانند بر زیان به شرط نکول یک شرکت تاثیرگذار باشند و لذا برای مدل‌سازی زیان به شرط نکول در رویکرد ساختاری معمولا از فروض ساده‌تری مشابه با مطالعه مرتون (۱۹۷۴) و یا ژئو (۱۹۹۷، ۲۰۰۱) برای کنترل متغیرها و امکان مدل‌سازی زیان به شرط نکول استفاده می‌شود. فروضی که در این مطالعه در نظر گرفته شده اند عبارتند از:

۱. زمان شناسایی نکول و زمان تصفیه بر هم منطبق اند.
۲. وثایق از میان دارایی‌های مشهود شرکت هستند.
۳. سررسید همه بدهی‌ها یکسان و برابر با یک سال است.
۴. دارایی‌های شرکت قابل معامله اند.
۵. معافیت مالیاتی وجود دارد و شرکتها سود نقدی نمی پردازند.
۶. همه بدهی‌ها قرضه بدون کوپن هستند.

به دلیل تنوعی که در ساختارهای بدهی و نوع وثیقه وام شرکت‌ها وجود دارد، در این مطالعه ساختارهای بدهی مختلف که شامل بدهی‌هایی با وثیقه و بدون وثیقه هستند در نظر گرفته می‌شوند. همچنین وثیقه وام‌ها به دو دسته وثیقه با نقدشوندگی پائین (املاک و مستغلات) و نقدشوندگی بالا (همانند مواد اولیه و اسناد دریافتنی) تقسیم بندی می‌شوند. به این ترتیب شرکت‌های نمونه بر حسب نوع بدهی و نوع وثیقه در سه ساختار بدهی مختلف تقسیم می‌شوند که این ساختارها به طور اختصار در جدول (۱) معرفی شده است. شایان ذکر است که علاوه بر تخمین زیان به شرط نکول برای ساختار واقعی هر شرکت، با هدف بررسی اثر تغییر در نوع وثیقه و سهم وام تضمین شده با هر وثیقه، تخمین زیان به شرط نکول برای دو ساختار بدهی دیگر نیز (که به صورت فرضی برای شرکت در نظر گرفته می‌شوند) انجام شده و نتایج گزارش می‌شوند. به عنوان مثال شرکت‌هایی که در ساختار یک قرار می گیرند، دارای وام تضمین‌شده با وثیقه نقدشونده هستند. لذا با این پرسش که «اگر هر یک از این شرکت‌ها به جای وثیقه نقدشونده، وثیقه کمتر نقدشونده برای تضمین وام ارائه می‌کردند، زیان به شرط نکول شرکت چگونه تغییر می‌یافت؟»، زیان به شرط نکول با فرض ساختار بدهی دوم برای این شرکت‌ها نیز محاسبه می‌شود. مشابه مطالعه رمپینی و ویسواتان[1] (۲۰۲۰) و روش رایج شرکت‌ها در تامین وثائق وام‌ها، در این مطالعه نیز فرض می‌شود وثایق از میان دارایی‌های مشهود شرکت هستند.

[1] Rampini & Viswanathan

جدول۱. معرفی ساختارهای بدهی و فرآیندهای تصادفی دارایی و وثایق

ساختار بدهی	فرآیند تصادفی دارایی کل	فرآیند تصادفی وثیقه
۱. دو بدهی- یکی تضمین شده با دارایی نقدشونده و بدهی دیگر تضمین نشده	پرش - پراکندگی	قیمت وثیقه، حرکت براونی هندسی
۲. دو بدهی- یکی تضمین شده با وثیقه با نقدشوندگی پایین و دیگری تضمین نشده	پرش- پراکندگی	لگاریتم طبیعی قیمت وثیقه، فرآیند بازگشت به میانگین با روند
۳. سه بدهی- دو بدهی تضمین شده با وثایق نقد شونده و با نقدشوندگی پایین و بدهی تضمین نشده	پرش- پراکندگی	وثیقه نقد شونده: قیمت وثیقه، حرکت براونی هندسی وثیقه کمتر نقدشونده: لگاریتم طبیعی قیمت وثیقه، فرآیند بازگشت به میانگین با روند

مدل پرش پراکندگی استفاده شده در این مطالعه مدل مرتون (۱۹۷۶) است که در آن شمارنده پرش‌ها دارای توزیع پواسن و اندازه پرش‌ها از توزیع لگاریتم نرمال تبعیت می‌کند.

در این مطالعه تفاوت در وثایق از دو منظر در نظر گرفته شده است. اول اینکه فرایند تصادفی که قیمت وثایق از آن‌ها تبعیت می‌کنند با تغییر نوع وثایق تغییر می‌کند و همچنین وثایق کمتر نقدشونده به دلیل عدم نقدشوندگی کافی به ارزش جاری بازار بفروش نمی‌رسند. بنابراین برای این وثیقه‌ها یک پنالتی (جریمه) عدم نقدشوندگی در نظر گرفته می شود و فرض می‌شود این مقدار از کاهش قیمت، خرید این دارایی را به اندازه‌ای جذاب می‌کند که دارایی سریعا نقد شود.

فرآیندهای تصادفی ارزش دارایی و وثیقه‌ها

همانطور که بیان شد فرض می شود که ارزش دارایی کل شرکت از فرآیند تصادفی پرش-پراکندگی معرفی شده توسط مرتون (۱۹۷۶) تبعیت می‌کند از این‌رو داریم:

$$dA(t) = \mu_A A(t-)dt + \sigma_A A(t-)dW(t) + A(t-)dJ(t) \quad \text{رابطه (۱)}$$

$$J(t) = \sum_{j=1}^{N(t)} Y_j - 1 \quad \text{رابطه (۲)}$$

در این رابطه $A(t-)$ ارزش دارایی در لحظه قبل، μ_A مولفه رانش، σ_A مولفه پراکندگی، $dW(t)$ فرآیند وینر استاندارد و $dJ(t)$ فرآیند پرش است که در آن $N(t)$ شمارنده دارای توزیع پواسون با نرخ λ و همچنین اندازه پرش‌ها به صورت $Y_j \sim LN(\mu_j, \sigma_j^2)$ می‌باشد.

همچنین فرض می‌شود که ارزش وثیقه نقدشونده از فرآیند انتشار به شکل ذیل تبعیت می‌کند:

$$dC_1(t) = \mu_{C_1} C_1(t)dt + \sigma_{C_1} C_1(t)dW_1(t) \quad \text{رابطه (۳)}$$

$$corr(dW, dW_1) = \rho_1 dt$$

μ_{C_1} مولفه رانش (میانگین بازدهی وثیقه نقدشونده) و σ_{C_1} مولفه پراکندگی (انحراف معیار بازدهی وثیقه نقدشوندگی) و ρ_1 همبستگی میان بازده‌های وثیقه نقدشونده و دارایی کل شرکت است که بر بخش پراکندگی اعمال می‌شود و برای وثیقه کمتر نقدشونده (املاک و مستغلات) به پیروی از فبوزی و همکاران[1] (۲۰۱۲) فرض می‌شود که قیمت مسکن از یک فرایند trending OU تبعیت می‌کند.

رابطه (۴) $$Y(t) = \ln(C_{IL}(t))$$

رابطه (۵) $$Y(t) = a + bt + q(t)$$

رابطه (۶) $$dq(t) = -\kappa q(t)dt + \sigma_{C_2} dW_2(t)$$
$$corr(dW, dW_2) = \rho_2 dt$$

رابطه (۷) $$C_2(t) = \beta\, C_{IL}(t)$$

b ضریب روند زمانی، κ سرعت بازگشت به میانگین، σ_{C_2} مولفه پراکندگی، ρ_2 همبستگی میان بازده‌های وثیقه کمتر نقدشونده و دارایی کل شرکت است که بر بخش پراکندگی اعمال می‌شود. β نیز پنالتی عدم نقدشوندگی است.

متغیرهای ورودی مدل‌ها

۱. مولفه‌های مربوط به تعیین ارزش دارایی شرکت: بیان شد که ارزش بازاری دارایی‌های شرکت از یک فرایند تصادفی پرش–پراکندگی تبعیت می‌کند. در این فرآیند تصادفی ۵ متغیر کلیدی مربوط به ارزش دارایی‌های یک شرکت باید تخمین زده شود که عبارتند از میانگین بازدهی، نوسان بازدهی، شدت (یا نرخ پرش)، میانگین و انحراف معیار بخش پرش. بدین منظور ابتدا برای شرکت‌های نمونه ارزش دفتری بدهی با تواتر ماهانه تخمین زده شد و سپس مشابه ائوم و همکاران[2] (۲۰۰۴) ارزش بازاری دارایی شرکت به صورت مجموع ارزش بازاری سهام شرکت و بدهی در تواتر ماهانه حساب (از ۱۲/ ۱۳۸۰تا ۱۳۹۶/۱۲) و بازده لگاریتمی آن محاسبه گردید. در نهایت از کد شماره ۷ ذکر شده در مقاله بریگو و همکاران[3] (۲۰۰۸) (با اندکی تغییر) جهت برآورد ۵ مولفه مذکور (در مقیاس سالانه) به روش تخمین با حداکثر درست‌نمایی استفاده گردید. مقادیر این متغیرها در جدول (۳) برای یازده شرکت نمونه گزارش شده است.

[1] Fabozzi et al.
[2] Eom et al.
[3] Brigo et al.

