Journal of Economic Modeling Research
Print ISSN: 2228 - 6454
Online ISSN: 2538 - 4163
Homepage: https://jemr.khu.ac.ir/

Comparative Evaluation of Credit Risk Models for Expected Loss Estimation: Implications for Banking Stability

Seyed Mustafa Shadab Sadabad [1] | Vahid Majed[2*] | Mohsen Mehrara[3]

1. Ph.D. Candidate, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran.
   E-mail: sm.shadab1372@gmail.com (0009-0008-1729-3950)
2. Corresponding Author, Associate Professor, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran.
   E-mail: majed@ut.ac.ir (0000-0002-0863-2374)
3. Professor, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran.
   E-mail: mmehrara@ut.ac.ir (0000-0002-2685-8561)

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
Received: 9 Nov. 2025

Received in revised form:
30 Nov. 2025

Accepted: 28 Dec. 2025

Keywords:
Credit Risk,
IFRS 9,
Expected Credit Loss,
Banking Stability,
Threshold Models,
Hybrid Models

JEL:
G21 ,G28 ,C53,D81,
M411

ABSTRACT

Backward-looking approaches to loss recognition are among the main causes of banking crisis. This study, emphasizing the calculation of expected credit portfolio losses, focuses on the implications of credit risk models for banking stability. Given data limitations in Iran, a synthetic dataset consistent with IFRS 9 was generated from existing data. The dataset consists of a credit portfolio with 1,000 loans that were assigned credit ratings based on the empirical frequency distribution, probabilities of default estimated using the beta-binomial distribution, and loan exposures simulated through the truncated Pareto distribution. The generation of standardized synthetic data from available information was based on Monte Carlo simulation with one million iterations. The results indicate that the Vasicek model yields more conservative estimates of expected loss compared with Mixture models, yet its outcomes are more sensitive to changes in default correlation. Credit risk analysts face a trade-off between conservatism and stability. Regulatory focus on setting correlation thresholds can more effectively reduce the likelihood of banking crises and enhance the resilience of the banking system.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

Cite this article: Shadab Sadabad, Seyed Mustafa., Majed, Vahid & Mehrara, Mohsen (2025). Comparative Evaluation of Credit Risk Models for Expected Loss Estimation: Implications for Banking Stability. *Journal of Economic Modeling Research*, 15 (58), 61-90. DOI: 0000000000000000000

© The Author(s).
Publisher: Kharazmi University
DOI: 00000000000000000000000000
Journal of Economic Modeling Research, Vol, 15, No. 58, 2025, pp. 61-90.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

Journal of Economic Modeling Research
Print ISSN: 2228 - 6454
Online ISSN: 2538 - 4163
Homepage: https://jemr.khu.ac.ir/

ارزیابی مقایسه‌ای مدل‌های ریسک اعتباری برای محاسبه زیان مورد انتظار: دلالت‌هایی برای ثبات بانکی

سید مصطفی شاداب سعدآباد[1] | وحید ماجد*[2] | محسن مهرآرا[3]

۱. دانشجوی دکتری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.رایانامه: sm.shadab1372@gmail.com (0009-0008-1729-3950)

۲. نویسنده مسئول، دانشیار، گروه آموزشی اقتصاد ؛کاربردی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.
رایانامه: majed@ut.ac.ir (0000-0002-0863-2374)

۳. استاد، گروه آموزشی اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران. رایانامه: mmehrara@ut.ac.ir (0000-0002-2685-8561)

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:
مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت:
۱۴۰۴/۸/۱۸

تاریخ ویرایش:
۱۴۰۴/۰۹/۰۹

تاریخ پذیرش :
۱۴۰۴/۱۰/۰۷

واژه‌های کلیدی:
کلیدواژه، کلیدواژه، کلیدواژه، کلیدواژه.