۲. مولفه‌های مربوط به تعیین ارزش وثیقه نقدشونده: در این مطالعه فرض می‌شود که قیمت دارایی‌های جاری شرکت به میزان تورم تولیدکننده (بازده شاخص قیمت تولید کننده) تغییر می‌کند. از این‌رو ابتدا بازده شاخص قیمت تولیدکننده در تواتر ماهانه از ابتدای سال ۱۳۸۱ تا پایان سال۱۳۹۶ به صورت بازده لگاریتمی حساب و میانگین و انحراف معیارسالانه آن به عنوان مولفه‌های رانش و تلاطم در فرآیند براونی هندسی استفاده گردید. مولفه‌های تخمینی از این قرارند:

$$\mu_{C_1} = \ 0.1494 \quad \text{و} \quad \sigma_{C_1} = \ 0.0564$$

۳. مولفه‌های مربوط به تعیین ارزش وثیقه کمتر نقدشونده: از آنجا که یکی از وثیقه‌های اصلی مورد استفاده شرکت‌ها املاک و مستغلات شرکت می باشد، جهت محاسبه مولفه‌های وثیقه کمتر نقدشونده‌ی شرکت فرض می‌شودکه تغییرات دارایی کمتر نقدشونده مشابه با تغییرات قیمت مسکن است. از این‌رو از داده‌های متوسط قیمت یک متر مربع واحد مسکونی برحسب شهرهای منتخب کشور جهت ایجاد شاخص کل تغییرات قیمت مسکن استفاده شد. داده‌های اصلی تواتر نیمسال داشتند که سال پایه در شاخص پایان نیمه نخست سال۱۳۷۲ در نظر گرفته شد و در ادامه صرفا داده‌های پایان سال (۱۳۷۲-۱۳۹۶) برای تخمین مولفه‌ها مد نظر قرار گرفت. در مرحله بعد لگاریتم طبیعی داده‌ها محاسبه و رگرسیونی جهت برآورد روند بر آن‌ها اعمال و مولفه ضریب تغییرات با زمان (روند) به‌دست آمد. در ادامه بر پسماندهای رگرسیون فعلی یک رگرسیون به شکل AR(1) بر داده‌ها اعمال و مولفه‌های سرعت بازگشت به میانگین و تلاطم با توجه مشابه چیاپو و فیوچن[1] (۲۰۱۷) در روش حداقل مربعات معمولی به صورت زیر استخراج گردید.

رابطه (۸)
$$\kappa = -\frac{\ln(\text{ضریب متغیر مستقل})}{\Delta t}$$

رابطه (۹)
$$\sigma_{C_2} = sd(\epsilon_t)\sqrt{\frac{2\kappa}{(1-e^{2\kappa\Delta t})}}$$

$sd(\epsilon_t)$ انحراف معیار پسماند رگرسیون دوم است. بدین ترتیب مولفه‌های به کار رفته برای وثیقه کمتر نقدشونده در مطالعه حاضر عبارتند از:

$b = 0.1945$	$\kappa = 0.1248$	$\sigma_{C_2} = 0.1448$	$\beta = 0.9$

در زمان اعمال مولفه‌ها در فرایند شبیه‌سازی، برای متغیر عرض از مبدا رگرسیون روند، از لگاریتم طبیعی نسبت بدهی در زمان صفر به LTV[2] استفاده شد.

[1] Chaiyapo & Phewchean
[2] Loan To Value Ratio

۴. حداقل نرخ بهره (r): نرخ بهره کمینه (حداقل) را این‌گونه تعریف می‌کنیم که کمترین نرخ بهره‌ای است که با توجه به تضمین شدگی بدهی در نظر گرفته می‌شود و شامل ریسک اعتباری قرض‌گیرنده نمی‌باشد. این نرخ بهره برای همه شرکت‌ها یکسان و مقدار آن برای بدهی‌های تضمین شده بدون در نظر گرفتن نوع وثیقه برابر ۲۲ درصد و برای بدهی‌های تضمین نشده ۲۵ درصد در نظر گرفته شده است.

۵. نسبت وام به وثیقه (LTV): در این مطالعه نسبت ارزش وام در ابتدای دوره (که شامل مبالغ بهره نمی‌شود) به ارزش وثیقه در همان زمان را نسبت وام به وثیقه تعریف‌شده و برابر با مقدار ثابت یک در نظر گرفته می شود. به‌عبارتی فرض می‌شود که مقدار وثیقه در زمان اعطای تسهیلات برابر اندازه بدهی (اصل مبلغ) می‌باشد.

۶. مقدار بدهی: فرض می‌شود مقدار هریک از بدهی‌ها در ابتدای دوره برابر با ارزش تنزیلی یک ورقه قرضه است و چون این مقدار برای ما معلوم است، ارزش در سررسید هریک از بدهی‌ها برابر خواهد بود با:

$$F(t) = F\ \mathrm{e}^{\mathrm{rt}}$$

که در این مطالعه $t=T$ زمان تا سررسید است.

همچنین بدهی‌های شرکت را به ۴ دسته تقسیم می‌شود: بدهی کل که برابر با مجموع بدهی جاری و غیرجاری است و نماد آن در ابتدای دوره F خواهد بود. مقدار اول دوره بدهی تضمین شده با وثیقه نقدشونده را با F_1، مقدار اولیه بدهی تضمین شده با وثیقه کمتر نقدشونده را با F_2 و مقدار بدهی تضمین نشده اول دوره را با F_3 نشان می‌دهیم.[۱] مقدار بدهی جاری و غیرجاری از ترازنامه، مقادیر بدهی تضمین شده از بخش تسهیلات تضمین‌شده در یادداشت‌های توضیحی همراه صورت‌های مالی به تفکیک نوع وثیقه استخراج می‌شود. برای استفاده از مدل یک فرض می‌شود همه تسهیلات تضمین شده دارای وثیقه نقدشونده هستند. در مدل دوم فرض می‌شود همه تسهیلات وثیقه غیر نقدشونده دارند. برای تخمین مقدار بدهی تضمین نشده در همه مدل‌ها بدهی تضمین شده از مقدار بدهی کل (جاری + غیرجاری) کسر شده است. در مدل سوم برای شرکت‌هایی که از هر دو نوع بدهی تضمین شده در ساختار بدهی دارند مقادیر اصلی و برای شرکت‌هایی که فقط یک مقدار بدهی تضمین شده دارند مقدار این بدهی به دو قسمت مساوی با وثیقه نقدشونده و با وثیقه کمترنقدشونده تقسیم می‌گردد.

۱. همبستگی دارایی شرکت با وثایق: همبستگی ساده بازده دارایی کل هریک از شرکت‌ها و بازده شاخص قیمت تولید کننده به عنوان همبستگی دارایی شرکت و وثیقه نقدشونده و همبستگی ساده

---

[۱] هریک از این بدهی‌ها در ساختار بدهی‌ها اندیس دیگری که نشان دهنده مدل ساختار بدهی باشد دریافت می‌کنند.

بازده دارایی کل هریک از شرکت‌ها و بازده شاخص مسکن به عنوان همبستگی دارایی شرکت و وثیقه کمتر نقدشونده در نظر گرفته شد.

۲. میزان دارایی مشهود: درباره دارایی نامشهود فروض زیر در نظر گرفته می شود:

الف–نسبت دارایی نامشهود به کل دارایی شرکت در دو حالت نکول و تداوم فعالیت یکسان نیست.

ب– با نزدیک شدن به نکول شرکت دارایی‌های نامشهود خود را به تدریج از دست می‌دهد و به گونه ای که در زمان نکول ۹۵ درصد از ارزش بازاری دارایی‌های شرکت را دارایی مشهود (α_d) تشکیل می دهد.

جهت برآورد ارزش بازاری دارایی مشهود هر شرکت در زمانی که شرکت به صورت عادی به فعالیت خود ادامه می دهد (α_{nd}) ، می‌بایست ویژگی‌های صنعتی که شرکت در آن فعال است لحاظ شود. با توجه به اینکه در هر زمان ارزش بازاری دارایی مشهود شرکت برابراست با ارزش بازاری دارایی کل منهای ارزش بازاری دارایی نامشهود، از اینرو ابتدا درصد دارایی نامشهود به کل دارایی باید برآورد گردد. با توجه به پژوهش پیتر و تیلورز[1] (۲۰۱۷) برای برآورد این متغیر نیاز است اقلامی از ترازنامه (دارایی‌های نامشهود گزارش شده) و صورت سود و زیان (ذخیره تحقیق و توسعه) و یادداشتهای توضیحی (نرخ اسقاط) را در اختیار داشته باشیم اما با توجه به محدودیت داده‌ها امکان محاسبه این اقلام برای شرکت‌های داخلی محدود می‌باشد. لذا ابتدا شرکت‌ها در ۴ گروه صنعتی (سلامت محور، تولیدی، تکنولوژی محور[2] و خدماتی) قرار داده و فرض می شود که درصد دارایی‌های نامشهود شرکت‌های ایرانی برابر با حداقل درصد دارایی نامشهود شرکتهای آمریکایی در صنایع مشابه است. لذا با استفاده از نمودار شکل (۱) در مقاله مذکور، ازمقدار ۵۰درصد برای درصد دارایی نامشهود به کل دارایی برای شرکت‌های دارویی و از مقدار ۳۰درصد برای سایر شرکت‌ها استفاده می‌شود. بنابراین ارزش بازاری دارایی مشهود که وثایق از میان آنهاست در شرکت‌های تولیدی برابر با ۷۰ درصد، و در شرکت‌های دارویی۵۰ درصد ارزش بازاری دارایی کل شرکت است.

۳. هزینه‌های قانونی تصفیه (θ): فرض می‌شود ۸ درصد از مقدار بازیافت شده هر بدهی بابت هزینه تصفیه درنظر گرفته می‌شود.

۴. پنالتی عدم نقدشوندگی (β): فرض می‌شود به دلیل تسریع در فروش وثیقه کمتر نقدشونده در زمان نکول ۱۰درصد از ارزش این وثیقه کاهش می‌یابد بنابراین β برابر با ۹۰درصد می‌باشد.

[1] Peters & Taylor
[2] High Tech

متغیرهای خروجی هر مدل

متغیرهایی که به عنوان متغیرهای خروجی مورد محاسبه قرار می گیرند عبارتند از

۱. احتمال نکول (PD)

۲. زیان به شرط نکول مورد انتظار در سطح بدهی

میانگین زیان به شرط نکول در مسیرهای مختلف شبیه‌سازی شده است که در قالب متغیرهای مختلف محاسبه می شود.

برای بدهی تضمین شده به دو شکل محاسبه می شود، ۱) زیان به شرط نکول که صرفا با بازیافت از محل وثیقه در دو حالت وثیقه نقد شونده بالا و وثیقه با نقدشوندگی کمتر محاسبه می‌شود ($ELGDC1_{m_i}$ و $ELGDC2_{m_i}$) ۲) زیان به شرط نکول کل برای بدهی های تضمین‌شده با فرض اینکه بازیافت کل می تواند هم از محل وثیقه و هم از محل سایر دارایی‌های شرکت حاصل شود. ($ETLGDC1_{m_i}$ و $ETLGDC2_{m_i}$) و نهایتا زیان به شرط نکول برای بدهی تضمین نشده شرکت ($ELGD_{r_m_i}$)

۳. زیان به شرط نکول در شرایط سخت یا بحرانی[1] ($DLGD_{m_i}$) که زیان به نکول بدهی در صدک ۹۹,۹ درصد است.

۴. زیان به شرط نکول کل مورد انتظار شرکت ($EFLGD_{m_i}$)

که m_i نشان‌دهنده مدل i ام است.

تخمین احتمال نکول

برای تخمین احتمال نکول باید شرط نکول در حالی که وثایق از دارایی‌های شرکت هستند محقق گردد:

رابطه (۱۰)

$$I_{1_m_i} = \begin{cases} 1, & A(t) \le F_{m_i}(t) \\ 0, & else \end{cases}$$

$$I_{2_m_i} = \begin{cases} 1, & \alpha_d \mathrm{A(t)} \ge \sum_J C_{J_m_i}(t) \\ 0, & else \end{cases}$$

$$I_{1,2_m_i} = I_{1_m_i} \times I_{2_m_i}$$

در زمان تداوم فعالیت شرکت در حالیکه وثایق از دارایی‌های شرکت هستند، داریم:

[1] Downturn LGD

رابطه (۱۱)

$$I'_{1_m_i} = \begin{cases} 1, & A(t) > F_{m_i}(t) \\ 0, & else \end{cases}$$

$$I'_{2_m_i} = \begin{cases} 1, & \alpha_{nd} \mathrm{A(t)} \geq \sum_J C_{J_m_i}(t) \\ 0, & else \end{cases}$$

$$I'_{1,2_m_i} = I'_{1_m_i} \times I'_{2_m_i}$$

و لذا احتمال نکول برابر خواهد بود با:

رابطه (۱۲)

$$PD_{m_i}(t) = \frac{\sum(I_{1,2_m_i})}{\sum(I_{1,2_m_i}) + \sum(I'_{1,2_{m_i}})}$$

در روابط (۱۱) و(۱۲) m_i مربوط به شماره ساختار بدهی و C_J ارزش وثیقه حاصل از فرایند تصادفی بدهی مربوط به همان ساختار بدهی است. مثلا در ساختار سوم ارزش وثایق مدنظر در این روابط شامل دو وثیقه C_1 و C_{IL} (نه C_2) می باشد.

تخمین زیان به شرط نکول

با توجه به اینکه فرض می‌گردد اکثر شرکت‌ها می‌توانند هریک از سه ساختار بدهی را داشته باشد، در این بخش صرفا ساختار بدهی اول (و بخشی از ساختار بدهی دوم) توضیح داده می‌شود. برای ساختار بدهی سوم به به طور مشابه عمل می‌شود. همانطور که قبلا اشاره شد، در این مطالعه، زیان به شرط نکول فقط در زمان سررسید (یک سال) برآورد می‌گردد و نوشتن فرمول‌ها به شکل وابسته به t صرفا بیان روابط به شکل کلی است. لذا در جداول بخش تحلیل یافته‌ها، مقادیر گزارش‌شده برای انتهای دوره یک سال مورد محاسبه قرار گرفته است.

ساختار بدهی اول

در ساختار بدهی اول فرض می‌شود دو بدهی وجود دارد که یکی از آن‌ها با وثیقه‌ای نقدشونده تضمین‌شده و بدهی دیگر تضمین نشده است. اگر شرکت در سررسید نکول کند (با این دو شرط که ارزش دارایی کل شرکت در سررسید کمتر یا مساوی بدهی کل باشد و همچنین ارزش کل دارایی‌های مشهود شرکت بزرگتر یا مساوی ارزش وثیقه در سررسید باشد)، بدهی تضمین‌شده ابتدا از محل فروش وثیقه بازیافت می‌شود و اگر بخشی از آن از محل وثیقه بازیافت نگردید، آن بخش در ردیف بدهی‌های تضمین نشده قرار می‌گیرد. بنابراین در هرمسیر که در آن نکول تایید شده اتفاق بیفتد، نرخ بازیافت از محل وثیقه برابر خواهد بود با:

رابطه (۱۳)
$$RRC1_{m_1}(t) = \frac{\min\left(C_{1_m_1}(t), F_{1_m_1}(t)\right)}{F_{1_m_1}(t)} | I_{1,2_m_1(I=1)}$$

بنابراین زیان به شرط نکول در همان مسیر عبارت خواهد بود از:

رابطه (۱۴)
$$LGDC1_{m_1}(t) = 1 - (1-\theta)RRC1_{m_1}(t)$$

و زیان به شرط نکول مورد انتظار از میانگین زیان به شرط نکول‌های مسیرهای مختلف است:

رابطه (۱۵)
$$ELGDC1_{m_1}(t) = E(LGDC1_{m_1}(t))$$

زیان به شرط نکول بدهی تضمین نشده

جهت برآورد زیان به شرط نکول بدهی تضمین‌شده باید مقدار دارایی قابل فروش در شرکت پس از تصفیه اولیه بدهی تضمین‌شده و اینکه این مقدار برای بازیافت چه مقدار بدهی مورد استفاده قرار می‌گیرد، مشخص شود:

رابطه (۱۶)
$$A_{r_m_1}(t) = (\alpha_d A(t) - \min\left(C_{1_m_1}(t), F_{1_m_1}(t)\right))|I_{1,2_m_1(I=1)}$$

رابطه (۱۷)
$$F_{r_m_1}(t) = F_{3m_1}(t) + max\left(F_{1_m_1}(t) - C_{1_m_1}(t), 0\right)|I_{1,2_m_1(I=1)}$$

به بیانی دیگر

$$F_{r_m_1}(t) = F_{_m_1}(t) - \min\left(C_{1_m_1}(t), F_{1_m_1}(t)\right)|I_{1,2_m_1(I=1)}$$

بنابراین نرخ بازیافت و زیان به شرط نکول بدهی تضمین نشده به شرح زیر خواهد بود:

رابطه (۱۸)
$$for\ F_{r_m_1}(t) \neq 0 \Rightarrow RR_{r_m_1}(t) = \frac{\max(A_{r_m_1}(t), 0)}{F_{r_m_1}(t)} | I_{1,2_m_1(I=1)}$$

رابطه (۱۹)
$$LGD_{r_m_1}(t) = 1 - (1-\theta)RR_{r_m_1}(t)$$

و زیان به شرط نکول بدهی تضمین نشده عبارت خواهد بود از:

رابطه (۲۰)
$$ELGD_{r_m_1}(t) = E(\ LGD_{r_m_1}(t))$$

در ساختار بدهی یک، چون وثیقه نقدشونده است می‌توان فرض کرد که هزینه ای بابت عدم نقدشوندگی وجود ندارد از این‌رو با فروش وثیقه، هم‌زمان مقدار فروش رفته از دارایی‌ها و بدهی‌های شرکت کسر و دارایی و بدهی باقیمانده شرکت به‌دست می‌آید. اما در ساختار بدهی‌های دوم و

سوم، به دلیل عدم نقدشوندگی وثیقه در زمانی که نیاز به فروش سریع آن وجود دارد، عایدی کمتری برای شرکت حاصل می‌شود به عنوان مثال در ساختار بدهی دوم دارایی باقیمانده برابر است با:

رابطه (۲۱)
$$A_{r_m_2}(t) = (\alpha_d A(t) - C_{IL_m_2}(t) + \max\big(C_{2_m_2}(t) - F_{2_m_2}(t), 0\big))|I_{1,2_m_2(\boldsymbol{I=1})}$$

زیان به شرط نکول کل در بدهی تضمین شده:

قبلا اشاره شد که بخشی از بدهی تضمین شده که از محل وثیقه مربوطه بازیافت نمی‌شود به عنوان بخشی از بدهی تضمین‌نشده محسوب می‌شود و می‌تواند از محل دارایی‌های باقیمانده شرکت (در صورت وجود) بازیافت شود. بنابراین نرخ بازیافت کل بدهی تضمین شده برابر خواهد بود با:

رابطه (۲۲)
$$TRRC1_{m_1}(t) = (RRC1_{m_1}(t) + \frac{max\left(\left(F_{1_m_1}(t) - C_{1_m_1}(t)\right), 0\right)}{F_{1_m_1}(t)} . RR_{r_m_1}(t))|I_{1,2_m_1(\boldsymbol{I=1})}$$

رابطه (۲۳)
$$TLGDC1_{m_1}(t) = 1 - (1-\theta)TRRC1_{m_1}(t) \Longrightarrow ETLGDC1_{m_1}(t) = E(\,TLGDC1_{m_1}(t))$$

با توجه به اینکه بدهی تضمین‌شده از دو محل بازیافت می‌شود، نرخ بازیافت کل آن از نرخ بازیافت که صرفا از محل وثیقه حاصل می‌شود بیشتر بوده و از این‌رو زیان به شرط نکول کل بدهی تضمین‌شده از زیان به شرط نکولی که تنها وثیقه را در نظر می‌گیرد، کمتر است.

نرخ بازیافت و زیان به شرط نکول در سطح شرکت

اگر نرخ بازیافت در سطح شرکت را میانگین موزون با اندازه بدهی نرخ بازیافت‌های تک تک بدهی‌ها در نظر بگیرم، به عنوان مثال در حالت ساختار بدهی سوم که کامل ترین ساختار بدهی مطالعه حاضر است خواهیم داشت:

$$FRR_{m_3} = \frac{F_{1_m_3}(t)}{F_{m_3}(t)} \times\ TRRC1_{m_3}(t) + \frac{F_{2_m_3}(t)}{F_{m_3}(t)} \times TRRC2_{m_3}(t) + \frac{F_{3_m_3}(t)}{F_{m_3}(t)} \times RR_{r_m_3}(t)|I_{1,2_m_3(\boldsymbol{I=1})}$$

رابطه (۲۴)