طبقه‌بندی JEL:
G32, C53, C58

چکیده

پیاده‌سازی استانداردهای جدید نظارت بانکی همواره یکی از اقدامات لازم برای ارتقاء ثبات و تاب‌آوری نظام بانکی است. این مطالعه با تأکید بر محاسبه زیان مورد انتظار و سرمایه نظارتی پرتفوی اعتباری توسط مدل‌های ریسک اعتباری، بر ارزیابی دلالت‌های این مدل‌ها برای ۵ بانک بزرگ کشور (سپه، ملی، ملت، تجارت و صادرات) تمرکز می‌کند. با توجه به محدودیت‌های داده‌ای در ایران و عدم دسترسی به ریز داده‌های پرتفوی اعتباری بانک‌ها، با استفاده از روش تولید داده مصنوعی، پرتفوی اعتباری این بانک‌ها در یک توزیع پاره‌توی بریده شده شبیه‌سازی شده و براساس اطلاعات منتشر شده در صورت‌های مالی آن‌ها کالیبره شده‌است. تولید داده‌های استاندارد مصنوعی از داده‌های موجود بر پایه شبیه‌سازی مونت کارلو با صدهزار تکرار استوار است. نتایج نشان‌دهنده آن است که استفاده از مدل‌های ریسک اعتباری در محاسبه سرمایه نظارتی باعث افت معنادار نسبت کفایت سرمایه بانک‌های بزرگ کشور نمی‌شود. همچنین، ذخیره‌گیری بر مبنای زیان مورد انتظار باعث کاهش هزینه ذخیره مطالبات مشکوک الوصول این بانک‌ها خواهد شد. این نتایج با لحاظ کردن نااطمینانی در مدل تغییری نخواهد کرد.

استناد: شاداب سعدآباد، سید مصطفی؛ ماجد، وحید و مهرارا، محسن (۱۴۰۳). ارزیابی مقایسه‌ای مدل‌های ریسک اعتباری برای محاسبه زیان مورد انتظار: دلالت‌هایی برای ثبات بانکی. *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۵ (۵۸)، ۶۱-۹۰.

DOI: 00000000000000000000000

ناشر: دانشگاه خوارزمی.

© نویسندگان.

CC BY NC

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

۱. مقدمه

مدل‌های ریسک اعتباری زیربنای فنی پیاده‌سازی استانداردهای جدید مدیریت ریسک در بانکداری مدرن هستند. بعد از وقوع بحران مالی بزرگ جهانی تغییرات زیادی هم در استانداردهای حسابداری و هم الزامات سرمایه‌ای ایجاد شد. تمرکز اصلی این تغییرات ادغام هرچه بیشتر مدیریت ریسک در تصمیم‌گیری‌های مدیران نهادهای مالی است. دو مورد از مهمترین این تغییرات، معرفی استاندارد حسابداری شماره ۹ گزارشگری مالی بین‌المللی و الزامات سرمایه‌ای بازل است. پیاده‌سازی این استانداردها در نظام بانکی ایران همواره محل چالش بوده‌است زیرا پیامدهای معرفی این استانداردها برای نظام بانکی کشور و ذینفعان آن نامشخص باقی مانده‌است. ابزار اقتصاددانان و کارشناسان نظام بانکی برای سنجش این پیامدها مدل‌های ریسک اعتباری است.

استانداردهای حسابداری طبقه‌بندی، اندازه‌گیری و شناسایی دارایی‌های موسسات اعتباری[۱] چارچوب اندازه‌گیری کیفیت دارایی‌های بانک‌ها را تعیین می‌کنند. با توجه به تبعیت نظام بانکی کشور از استانداردهای هیئت بین المللی استانداردهای حسابداری[۲]، دو استاندارد حسابداری IAS 39 و IFRS 9 که توسط این مرجع معرفی شدند حائز اهمیت هستند. استاندارد IAS 39 در سال ۲۰۰۳ توسط هیئت بین المللی استانداردهای حسابداری معرفی و از سال ۲۰۰۵ برای بانک‌های اتحادیه اروپا الزامی شد. این استاندارد مطالبات بانک‌ها را براساس زیان محقق شده[۳] طبقه‌بندی می‌کند. وقوع بحران مالی ۰۸-۲۰۰۷ منجر به انتقاد از این استاندارد شد و هیئت بین المللی استانداردهای حسابداری در سال ۲۰۱۸ آن را با استاندارد IFRS 9 جایگزین کرد (Eriotis, et al. 2019). با این حال رویه جاری نظام بانکی ایران هنوز از IAS 39 تبعیت می‌کند.