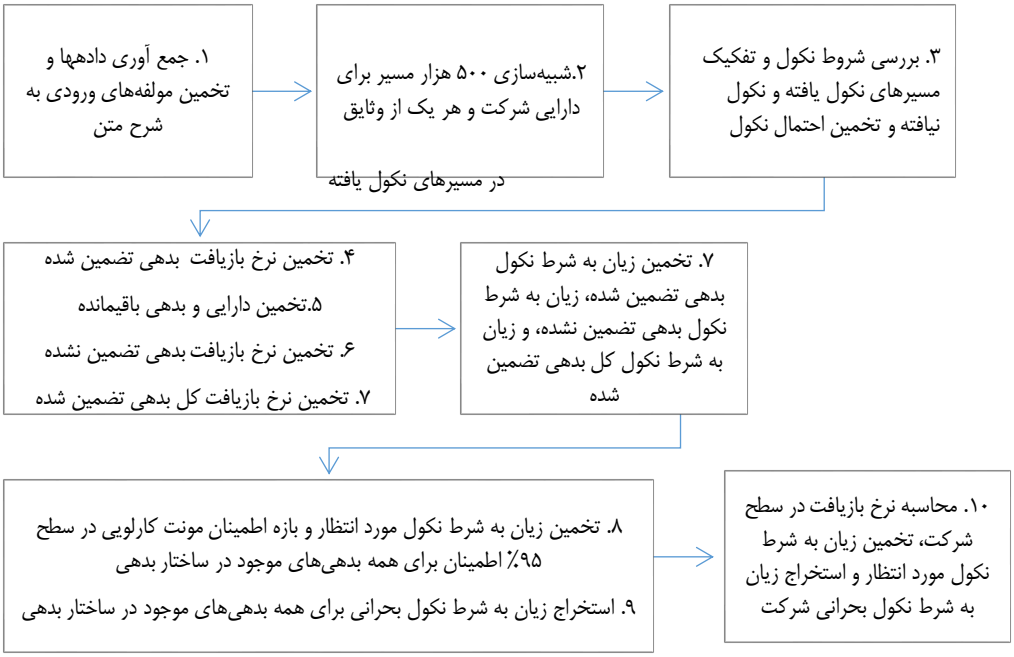
رابطه (۲۵)
$$FLGD_{m_3}(t) = 1 - (1-\theta)\ FRR_{m_3}(t)$$

رابطه (۲۶)
$$EFLGD_{m_3}(t) = E(\,FLGD_{m_3}(t))$$

رابطه فوق برای همه ساختارهای بدهی برقرار است زیرا در ساختار بدهی اول ضریب جمله دوم صفر است، در ساختار بدهی دوم جمله اول صفر است.

مراحل تخمین

مراحل تخمین زیان به شرط نکول با استفاده از روش شبیه‌سازی مونت کارلو در نمودار (۱) نشان داده شده است.



نمودار ۱. مراحل تخمین زیان به شرط نکول با استفاده از روش شبیه‌سازی مونت کارلو

۴. تحلیل داده‌ها و یافته‌ها

در ابتدای این بخش برخی از ویژگی‌های شرکت‌های نمونه ذکر می‌گردد و سپس نتایج تخمین زیان به شرط نکول درسطح بدهی و سطح شرکت در ساختارهای بدهی ذکر می‌گردد.

معرفی شرکت‌های نمونه

ستون دوم جدول (۲) به معرفی شرکت‌های نمونه می‌پردازد. همانطور که بیان شد این شرکت‌ها به‌واسطه وجود اطلاعات مورد نیاز در این پژوهش و به خصوص اطلاعات مربوط به وثیقه بدهی‌های شرکت به عنوان شرکت‌های نمونه انتخاب شده‌اند. در ستون سوم این جدول نسبت

بدهی دفتری به قیمت بازاری دارایی در پایان سال ۱۳۹۶ گزارش شده است. همانطور که مشخص است بیشترین نسبت بدهی به دارایی را شرکت داروسازی زاگرس فارمد پارس (با نماد ددام) داشته و کمترین مقدار این نسبت متعلق به شرکت سیمان قائن (با نماد سقاین) است. ستون چهارم ساختار بدهی واقعی شرکت را نشان می‌دهد. تعیین ساختار بدهی و نوع وثیقه، با مراجعه به یادداشت‌های توضیحی شرکت‌ها صورت گرفت. به عنوان مثال برای شرکت سایپا آذین با نماد خاذین در بررسی یادداشت‌های توضیحی (منتهی به۲۹ اسفند ۱۳۹۶) مشخص گردید که ۲۵۹۳۹۰ میلیون ریال بدهی تضمین شده با وثیقه چک و سفته در بخش تسهیلات مالی دریافتی وجود دارد، بنابراین این بدهی یک بدهی تضمین شده با وثیقه نقدشونده محسوب می‌گردد و سایر بدهی‌های شرکت تضمین نشده فرض می‌گردد، در نتیجه ساختار بدهی واقعی شرکت ساختار بدهی یک خواهد بود. در ستون پنجم سایر ساختارهای بدهی فرضی که برای تحلیل حساسیت برای شرکت در نظر گرفته شده اند، ذکر شده است.

جدول۲. شرکت‌های نمونه

شماره شرکت	نماد شرکت	نسبت بدهی به دارایی کل	ساختار بدهی واقعی	سایر ساختارهای بدهی که به صورت فرضی در نظر گرفته شده است	همبستگی بازده دارایی شرکت و بازده شاخص قیمت تولید کننده	همبستگی بازده دارایی شرکت و بازده شاخص قیمت مسکن
۱	خاذین	۰،۵۵۲۹	۱	۲	-۰/۰۱۰۴	-۰/۱۷۹۷
۲	شدوص	۰،۵۶۴۶	۱	۲	۰/۰۱۶۲	۰/۲۶۶۹
۳	خکمک	۰،۶۰۵۸	۱	۲	-۰/۰۰۱۵	۰/۱۱۹۱
۴	زمگسا	۰،۴۸۲۲	۱	۲	۰/۰۱۳۹	۰/۲۰۰۷
۵	کلوند	۰،۵۱۱۲	۳	۱-۲	-۰/۰۰۰۵	-۰/۰۵۳۳
۶	غبهنوش	۰،۷۲۲۷	۳	۱-۲	-۰/۰۰۶۵	-۰/۱۴۹۹
۷	ددام	۰،۸۱۴۲	۳	۱-۲	۰/۰۰۶۵	-۰/۰۲۸۱
۸	دلقما	۰،۵۹۹۰	۳	۱-۲	۰/۰۰۷۰	۰/۲۹۱۳
۹	دلر	۰،۶۹۹۸	۳	۱-۲	-۰/۰۰۱۲	-۰/۰۱۹۹
۱۰	خلنت	۰،۴۴۵۷	۳	۱-۲	۰/۰۰۸۳	۰/۱۲۹۶
۱۱	سقاین	۰،۴۱۴۱	۳	۱-۲	۰/۰۰۵۱	۰/۲۲۶۶

ستون‌های ششم و هفتم همبستگی بازده دارایی‌های شرکت را به ترتیب با «بازده شاخص قیمت تولید کننده کل» (معیاری برای تخمین مولفه‌های وثیقه نقد شونده) و با «بازده شاخص قیمت املاک مسکونی» (معیاری برای تخمین مولفه‌های وثیقه کمتر نقدشونده) گزارش می‌کنند. مقایسه ستون‌های ۶ و ۷ جدول (۲) نشان می‌دهد که همبستگی بازده دارایی‌های اکثر شرکت‌ها با بازده شاخص قیمت املاک مسکونی بیشتر از همبستگی بازده دارایی این شرکت‌ها با بازده شاخص قیمت تولید کننده است.

جدول (۳) مولفه‌های فرآیند تصادفی پرش– پراکندگی را به روش حداکثر کردن تابع درست‌نمایی که با استفاده از کد شماره ۷ در مقاله بریگو و همکاران (۲۰۰۸) (با اندکی تغییر) به‌دست آمده‌اند را نشان می‌دهد. سطرهای ۱ تا ۱۱ مولفه‌های مربوط به شرکت‌ها و سطر دوازدهم میانگین مولفه ستون مربوطه برای کل شرکت‌های نمونه و عدد داخل پرانتز انحراف معیار همان مولفه در نمونه را گزارش می‌کند. همچنین جهت به‌دست آوردن دید کلی‌تر نسبت به پراکندگی کل بازده دارایی در میان شرکت‌های نمونه از فرمول واریانس کل که در ناواس[1] (۲۰۰۳) بیان شده، استفاده شده‌است و مقدار جذر آن به عنوان پراکندگی کل در ستون آخر جدول گزارش شده است.

جدول۳. مولفه‌های فرایند تصادفی پرش پراکندگی برای دارایی شرکت‌های مختلف

شماره شرکت	مولفه رانش (μ)	مولفه پراکندگی (σ)	شدت پرش (λ)	میانگین پرش (μ_j)	پراکندگی پرش‌ها (σ_j)	پراکندگی کل
۱	۰/۰۹۷۳۸۲	۰/۱۰۷۳۵۱	۱/۸۱۰۵۲۲	۰/۰۳۵۷۶۱	۰/۱۵۴۳۹۸	۰/۲۳۸۷۴۷
۲	۰/۰۰۴۰۰۷	۰/۰۴۱۵۴۹	۷/۹۶۴۸۶	۰/۰۱۰۷۰۲	۰/۰۷۲۵۳۸	۰/۲۱۱۰۶۴
۳	۰/۰۵۶۲۸۷	۰/۰۲۴۲۹۴	۱۲/۸۹۱۴۸	۰/۰۰۶۰۸۴	۰/۰۶۱۶۶۷	۰/۲۲۳۸۱۲
۴	۰/۰۸۵۱۳۵	۰/۰۷۹۱۷۹	۴/۱۷۱۶۴	۰/۰۳۱۲۱۵	۰/۱۰۴۶۷۴	۰/۲۳۶۷۳۱
۵	۰/۰۰۴۹۵	۰/۰۳۹۶۹۳	۹/۹۹۶۹۴۵	۰/۰۰۵۸۳	۰/۰۵۳۴۵	۰/۱۷۴۵۷۴
۶	۰/۱۸۳۷۱۶	۰/۰۶۸۴۲۶	۹/۲۹۱۱۰۶	۰/۰۱۱۵۱۶	۰/۰۵۳۳	۰/۱۷۹۷۴۷
۷	۰/۱۰۳۹۴۸	۰/۰۸۴۷۹	۳/۲۶۰۵۳۹	۰/۰۱۴۶۷۷	۰/۰۹۴۸۰۸	۰/۱۹۲۸۷۱
۸	۰/۱۱۴۹۶۳	۰/۰۹۷۸۲۶	۶/۴۵۸۵۶۶	۰/۰۰۶۳۳۳	۰/۰۷۲۸۶۷	۰/۲۱۰۰۵۱
۹	۰/۰۶۴۶۹۹	۰/۰۳۲۰۶	۹/۴۹۵۸۱۴	۰/۰۰۸۹۶۲	۰/۰۵۴۱۸۶	۰/۱۷۲۲۵۳
۱۰	۰/۰۴۹۷۹۸	۰/۰۲۴۶۰۸	۱۶/۸۶۶۲۵	۰/۰۰۴۵۶۴	۰/۰۵۴۹۵۳	۰/۲۲۷۷۹۵
۱۱	۰/۰۰۴۳۳۱	۰/۰۱۶۹۹۸	۹/۷۳۲۶۴۳	۰/۰۱۸۴۶۱	۰/۱۰۲۹۲۴	۰/۳۲۶۶۶۱
میانگین	۰/۰۶۹۹۲۹ (۰/۰۵۵۳۲۴)	۰/۰۵۶۰۷ (۰/۰۳۲۳۵۲)	۸/۳۵۸۲۱۵ (۴/۳۵۶۸۹۵)	۰/۰۱۴۰۱ (۰/۰۱۰۵۳۵)	۰/۰۷۹۹۷۹ (۰/۰۳۱۶۹)	

مقایسه زیان به شرط نکول در سطح بدهی با تمرکز بر نوع وثیقه بدهی تضمین شده

در این بخش نتایج تخمین متغیرهای شامل احتمال نکول شرکت، زیان به شرط نکول مورد انتظار، انحراف معیار زیان به شرط نکول، و زیان به شرط نکول در شرایط بحرانی، گزارش می‌شود. در این بخش مقادیر زیان به شرط نکول در سطح بدهی و در بخش بعد در سطح شرکت گزارش می‌شود. همانطور که قبلا ذکر گردید برای هر شرکت ۵۰۰ هزار مسیر برای ارزش دارایی و وثایق شبیه‌سازی شده است و متغیر زیان به شرط نکول نیز در مسیرهایی که نکول محقق شده محاسبه شده است. بخش اول جدول (۴) نتیجه تخمین زیان به شرط نکول مورد انتظار [2]را در سطح بدهی

[1] Navas

[2] تخمین زیان به شرط نکول مورد انتظار برای همه ساختارها بدهی درسطح اطمینان ۹۵٪ انجام شده است، اما بازه‌های مونت کارلویی به دلیل کمبود فضا گزارش نشده اند.

برای شرکت‌هایی که دارای ساختارهای بدهی شماره یک (دو بدهی که یکی از آن‌ها با وثیقه نقدشونده تضمین شده است) هستند، نشان می‌دهد. همانطور که پیش‌تر بیان شده، برای این شرکت‌ها ساختار بدهی شماره دو (دو بدهی که یکی از آن‌ها با وثیقه کمتر نقدشونده تضمین شده‌است) نیز به صورت فرضی در نظر گرفته می‌شود و نتایج در این حالت فرضی (بخش دوم) نیز محاسبه می‌شود. در حالت دوم، مقادیر بدهی به صورت یکسان در نظر گرفته شده و صرفا این موضوع بررسی می شود که اگر نوع وثیقه کمتر نقدشونده بود، مقادیر زیان به شرط نکول چگونه تغییر می یافت. برای همه تخمین‌های زیان به شرط نکول، اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده مقادیر انحراف معیار در LGDها می‌باشد. جهت یکسان بودن متغیرها در این جدول (۱) یا (۲) از آخر متغیرهای ELGDC، ETLGDC، DLGDC و DTLGDC حذف شده‌است. بنابراین متغیرهای فوق در بخش اول به عدد ۱ و در بخش دوم به عدد ۲ ختم می‌شوند.

جدول۴. مقایسه زیان به شرط نکول (مورد انتظار و صدک ۹۹/۹) در ساختارهای بدهی یک و دو

شرکت	PD	ELGDC	ETLGDC	ELGDr	DLGDC	DTLGDC	DLGDr
بخش اول: مقادیر تخمین برای شرکت‌ها با ساختار بدهی یک (ساختار واقعی)							
۱	۰/۰۱۵۶	۰/۱۴۴۴ (۰/۰۴۳)	۰/۰۹۰۶ (۰/۰۱۰۱)	۰/۲۳۲۳ (۰/۰۸۷۵)	۰/۲۷۷۲	۰/۱۵۴۷	۰/۶۳۴۲
۲	۰/۰۲۲۵	۰/۱۴۴۷ (۰/۰۴۳۳)	۰/۰۸۹۳ (۰/۰۰۸۴)	۰/۲۱۳۴ (۰/۰۷۰۱)	۰/۲۷۸۸	۰/۱۳۴۵	۰/۵۵۳۲
۳	۰/۰۳۸۶	۰/۱۴۵۲ (۰/۰۴۳۳)	۰/۰۸۹۶ (۰/۰۰۸۸)	۰/۲۱۷ (۰/۰۷۳)	۰/۲۷۷۹	۰/۱۴۱۳	۰/۵۴۵۵
۴	۰/۰۰۱۴	۰/۱۴۲۷ (۰/۰۴۴۱)	۰/۰۸۸۴ (۰/۰۰۸۰)	۰/۲۰۳۵ (۰/۰۶۵۳)	۰/۲۹۳۲	۰/۱۳۰۸	۰/۵۱۶۸
بخش دوم: مقادیر تخمین برای شرکت‌ها با فرض داشتن ساختار بدهی دو							
۱	۰/۰۱۵۶	۰/۳۰۴۶ (۰/۰۹۲۴)	۰/۱۱۸۸ (۰/۰۲۶۶)	۰/۲۴۱۱ (۰/۰۸۵۱)	۰/۵۴۳۳	۰/۲۶۱۸	۰/۶۲۹۳
۲	۰/۰۲۲۵	۰/۳۳۰۵ (۰/۰۹۰۴)	۰/۱۱۸۲ (۰/۰۲۳۵)	۰/۲۲۱۶ (۰/۰۶۷۷)	۰/۵۶۱۲	۰/۲۳۹۶	۰/۵۴۸۸
۳	۰/۰۳۸۶	۰/۳۲۱۷ (۰/۰۹۱۹)	۰/۱۱۷۵ (۰/۰۲۴۱)	۰/۲۲۴ (۰/۰۷۱۱)	۰/۵۶۰۹	۰/۲۳۴۶	۰/۵۴۲۲
۴	۰/۰۰۱۴	۰/۳۳۷۳ (۰/۰۹۰۲)	۰/۱۱۶۵ (۰/۰۲۳۲)	۰/۲۱۰۱ (۰/۰۶۳۱)	۰/۵۶۰۴	۰/۲۴۹۷	۰/۵۱۷۶

اعداد داخل پرانتز انحراف معیار زیان به شرط نکول‌های شبیه‌سازی شده در مسیرهای مختلف است.

ستون دوم این جدول احتمال نکول ۴ شرکت نمونه که ساختار بدهی واقعی آن‌ها با ساختار بدهی یک منطبق است را نشان می‌دهد. یکسان بودن احتمال نکول منجر می‌شود که اختلاف در شکاف اعتباری بدهی‌ها در دو ساختار بدهی صرفا از محل تفاوت در زیان به شرط نکول باشد.

مقایسه مقادیر ستون سوم در بخش اول و دوم جدول (۴) نشان می‌دهد که تغییر نوع وثیقه بدهی تضمین شده از نقدشونده به کمتر نقدشونده منجر به افزایش زیان به شرط نکول مورد انتظار (ELGDC) می‌شود که از ناشی از کمبود ارزش وثیقه برای بازیافت کامل بدهی است. به صورت مشابه، زیان به شرط نکول کل بدهی تضمین شده (ETLGDC) که در ستون چهارم گزارش شده است نیز در صورت تغییر نوع وثیقه به وثیقه کمتر نقدشونده افزایش می یابد.

نکته مهم در دو بخش اول و دوم این است که برای هر ۴ شرکت، مقادیر بازیافت از محل صرفا وثیقه، ELGDC بسیار به یکدیگر نزدیک بوده و دارای ثبات نسبی می‌باشند، به عنوان مثال در بخش اول اعداد این متغیر در حوالی ۱۴/۵درصد قرار می‌گیرد. به طور مشابه مقادیر متغیر مذکور در بخش دوم در بازه ۳۰ الی ۳۳ درصد قرار می‌گیرد. که این موضوع به خاطر آن است که در بازیافت از محل وثیقه، مولفه‌های دینامیک مورد استفاده شده برای وثیقه (که نقش اصلی دارد)، ثابت نگه داشته شده است. مقایسه ستون سوم و چهارم نشان می‌دهد که مطابق با انتظار، اعمال امکان بازیافت از سایر دارایی‌ها زیان به شرط نکول کل بدهی تضمین شده (ETLGDC) نسبت به زمانی که صرفا از محل وثیقه بازیافت می شود (ELGDC) کاهش یافته است. مقایسه ستون پنجم در دو بخش نشان می‌دهد که زیان به شرط نکول مورد انتظار بدهی تضمین نشده (ELGDr) در ساختار بدهی ۲ به طور متوسط به اندازه ۷۶/۵ BP از مقادیر متغیر مشابه در ساختار بدهی یک بیشتر است.

مقایسه اعداد جدول فوق با رویکرد رتبه‌بندی داخلی بنیادی در بازل ۲ و همچنین مقادیر حداقلی در رویکرد رتبه‌بندی داخلی پیشرفته در توافقنامه بازل ۳ (۲۰۱۷) نشان می‌دهد که مقادیر ELGDC و DLGDC که در این مطالعه به روش ساختاری تخمین زده شده است، با مقادیر حداقلی که در توافقنامه مذکور و برای رویکرد رتبه بندی داخلی پیشرفته گزارش شده است، سازگار است.

مقایسه مقادیر جدول فوق با مقادیر رویکرد رتبه‌بندی بنیادی در پیمان بازل ۲، نشان می‌دهد مقادیر ELGD برای همه بدهی کمتر از مقادیر رویکرد مذکور می‌باشد اما مقادیر DLGD در ساختار بدهی دوم در بازه ۳۵درصد–۴۰درصد قرار می گیرد.

مقایسه زیان به شرط نکول در سطح بدهی با فرض ساختار بدهی‌های مختلف

بررسی زیان به شرط نکول مورد انتظار (ELGD)

جدول (۵) نشان‌دهنده تغییر در ساختار بدهی برای شرکت‌هایی است که از ابتدا ساختار بدهی سوم را به عنوان ساختار بدهی واقعی داشتند. برای این شرکت‌ها جهت تحلیل حساسیت ساختارهای بدهی یک و دو نیز به صورت فرضی در نظر گرفته شده است. برای این منظور و برای تبدیل ساختار بدهی ۳ که در آن بدهی‌ها شامل دو نوع بدهی با تضمین شده با وثیقه نقدشونده و کمتر نقدشونده هستند به ساختار بدهی ۱ (بخش دوم) و ساختاربدهی ۲ (بخش سوم) فرض می‌شود همه وثایق نقدشوندگی مشابهی دارند (در ساختار بدهی یک همه بدهی‌های تضمین شده دارای وثایق نقدشونده و در ساختار بدهی دو همه بدهی‌های تضمین شده دارای وثایق کمتر نقدشونده اند). این نوع تبدیل ساختار بدهی باعث می‌شود که مقدار کل مبلغ بدهی تضمین نشده و مقادیر کل بدهی تضمین شده برای همه ساختارهای بدهی حفظ گردد و در نتیجه مقدار PD تقریبا ثابت بماند.