مشکل اساسی استاندارد IAS 39 این بود که شناسایی زیان و کاهش ارزش دارایی‌های اعتباری را تا لحظه وقوع به تاخیر انداخته و باعث ارزشگذاری بیش از اندازه دارایی‌های موسسات اعتباری می‌شود. این انتقاد به رویکرد گذشته‌نگر IAS 39 باعث جایگزینی آن با یک رویکرد آینده‌نگر در

---

[۱] classification, measurement, and recognition of financial assets

[۲] International Accounting Standards Board (IASB)

[۳] incurred loss

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

IFRS 9 شد. استاندارد حسابداری IFRS 9 به جای زیان محقق‌شده، زیان مورد انتظار[1] دارایی را مبنای طبقه‌بندی و ذخیره‌گیری از آن قرار می‌دهد (Bellini, 2019). با توجه به اینکه زیان مورد انتظار بیش از آن که موجودیتی حسابداری باشد یک آماره است، محاسبه آن استفاده از روش‌های کمّی و آماری را ایجاب می‌کند. به بیان دیگر، معرفی استاندارد IFRS 9 مدیریت ریسک اعتباری را در حسابداری مطالبات بانکی ادغام کرده‌است.

تاب آوری نظام بانکی به دلیل سروکار داشتن با نهاد پول و پیوستگی با سایر اجزای اقتصاد از اهمیت ویژه‌ای در تاب‌آوری اقتصاد ملی برخوردار است. مهمترین مولفه یک بانک تاب آور کیفیت دارایی‌های آن بانک است زیرا در بسیاری از موارد مخاطرات مربوط به ناتوانی هر بانک در بازپرداخت به موقع تعهدات در کاهش ارزش دارایی‌های آن ریشه دارد (جهانگرد، ۱۳۹۴). معرفی استاندارد IFRS 9 باعث افزایش تاب آوری نظام بانکی می‌شود. برخلاف استاندارد IAS 39 که بانک را مجبور می‌کرد زیان اعتباری را به صورت یکجا در لحظه وقوع شناسایی کند، استاندارد IFRS 9 در یک فرآیند سه مرحله‌ای براساس چشم انداز بلندمدت از ریسک اعتباری به تدریج زیان اعتباری را وارد ترازنامه می‌کند. مرحله‌گذاری[2] معرفی شده در استاندارد IFRS 9 نوسان زیان اعتباری و رفتار چرخه‌ای ذخیره‌گیری را کاهش داده و باعث تاب آوری بیشتر بانک در موقع وقوع بحران می‌شود (Kund & Rugilo, 2023).

استانداردهای کمیته بازل رویکرد محاسبه سرمایه نظارتی مبتنی بر رتبه‌بندی داخلی[3] را به عنوان یک رویکرد مبتنی بر ریسک به بانک‌ها معرفی کرده‌است. در این رویکرد سرمایه نظارتی لازم برای پوشش ریسک اعتباری براساس بین فاصله بین زیان مورد انتظار و ارزش در معرض خطر پرتفوی اعتباری در فاصله اطمینان ۰,۹۹ (زیان پیش‌بینی نشده) محاسبه می‌شود. به بیان دیگر، برای پیاده‌سازی این رویکرد نه تنها به آماره‌های مرکزی توزیع زیان مورد انتظار نیاز هست، بلکه توزیع دنباله آن نیز اهمیت دارد. بنابراین، پیاده‌سازی رویکرد مبتنی بر رتبه‌بندی داخلی استانداردهای بازل در مدیریت