جدول۵. مقایسه زیان به شرط نکول مورد انتظار در ساختارهای بدهی یک ، دو و سه

شرکت	PD	ELGDC1	ETLGDC1	ELGDC2	ETLGDC2	ELGDr
بخش اول: مقادیر تخمین برای شرکت‌ها با ساختار بدهی سوم (ساختار واقعی)						
۵	۰/۰۰۲۱	۰/۱۴۷۱ (۰/۰۴۳۴)	۰/۱۰۵۳ (۰/۰۱۹۱)	۰/۳۱۷۹ (۰/۰۹۲۱)	۰/۱۷۰۶ (۰/۰۴۷۹)	۰/۴۴۴۹ (۰/۱۴۵۱)
۶	۰/۰۱۳۶	۰/۱۴۵۴ (۰/۰۴۳۲)	۰/۱۰۱۹ (۰/۰۱۷۳)	۰/۳۰۴۹ (۰/۰۹۲۷)	۰/۱۵۳۹ (۰/۰۳۸۴)	۰/۳۹۸۹ (۰/۱۲۶۱)
۷	۰/۴۰۵۲	۰/۱۴۵۷ (۰/۰۴۳۷)	۰/۱۰۳۱ (۰/۰۱۹۹)	۰/۳۱۷۳ (۰/۰۹۲۴)	۰/۱۶۶۵ (۰/۰۵۷۵)	۰/۴۱۶۸ (۰/۱۷۰۶)
۸	۰/۰۲۳۰	۰/۱۴۶۳ (۰/۰۴۳۵)	۰/۱۰۳ (۰/۰۱۹۰)	۰/۳۴۷۴ (۰/۰۸۷۷)	۰/۱۷۵۷ (۰/۰۵۵۵)	۰/۴۱۱۹ (۰/۱۵۴۹)
۹	۰/۰۹۴۰	۰/۱۴۵۳ (۰/۰۴۳۵)	۰/۱۰۱۲ (۰/۰۱۷۴)	۰/۳۱۸ (۰/۰۹۲)	۰/۱۶۲۳ (۰/۰۵۲۹)	۰/۳۹۸ (۰/۱۵۱۴)
۱۰	۰/۰۰۱۲	۰/۱۴۸۱ (۰/۰۴۳۵)	۰/۰۹۳۳ (۰/۰۱۰۵)	۰/۳۲۳۵ (۰/۰۹۳)	۰/۱۲۷۱ (۰/۰۲۵۹)	۰/۲۶۱۳ (۰/۰۷۲۴)
۱۱	۰/۰۰۴۸	۰/۱۴۶۱ (۰/۰۴۳۵)	۰/۰۹۳۳ (۰/۰۱۷۳)	۰/۳۱۹۷ (۰/۰۹۳۲)	۰/۱۵۳۵ (۰/۰۵۳۴)	۰/۳۶۱۱ (۰/۱۵۷)
بخش دوم: مقادیر تخمین برای شرکت‌ها با فرض داشتن ساختار بدهی یک						
۵	۰/۰۰۲۱	۰/۱۴۷۳ (۰/۰۴۳۳)	۰/۱۰۴۲ (۰/۰۱۸۶)			۰/۴۳۶۲ (۰/۱۵۹۵)
۶	۰/۰۱۳۶	۰/۱۴۵۵ (۰/۰۴۳۲)	۰/۰۹۹۵ (۰/۰۱۶)			۰/۳۷۲۸ (۰/۱۳۹۸)

۷	۰/۴۱۱۸	۰/۱۴۵۸ (۰/۰۴۳۷)	۰/۱۰۲۹ (۰/۰۱۹۸)			۰/۴۱۵۴ (۰/۱۷۲۵)
۸	۰/۰۲۳۸	۰/۱۴۶۴ (۰/۰۴۳۵)	۰/۱۰۲۶ (۰/۰۱۹۰)			۰/۴۰۹۸ (۰/۱۶۲۹)
۹	۰/۰۹۴۳	۰/۱۴۵۳ (۰/۰۴۳۵)	۰/۱۰۱۲ (۰/۰۱۷۴)			۰/۳۹۷۷ (۰/۱۵۱۸)
۱۰	۰/۰۰۱۲	۰/۱۴۸۱ (۰/۰۴۳۵)	۰/۰۹۲۰ (۰/۰۰۹۹)			۰/۲۴۵۸ (۰/۰۷۷۳)
۱۱	۰/۰۰۴۸	۰/۱۴۶۱ (۰/۰۴۳۵)	۰/۰۹۹۳ (۰/۰۱۷۳)			۰/۳۶۰۹ (۰/۱۵۷۴)
بخش سوم: مقادیر تخمین برای شرکت‌ها با فرض داشتن ساختار بدهی دو						
۵	۰/۰۰۲۱			۰/۳۲۲۷ (۰/۰۸۶۷)	۰/۱۷۲۵ (۰/۰۳۲۸)	۰/۴۶۴ (۰/۱۴۰۸)
۶	۰/۰۱۳۶			۰/۳۰۵۶ (۰/۰۹۲۰)	۰/۱۵۶۷ (۰/۰۳۲۵)	۰/۴۲۲۵ (۰/۱۲۷۳)
۷	۰/۴۱۱۸			۰/۳۱۸۲ (۰/۰۹۱۶)	۰/۱۶۴۷ (۰/۰۴۳۱)	۰/۴۳۹۵ (۰/۱۴۸۳)
۸	۰/۰۲۳۸			۰/۳۴۷۹ (۰/۰۸۷۰)	۰/۱۷۳۶ (۰/۰۳۹۴)	۰/۴۲۰۷ (۰/۱۳۴۵)
۹	۰/۰۹۴۳			۰/۳۱۹۱ (۰/۰۹۱۰)	۰/۱۶۴۴ (۰/۰۳۵۴)	۰/۴۳۱۷ (۰/۱۳۱۳)
۱۰	۰/۰۰۱۲			۰/۳۲۳۵ (۰/۰۹۲۹)	۰/۱۲۹۱ (۰/۰۲۴۷)	۰/۲۷۱۸ (۰/۰۷۰۵)
۱۱	۰/۰۰۴۸			۰/۳۱۹۸ (۰/۰۹۳۱)	۰/۱۵۵۹ (۰/۰۴۲۰)	۰/۳۸۶۵ (۰/۱۳۴۹)

اعداد داخل پرانتز انحراف معیار زیان به شرط نکول‌های شبیه‌سازی شده در مسیرهای مختلف است.

- **مقایسه ساختار بدهی سوم و ساختار بدهی اول**

مقایسه ستون سوم برای بخش اول و دوم جدول (۵) نشان می‌دهد که با تغییر ساختار بدهی، زیان به شرط نکول بدهی‌های وثیقه دار اگر بخواهد صرفا با اتکا از منابع وثیقه نقدشونده تامین شود یعنی متغیر ELGDC1، تقریبا ثابت می‌باشد که در تایید نتایج قبلی بوده که بیان می‌دارد نسبت بازیافت بدهی از محل صرفا وثیقه عمدتا متاثر از ارزش وثیقه است.

مقایسه متغییر ETLGDC1 نشان می‌دهد که این متغیر به طور متوسط در ساختار بدهی ۳ فقط BP ۷/۷ بیشتر از ساختار بدهی ۱ است. تفاوت اندک در این دو متغیر ناشی از آن است که در شرکت‌های نمونه که دارای ساختار بدهی سه هستند، بخش قابل توجهی از بدهی‌ها بوسیله وثیقه نقدشونده تضمین شده است. همچنین در مجموع زیان به شرط نکول بدهی تضمین نشده

که در ستون آخر جدول ۵ گزارش شده است، برای ساختار بدهی سه به طور متوسط BP ۶۴/۷ بیشتر از ساختار بدهی یک است.

- **مقایسه ساختار بدهی سوم و ساختار بدهی دوم**

مقایسه زیان به شرط نکول بدهی متکی بر وثیقه کمتر نقدشونده یعنی متغیر ELGDC2 نشان می‌دهد که تفاوت زیادی در این متغیر بین دو ساختار بدهی سه و دو وجود ندارد و به طور متوسط فقط BP۱۱/۵ در ساختار بدهی دوم بیشتر از ساختار بدهی سوم است.

بررسی زیان به شرط نکول کل این بدهی وثیقه دار (که با متغیر ETLGDC2 نشان داده شده است) در ساختار بدهی‌های مذکور (ستون ۶) نشان می‌دهد که این متغیر در ساختار بدهی دوم بیشتر از ساختار بدهی سوم است. لیکن برای شرکت‌های شماره ۷ و ۸ مقدار متغیر مذکور در ساختار بدهی سوم بیشتر است که این تفاوت ناشی از متفاوت مولفه‌های دینامیک دارایی این شرکت‌ها است.

همچنین در مجموع زیان به شرط نکول مورد انتظار برای بدهی تضمین نشده در ساختار بدهی دوم به وضوح از ساختار بدهی سوم بیشتر است. این تفاوت به طور متوسط BP ۸۴۰ می باشد.

مقایسه زیان به شرط نکول در دوران رکود (DLGD)

جدول (۶) به مقایسه زیان به شرط نکول در شرایط رکود (یا بحرانی) برای ساختار بدهی‌های ۳ و ۱ و همچنین با ساختارهای بدهی ۲ می‌پردازد. این مقدار برابر است با صدک ۹۹/۹ درصد تابع توزیع زیان به شرط نکول هر بدهی. این مقدار وقتی که قرار است بازیافت بدهی صرفا از محل وثیقه انجام شود یعنیDLGDC1 در دو ساختار بدهی سه و یک و همچنین برای DLGDC2 در دو ساختار بدهی سه و دو یکسان است.

مقایسه زیان به شرط نکول کل (بازیافت هم از محل وثیقه و هم از محل دارایی‌های باقیمانده شرکت) در دوران رکود برای بدهی تضمین شده با وثیقه نقد شونده (DTLGDC1) در بین ساختار بدهی یک و سه تفاوت بسیار اندکی در حدود BP ۱۸ نشان می دهد. تغییرات در زیان به شرط نکول بدهی تضمین نشده در شرایط رکود نیز در ساختار بدهی سه فقط به اندازه BP ۱۲ از ساختار بدهی یک کمتر است. برای این تشابه در مقادیر می‌توان به این دلیل اشاره کرد که بخش اعظمی از بدهی‌های تضمین شده در شرکت‌های نمونه که ساختار بدهی واقعی آن‌ها مطابق با ساختار بدهی سه می باشد، از محل وثایق نقدشونده تضمین شده‌اند و کسر کوچکی از بدهی‌ها دارای وثیقه کمتر نقدشونده‌اند. به نظر می‌رسد زیان به شرط نکول در زمان رکود اقتصادی کمتر از تغییر ساختار بدهی متأثر می‌شود و عمدتا با توجه به ارزش دارایی‌های شرکت و وثائق در زمان رکود تعیین می شود.

مقایسه ساختار بدهی ۳ و ۲ نشان می‌دهد که با تبدیل وثیقه همه بدهی‌های تضمین شده به وثیقه کمتر نقد شونده زیان به شرط نکول کل بحرانی بدهی تضمین شده با وثیقه کمتر نقدشونده (DTLGDC2) در ساختار بدهی سوم به طور متوسط به اندازه ۶۴۱ BP بیشتر از متغیر مشابه در ساختار بدهی دوم است. از دلایل این امر می‌توان به دینامیک وثیقه غیرنقد شونده و تاثیر بخش بازگشت به میانگین اشاره نمود. به‌علاوه در ایران قیمت مسکن در زمان بحران کاهش شدیدی را تجربه نمی‌کند و زمانی که همه وثایق از این نوع هستند (در مقایسه با مدل سوم که دسته ای از بدهی‌های تضمین شده وثیقه دیگری دارند) زیان به شرط نکول کل بحرانی بدهی تضمین شده با وثیقه کمتر نقدشونده، کمتر می‌شود.

زیان به شرط نکول بدهی تضمین‌نشده نیز در ساختار بدهی سوم به طور متوسط حدود BP۱۰۴/۴۳ از ساختار بدهی دوم بیشتر است که نشانگر عملکرد بهتر ساختار بدهی دوم در مقایسه با ساختار بدهی سوم برای زیان به شرط نکول کل بدهی تضمین شده و به تبع آن کاهش زیان به شرط نکول بدهی تضمین نشده در شرایط رکود اقتصادی است. این واکنش به شرایط رکود و عملکرد بهتر ساختار بدهی دوم می‌تواند به دلیل ویژگی فرایند تصادفی بکار رفته برای وثایق کمتر نقدشونده (بازگشت به روند) باشد.

جدول۶ مقایسه صدک ۹۹/۹ زیان به شرط نکول در ساختارهای بدهی یک ، دو و سه

شرکت	DLGDC1	DTLGDC1	DLGDC2	DTLGDC2	DLGDr
m_3					
۵	۰/۲۸۲۸	۰/۱۸۶۵	۰/۵۷۰۳	۰/۴۱۴۸	۰/۹۸۷۸
۶	۰/۲۷۱۰	۰/۱۹۹۹	۰/۵۴۶۶	۰/۳۳۳۸	۰/۹۶۲۶
۷	۰/۲۸۱۰	۰/۲۰۳۱	۰/۵۵۵۲	۰/۴۳۰۲	۰/۹۸۶۸
۸	۰/۲۸۲۵	۰/۲۰۷	۰/۵۶۷۲	۰/۴۵۱۷	۰/۹۸۲۶
۹	۰/۲۸۴۲	۰/۱۸۸۷	۰/۵۵۸۸	۰/۴۱۷۶	۰/۹۷۸۶
۱۰	۰/۲۹۶۲	۰/۱۴۲۷	۰/۵۳۶۶	۰/۲۴۲۸	۰/۶۰۲۲
۱۱	۰/۲۸۰۶	۰/۱۹۶۵	۰/۵۵۴۹	۰/۴۴۲۳	۰/۹۶۶۶
m_1					
۵	۰/۲۸۲۸	۰/۱۸۲۴			۰/۹۸۲۷
۶	۰/۲۷۱	۰/۱۹۱۶			۰/۹۷۵۳
۷	۰/۲۸۱	۰/۲۰۲۳			۰/۹۸۷۸
۸	۰/۲۸۲۵	۰/۲۰۸۱			۰/۹۸۰۱
۹	۰/۲۸۴۲	۰/۱۸۸۸			۰/۹۷۸۱
۱۰	۰/۲۹۶۲	۰/۱۴۱۷			۰/۶۰۳
۱۱	۰/۲۸۰۶	۰/۱۹۶۶			۰/۹۶۸۶
m_2					
۵			۰/۵۷۰۶	۰/۳۳۳	۰/۹۷۳۰
۶			۰/۵۴۶۶	۰/۲۹۶۹	۰/۹۷۲۵

۷			۰/۵۵۵۳	۰/۳۶۲۱	۰/۹۸۱۴
۸			۰/۵۶۶۹	۰/۳۵۹۱	۰/۹۷۶۰
۹			۰/۵۵۸۸	۰/۳۲۴۴	۰/۹۶۷۳
۱۰			۰/۵۳۶۶	۰/۲۳۸	۰/۶۰۱۶
۱۱			۰/۵۵۴۸	۰/۳۷۰۷	۰/۹۲۲۳

مقایسه زیان به شرط نکول مورد انتظار در سطح شرکت

در جدول (۷) زیان به شرط نکول مورد انتظار در سطح شرکت را برای شرکت‌های نمونه و برای ساختارهای بدهی واقعی و جایگزین نشان می‌دهد. همانطور که انتظار می‌رود بیشترین زیان به شرط نکول مورد انتظار در ساختار بدهی ۲ (با وثیقه کمتر نقد شونده) و کمترین مقدار این متغیر در ساختار بدهی ۱ (با وثیقه نقدشونده) می‌باشد. در اینجا نقش نقدشوندگی وثیقه و تاثیر مولفه‌های که باعث هزینه بیشتر وثیقه کمتر نقدشونده می شوند باعث می شود که مقدار مورد انتظار زیان به شرط نکول کل شرکت در زمانی که بدهی‌ها با وثیقه نقدشونده مورد تضمیمن قرار می گیرند کمتر باشد.

جدول۷. زیان به شرط نکول مورد انتظار در سطح شرکت در ساختارهای بدهی یک ، دو و سه

شرکت:	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱
$EFLGD_n$	۲۱۰۹ ۰/	۱۹۴۴ ۰/	۲۰۰۷ ۰/	۱۸۸۹ ۰/	۱۷۳۲ ۰/	۱۷۹۰ ۰/	۲۱۳۱ ۰/	۱۹۲۱ ۰/	۱۸۴۶ ۰/	۱۸۳۴ ۰/	۲۱۳۱ ۰/
$EFLGD_n$	۲۲۲۶ ۰/	۲۰۵۸ ۰/	۲۱۰۴ ۰/	۱۹۸۲ ۰/	۲۳۳۱ ۰/	۲۳۳۹ ۰/	۲۶۳۳ ۰/	۲۴۵۵ ۰/	۲۳۹۶ ۰/	۲۱۳۹ ۰/	۲۵۶۲ ۰/
$EFLGD_n$	---- --	---- ---	---- ---	---- ---	۱۸۹۴ ۰/	۲۰۶۴ ۰/	۲۱۵۷ ۰/	۲۰۱۶ ۰/	۱۸۴۹ ۰/	۲۰۱۱ ۰/	۲۱۳۴ ۰/

۵. بحث و نتیجه‌گیری

در این مطالعه زیان به شرط نکول بدهی در قالب یک مدل ساختاری که مولفه‌های آن به شکل دقیقی با شرایط اقتصادی کشور کالیبره شده است و به روش شبیه‌سازی مونت کارلو برای بدهی‌های یازده شرکت منتخب پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تخمین زده شد. با در نظر گرفتن دو نوع وثیقه که از لحاظ نقد شوندگی متفاوتند و همچنین سه ساختار بدهی متداول شرکت‌ها، مشخص گردید که اگر شرکت‌هایی که ساختار بدهی واقعی آنها مطابق با ساختار بدهی یک بود، به جای وثیقه نقدشونده در تضمین بدهی از وثیقه کمتر نقدشونده استفاده کنند (تغییر ساختار بدهی به ساختار بدهی دو) زیان به شرط نکول مورد انتظار بدهی تضمین شده و تضمین‌نشده هر دو افزایش می‌یابد. در شرایط بحرانی نیز زیان به شرط نکول مورد انتظار بدهی تضمین شده در مدل یک کمتر است اما برای بدهی تضمین‌نشده مقدار زیان به شرط نکول بحرانی

تخمین زده شده تفاوت چندانی ندارد و حتی به صورت جزئی در برخی شرکت‌ها در مدل دو کمتر است. برای گروهی از شرکت‌ها که دارای ساختار بدهی واقعی سه بودند تغییر ساختار بدهی به ساختار بدهی یک منجر به کاهش زیان به شرط نکول کل مورد انتظار بدهی تضمین‌شده و همچنین زیان به شرط نکول مورد انتظار بدهی تضمین نشده گردید. اما، با تغییر ساختار بدهی سه به ساختار بدهی دو مشاهده گردید که زیان به شرط نکول کل مورد انتظار بدهی تضمین‌شده و زیان به شرط نکول مورد انتظار بدهی تضمین نشده افزایش یافته است. مقایسه ساختار بدهی یک و سه نشان می‌دهد که زیان به شرط نکول بدهی‌های مشابه موجود در این دو ساختار بدهی در زمان رکود اقتصادی کمتر از تغییر ساختار بدهی متأثر می‌شود اما، زیان به شرط نکول کل بدهی تضمین شده با وثیقه کمتر نقدشونده در شرایط بحرانی در مدل دو مقادیر کمتری از مقادیر متغیر مشابه در مدل سه دارد.

در سطح شرکت نیز زمانی که بدهی‌ها وثیقه نقدشونده‌تری دارند. مقدار مورد انتظار زیان به شرط نکول کل شرکت کمتر است.