[1] expected loss

[2] staging

[3] internal rating based approach (IRB)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

ریسک اعتباری همانند پیاده‌سازی IFRS 9 نیازمند تخمین توزیع زیان پرتفوی اعتباری بانک‌ها است. الزام بانک‌ها به اتخاذ یک رویکرد مبتنی بر ریسک برای محاسبه ذخیره مطالبات مشکوک الوصول و سرمایه نظارتی همواره موجب نگرانی بوده‌است. بیم این وجود داشته که پیاده‌سازی استانداردهای جدید منجر به افت شدید نسبت‌های نظارتی و افزایش هزینه‌های بانک‌ها شود.

محاسبه زیان مورد انتظار و مقدار سرمایه نظارتی مورد نیاز پرتفوی اعتباری بانک از یک طرف تحت تاثیر سه پارامتر احتمال نکول[۱]، زیان ناشی از نکول[۲] و ارزش در معرض نکول[۳] تسهیلات گیرندگان مختلف قرار داشته و از طرف دیگر نیازمند یک مدل آماری است تا توزیع زیان[۴] کل پرتفوی اعتباری بانک را از این پارامترهای منفرد استخراج کند[۵]. برقراری نگاشت[۶] بین پارامترهای تسهیلات گیرندگان و توزیع زیان پرتفوی اعتباری موضوع مدلسازی مدیریت ریسک اعتباری است. یکی از رایج‌ترین مدل‌های ریسک اعتباری که توسط کمیته بازل برای محاسبه سرمایه نظارتی پیشنهاد شده‌است مدل واسیچک است که یکی از انواع مدل‌های آستانه‌ای[۷] به شمار می‌رود. مدل‌های آستانه‌ای که مدل‌های ساختاری نیز نامیده می‌شوند نکول را به عبور یک متغیر ساختاری مانند ارزش دارایی‌های شرکت یا یک متغیر پنهان از یک آستانه وقوع نکول مرتبط می‌دانند. این مدل‌ها اولین بار توسط مرتون (۱۹۷۴) توسعه داده شد. وی بیان کرد اگر ارزش دارایی‌های یک شرکت کمتر از آستانه معینی باشد که اغلب مربوط به بدهی شرکت است آن شرکت با نکول مواجه می‌شود (Bolder, 2013).

---

[۱] probability of default (PD)

[۲] loss given default (LGD)

[۳] exposure at default (EAD)

[۴] loss distribution

[۵] تخمین هر کدام از پارامترهای LGD, PD و EAD نیازمند مدلسازی مجزا است که موضوع این پژوهش نیست. علاقه‌مندان برای آشنایی با مدل‌های تخمین احتمال نکول می‌توانند به Bolder (2019, chapter 9-10) و Trueck & Rachev (2009, chapter 2) و برای مدل‌های تخمین LGD به Izzie & Vitale (2012, chapter 5) مراجعه کنند. EAD تسهیلات عادی برابر با مانده بدهی بوده و نیازی به تخمین ندارد و مدلسازی آن خاص مشتقات اعتباری است. برای آشنایی با مدلسازی EAD در مشتقات اعتباری به Izzie & Vitale (2012, chapter 4) رجوع شود.

[۶] mapping

[۷] threshold models

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

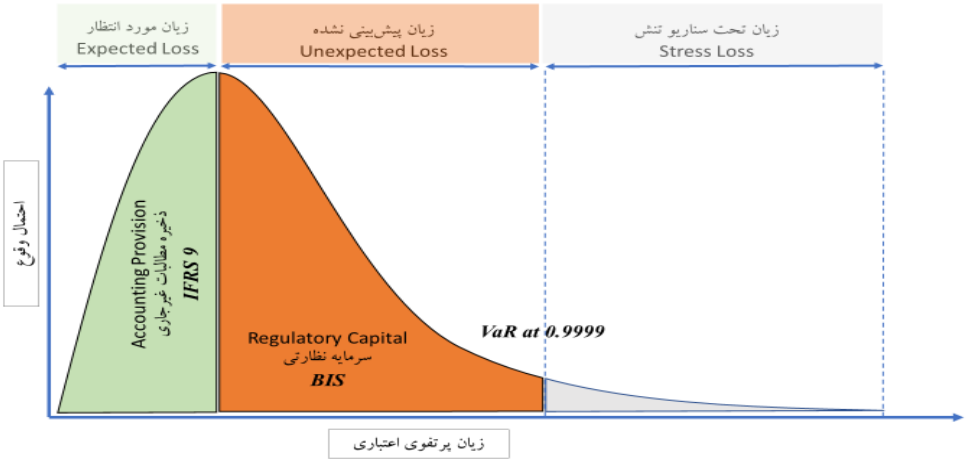
سنجش زیان پرتفوی اعتباری با استفاده از مدل‌های ریسک اعتباری نیازمند دسترسی به داده‌های تسهیلات به تفکیک اشخاص دارد. عمده پژوهش‌های بین‌المللی که در این زمینه انجام شده‌است به پایگاه‌های داده بانک‌های مرکزی یا یک بانک بزرگ دسترسی داشته‌اند. با توجه به عدم دسترسی به این داده‌ها برای پژوهشگران داخلی، با یک رویکرد ابتکاری پارامترهای مدل ریسک اعتباری واسیچک با استفاده از اطلاعات صورت‌های ۵ بانک بزرگ کشور کالیبره شده و مقدار دارایی‌های موزون شده به ریسک اعتباری، زیان مورد انتظار و سرمایه نظارتی مورد نیاز برای پوشش ریسک اعتباری با فرض پیاده‌سازی IFRS 9 و بازل (رویکرد مبتنی بر رتبه‌بندی داخلی) محاسبه شده و با وضعیت فعلی بانک‌های بزرگ کشور مقایسه شده‌است.

۲. مبانی نظری

محاسبه توزیع زیان پرتفوی اعتباری از دو منظر وارد ادبیات نظارت و سلامت بانکی شده‌است. منظر اول، استانداردهای کفایت سرمایه بازل است که از بازل (۲) به بعد به بانک‌ها این اجازه را می‌دهد که براساس نظام‌های رتبه‌بندی داخلی خود، سرمایه نظارتی مورد نیاز برای پوشش ریسک اعتباری را محاسبه کنند. زیربنای محاسبه اوزان ریسک در رویکرد مبتنی بر رتبه‌بندی داخلی استانداردهای بازل (۲) و (۳) مدل‌های ریسک اعتباری ساختاری هستند. در این رویکرد مقدار سرمایه نظارتی تابع دنباله تخمین زده شده از توزیع زیان اعتباری است زیرا بر زیان غیرمنتظره متمرکز است. منظر دوم ورود محاسبه توزیع زیان به حوزه نظارت و سلامت بانکی، استانداردهای ارزشگذاری و ذخیره‌گیری از دارایی‌های مالی است. همانطور که در مقدمه به آن اشاره شد، دو مرجع تعیین استانداردهای حسابداری در دنیا یعنی هیئت بین‌المللی استانداردهای حسابداری انگلستان و هیئت استانداردهای حسابداری مالی آمریکا مبنای ذخیره‌گیری و کاهش ارزش دارایی‌های اعتباری را از زیان محقق شده به زیان مورد انتظار تغییر دادند. این تغییر مبنا باعث شد تا محاسبه ذخیره مطالبات مشکوک الوصول و ارزش دفتری دارایی‌های اعتباری وابسته به محاسبه توزیع زیان اعتباری باشد. برهمین اساس، هیئت بین‌المللی استانداردهای حسابداری IFRS 9 و هیئت استانداردهای حسابداری مالی ASC 326 را معرفی کردند. برخلاف مقررات کفایت سرمایه که بر دنباله توزیع زیان اعتباری تاکید می‌کند، استانداردهای حسابداری جدید ذخیره‌گیری و کاهش ارزش دارایی از قله توزیع

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

زیان اعتباری (زیان مورد انتظار) استفاده می‌کنند. تفاوت این دو منظر و ارتباط آن‌ها با توزیع زیان در نمودار (۱) نشان داده شده‌است.