بنابراین نقدشوندگی وثیقه نقش مهمی در کاهش زیان به شرط نکول تسهیلات تضمین شده دارد. نقش ساختار بدهی با توجه به اواویت پرداخت بدهی‌های تضمین شده بر مقدار زیان به شرط نکول بدهی تضمین نشده و همچنین بر مقدار زیان به شرط نکول کل بدهی‌های تضمین شده موثر است. به‌علاوه زیان به شرط نکول در شرایط بحرانی کمتر تحت تاثیر ساختار بدهی بوده و عمدتا متاثر از دینامیک دارایی و وثیقه و مقادیر این دو متغیر در شرائط بحرانی قرار می گیرد. شایان ذکر است که مقادیر حاصل در این مطالعه با حداقل‌های زیان به شرط نکول ذکر شده در رویکرد رتبه بندی داخلی پیمان بازل سه، سازگار است.

۶. پیشنهادها و محدودیت‌ها

با توجه به کمبود مطالعات کابردی و تجربی در حوزه تخمین زیان به شرط نکول، در این پژوهش تلاش شد که با استفاده از رویکرد مدل‌های ساختاری و با روش شبیه‌سازی مونت کارلو، زیان به شرط نکول برای شرکت‌های منتخب بازار سرمایه ایران در سطح بدهی و در سطح شرکت تخمین زده شود. همچنین به بررسی اثر نقدشوندگی وثیقه و ساختار بدهی به عنوان دو عامل مهم در تخمین زیان به شرط نکول مورد انتظار بدهی با استفاده از چارچوب مدل ساختاری پرداخته شد. با توجه به اهمیت زیان به شرط نکول بدهی برای تخمین زیان مورد انتظار در سیستم بانکی، در نظر گرفتن ذخایر برای زیان غیر منتظره و همچنین قیمت گذاری بدهی‌ها، از مقادیر ذکر شده در این مطالعه می‌توان به عنوان حداقل زیان به شرط نکول برای شرکت‌های مشابه (از لحاظ صنعت و ساختار بدهی) و برای بدهی‌های مختلف (تضمین شده و تضمین نشده) استفاده نمود. همچنین پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی مطالعه حاضر با مقادیر شاخص قیمت تولیدکننده هر صنعت

مجددا اجرا گردد تا وثیقه نقد شونده به جای تورم کل انعکاس دهنده تورم صنعت باشند و مقادیر پیش بینی شده در این مطالعه با روشهای دیگر، از جمله روش‌هایی که از هوش مصنوعی و یادگیری ماشین برای تخمین زیان به شرط نکول استفاده می کنند مقایسه شود. همچنین فرض تصادفی بودن نرخ بهره می‌تواند به مدل‌های حاضر اضافه شده و نتایج مورد مقایسه قرار گیرد. همچنین ارائه جزئیات مربوط به وثائق بدهی‌ها در گزارشات شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران از یک رویکرد واحد پیروی نمیکند و لذا ارائه جزئیات مربوط به تضامین وام‌ها به عنوان یکی از الزمات گزارش‌گری در بورس تهران به شکل یک رویه واحد و منسجم توصیه می‌شود. برخی از شرکت‌ها نیز از تضامینی غیر از دارایی‌های شرکت برای تضمین بدهی‌ها استفاده نموده اند که منجر به کاهش حجم نمونه مورد مطالعه گردید.

سپاسگزاری

از کلیه افرادی که ما را در انجام این پژوهش یاری نمودند تشکر می‌نماییم. در این پژوهش از سازمان، نهاد یا شخصی کمک مالی دریافت نشده است.

References

Altman, E. I., Resti, A., & Sironi, A. (2001). Analyzing and explaining default recovery rates. *A report submitted to the International Swaps & Derivatives Association.*

Bafandeh imandoust, S., Shaterian, Z., & Fahimifard, S. M. (2017). The Effective Factors on Bank Loan Recovery Rate of Keshavarzi of Khorasan Razavi Province,-Iran (Application of Tobit Econometrics Model). *Monetary & Financial Economics***,** *23*(12), 189-216. doi: 10.22067/pm.v23i12.43326(in Persian)

Barbagli, M., & Vrins, F. (2023). Accounting for PD-LGD dependency: A tractable extension to the Basel ASRF framework. *Economic Modelling*, *125*, 106321.

Black, F. and Cox, J. C. (1976). Valuing corporate securities: Some effects of bond indenture provisions. *The Journal of Finance*, 31(2):351–367.

Basel Committee on Banking Supervision. (2006). International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards**.** *In Bank for International Settlements* (Issue June 2006). http://www.bis.org/publ/bcbs128.pdf

Bcbs. (2017). Basel Committee on Banking Supervision Basel III: Finalising post-crisis reforms. *In Bank for International Settlements*, https://www.bis.org/bcbs/publ/d424.pdf

Brigo, D., Dalessandro, A., Neugebauer, M., & Triki, F. (2008). A stochastic processes toolkit for risk management. *arXiv preprint arXiv:0812.4210.*

Carey, M., Gordy, M.,. (2007). The bank as grim reaper: debt composition and recoveries on defaulted debt. Preprint

Chaiyapo, N., & Phewchean, N. (2017). An application of Ornstein-Uhlenbeck process to commodity pricing in Thailand. *Advances in Difference Equations*, *2017*, 1-10.

Dadashi, I., Kordmanjiri, S., Khoshnoud, Z., & Gholamnia Roshan, H. (2020). Investigating the Variables Affecting Banks' Legal Customers Credit Risk, Using Support Vectors Machine and Decision Tree. Financial Management Perspective, 10(31), 53-73. doi: 10.52547/jfmp.10.31.53(in Persian)

Ebrahimi Sarv Oliya, M. H., & Tamalloki, H. (2020). The Spillover Effects of Default Risk between Holding Companies and Their Subsidiaries (Case Study: Iran Khodro Investment Development Co.). *Financial Management Perspective*, *10*(30), 99-120. doi: 10.52547/jfmp.10.30.99(in Persian)

Eom, Y. H., Helwege, J., and Huang, J.-z. (2004). Structural models of corporate bond pricing: An empirical analysis. *The Review of Financial Studies*, 17(2):499–544..

Fabozzi, F. J., Shiller, R. J., and Tunaru, R. S. (2012). A pricing framework for real estate derivatives. *European Financial Management*, 18(5):762–789.

Fermanian, J. D. (2020). On the dependence between default risk and recovery rates in structural models. *Annals of Economics and Statistics*, (140), 45-82.

Frontczak, R. and Rostek, S. (2015). Modeling loss given default with stochastic collateral. *Economic Modelling*, 44:162–170.

Ghasemi Armaky, A., Fallah, M., & Alborzi, M. (2022). Development and Explanation of Bank Customers' Credit System Based on Hybrid Learning Models: A Case Study of Bank Mellat. *Financial Management Perspective*, *12*(37), 69-94. doi: 10.52547/JFMP.12.37.69(in Persian)

Jacobs Jr, M. (2012). An option theoretic model for ultimate loss-given-default with systematic recovery risk and stochastic returns on defaulted debt. In *Proceeding of the 2010 3rd Annual Joint Bank for International Settlements-World Bank-European Central Bank Public Investors Conference, BIS Paper* (No. 58, pp. 257-285).

Jokivuolle, E. and Peura, S. (2003). Incorporating collateral value uncertainty in loss given default estimates and loan-to-value ratios. *European Financial Management*, 9(3):299–314.

Khoshtinat, M., & Alavi, S. N. (2017). Identification of Loss-Given-Default (LGD) Effective Factors by Using Tobit Regression Model (Case Study: Bank of Industry and Mine Corporate Clients). *Quarterly Studies in Banking Management and Islamic Banking***,** 3(5), 1-29. (in Persian)

Kijima, M., Suzuki, T., and Tanaka, K. (2009). A latent process model for the pricing of corporate securities. *Mathematical Methods of Operations Research*, 69(3):439–455.

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

Mason, S. P. and Bhattacharya, S. (1981). Risky debt, jump processes, and safety covenants. *Journal of Financial Economics*, 9(3):281–307.

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

Merton, R. C. (1976). Option pricing when underlying stock returns are discontinuous. *Journal of financial economics*, 3(1-2):125–144.

Moghadasi Nikjeh, M., Hejazi, R., Akbari, M., & Dehghan Dehnavi, M. A. (2018). Impact of Estimating Fair Values of Bank Loans Using the Approach of the International Financial Reporting Standards (Case Study: An Iranian Bank). *Accounting and Auditing Review*, 24(4), 597-621. doi: 10.22059/acctgrev.2018.242123.1007709 (in Persian)

Nazemi, A., Fatemi Pour, F., Heidenreich, K., & Fabozzi, F. J. (2017). Fuzzy decision fusion approach for loss-given-default modeling. *European Journal of Operational Research*, 262(2),780–791.

Navas, J. F. (2003). Calculation of volatility in a jump-diffusion model. *Journal of Derivatives*, *11*(2).

Peters, R. H. and Taylor, L. A. (2017). Intangible capital and the investment relation. *Journal of Financial Economics*, 123(2):251–272.

Qi, M., & Zhao, X. (2013). Debt structure, market value of firm and recovery rate. *Journal of Credit Risk*, 9(1), 3-37.4

Rampini, A. A. and Viswanathan, S. (2020). Collateral and secured debt. *Unpublished working paper, Duke University*

Seidler, J., & Jakubík, P. (2009). The Merton Approach to Estimating Loss Given Default: Application to the Czech Republic. *Charles University, Prague*, 7-24.

Stulz, R. and Johnson, H. (1985). An analysis of secured debt. *Journal of financial Economics*, 14(4):501–521.

Zhou, C. (1997). A jump-diffusion approach to modeling credit risk and valuing defaultable securities. *SSRN Electronic Journal*.

Zhou, C. (2001). The term structure of credit spreads with jump risk. *Journal of Banking & Finance*, 25(11):2015–2040.

استناد

محمدی، سمیه؛ بت‌شکن، محمود و فروش باستانی، علی (۱۴۰۳). تخمین زیان به شرط نکول با درنظرگرفتن ساختار بدهی شرکت و نقد شوندگی وثیقه: مطالعه موردی شرکت‌های منتخب بازار سرمایه ایران. *چشم‌انداز مدیریت مالی*، ۱۴(۴۵)، ۸۵-۱۲۲.

Citation

Mohammadi, Somayeh; Botshekan, Mahmoud & Foroush Bastani, Ali (2024). Estimating Loss Given Default Considering Firm's Debt Structure and Collateral Liquidity: A Case Study of Selected Firms Listed on the Iranian Capital Market. *Journal of Financial Management Perspective*, 14(45) 85 - 122 (*in Persian*)