نمودار ۱. ارتباط مقررات کفایت سرمایه و استانداردهای حسابداری ذخیره‌گیری مطالبات اعتباری با توزیع زیان

تصریح‌های مختلفی از مدل‌های ساختاری ارایه شده‌است. در این پژوهش تلاش شده‌است تا با استفاده از تصریح ساده اما روشن از مدل واسیچک، اثر آن بر نسبت‌های نظارتی بانک‌های بزرگ کشور بررسی شود. خروجی نهایی هر مدل ریسک اعتباری یک توزیع زیان است. توزیع زیان اعتباری در مدل‌های ساختاری با شمارش تعداد دفعاتی که متغیر ساختاری از آستانه مورد نظر عبور می‌کند ساخته می‌شود. امید ریاضی این توزیع زیان مورد انتظار پرتفوی اعتباری و کوانتیل آن ارزش در معرض خطر[1] پرتفوی اعتباری است. الزامات کفایت سرمایه بازل، ذخیره مطالبات غیرجاری و طبقه‌بندی دارایی‌ها براساس استاندارد IFRS 9 همگی براساس این دو آماره محاسبه می‌شوند. استاندارد IFRS 9 بانک‌ها را ملزم می‌کند تا بسته به مرحله‌ای که دارایی آن‌ها در آن طبقه‌بندی

[1] Value at Risk (VaR)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

شده‌است برابر با زیان مورد انتظار ۱۲ ماهه[۱] یا زیان مورد انتظار تمام طول مدت قرارداد[۲] ذخیره‌گیری کنند. این رابطه در فرمول (۱) نشان داده شده‌است (Bellini, 2019).

$$\mathrm{ECL}_{\mathrm{life}}^{\mathrm{pt}}(x_t^*) = \sum_{i=1}^{n_{\mathrm{pt}}} \left[\sum_{t=1}^{T_i} \mathrm{PV}_t \cdot \left(\mathrm{PD}_{i,t} \cdot \mathrm{LGD}_{i,t} \cdot \mathrm{EAD}_{i,t} \mid x_t^* \right) \right] \qquad (۱)$$

مقدار دارایی‌های موزون به ریسک اعتباری نیز با استفاده از آماره‌های توزیع زیان قابل استخراج است. این مقدار برابر با حاصل ضرب معکوس حداقل کفایت سرمایه (در بازل ۲ برابر ۸ درصد) در ارزش در معرض نکول (EAD)، زیان ناشی از نکول(LGD)، سررسید (MA) و اختلاف «احتمال نکول در بدترین سناریو[۳]» با احتمال نکول در حالت فعلی است. احتمال نکول در بدترین سناریو (WCDR) تابع ارزش در معرض خطر توزیع زیان و ضریب همبستگی بین نکول‌ها است (Trueck & Rachev, 2009).

$$\mathrm{RWA} = 12.5 \times \mathrm{EAD} \times \mathrm{LGD} \times (\mathrm{WCDR} - \mathrm{PD}) \times \mathrm{MA} \qquad (۲)$$

۳. پیشینه تحقیق

پژوهش‌های متعددی برای مقایسه مدل‌های ریسک اعتباری انجام شده‌است (BCBS,1999; Chatterjee,2015; Diaz,2002; Jarrow,2009; Kollár & Gondžárová, B,2015). کمیته بانکی بازل (۱۹۹۹) وضعیت مدلسازی ریسک در تعدادی از بزرگترین بانک‌های کشورهای توسعه یافته بررسی و در یک گزارش جامع منتشر کرد. این گزارش اولین اقدام تجربی برای سنجش کاربرد مدل‌های ریسک اعتباری در بانک‌های دنیا به شمار می‌رود و مجموعه‌ای از رویه‌ها و اصول رایج مدلسازی ریسک اعتباری در آن زمان را به صورت پرسشنامه‌ای جمع‌آوری کرده‌است، با این حال به بررسی تفاوت‌های کمّی مدل‌ها نمی‌پردازد.

---

[۱] 12 month ECL

[۲] lifetime ECL

[۳] worst-case default rate

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

دیاز و گمیل (۲۰۰۲) برای اولین بار به مقایسه کمّی دو مدل CreditMetrics و CreditRisk+ پرداخت. تمرکز این مطالعه به صورت خاص بر مقایسه تفاوت ارزش اعتباری در معرض خطر یک پرتفوی اوراق قرضه در مدل‌های مذکور است. این پژوهش به این نتیجه رسیده‌است که برای مقام ناظر استفاده از هرکدام از دو مدل یاد شده تفاوتی نمی‌کند اما برای مدیریت ریسک داخل بانک که تغییر رتبه اعتباری اهمیت دارد، مدل CreditMetrics نتایج محافظه‌کارانه‌تری ارایه می‌دهد. جارو (۲۰۰۹) ادبیات نظری مدل‌های ریسک اعتباری را به صورت مبسوط بررسی کرده‌است. این پژوهش اگرچه به بررسی تجربی تفاوت مدل‌های ریسک اعتباری نمی‌پردازد، اما در یک مدل خرد تاثیر اطلاعات نامتقارن در عملکرد مدل‌های ریسک اعتباری را بررسی می‌کند. کولار و گوندزاروا (۲۰۱۵، ب) مجموعه مطالعات انجام شده بر روی سه مدل ریسک اعتباری CreditMetrics، CreditRisk+ و KMV را جمع‌آوری کرده و به صورت تحلیلی ویژگی‌های اصلی هر کدام را استنتاج کرده‌است.

پژوهش‌های داخلی انجام شده مرتبط با مدل‌های ریسک اعتباری به سه دسته تقسیم می‌شوند. دسته اول، پژوهش‌هایی هستند که بدون ورود به جزئیات مدلسازی ریسک اعتباری، صرفا از منظر استانداردهای حسابداری امکان پیاده‌سازی این مدل‌ها در نظام بانکی ایران را بررسی کرده‌اند. این دسته بخش اعظم ادبیات مرتبط با زیان اعتباری در پژوهش‌های داخلی را تشکیل داده و عمدتا مبتنی بر روش‌های پژوهش کیفی هستند که به دو نمونه از آن‌ها اشاره می‌شود. رضایی و همکاران (۱۳۹۸) چالش‌های پیاده‌سازی مدل‌های زیان اعتباری در نظام بانکی ایران با روش دلفی فازی و براساس مصاحبه از نخبگان شناسایی کردند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که پایش نشدن صورت‌های مالی و سایر اطلاعات در طول دوره پرداخت مانع اصلی پیاده‌سازی استاندارد IFRS 9 در نظام بانکی ایران است. دلدار و همکاران (۱۴۰۱) چالش‌ها و راهکارهای پیاده‌سازی استاندارد IFRS 9 در نظام بانکی ایران را با روش تحلیل محتوی کیفی مورد بررسی قرار داده‌اند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که مهمترین چالش پیاده‌سازی مدل‌های زیان اعتباری در نظام بانکی کشور عدم دخالت مدیریت ریسک در تصمیم‌گیری اعتباری بانک‌ها و نبود زیرساخت‌های رتبه‌بندی اعتباری مشتریان است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

دسته دوم پژوهش‌های داخلی مرتبط با این موضوع، پژوهش‌هایی هستند که کاربرد این مدل‌ها را بر روی یک بانک نمونه مورد ارزیابی قرار داده‌اند. سبزواری و همکاران (۱۳۸۷) با استفاده مدل واسیچک توزیع زیان پرتفوی اعتباری بانک کارآفرین را محاسبه کرده‌اند. این مقاله احتمال نکول را از یک مدل اعتبارسنجی لاجیت استخراج کرده و از روش رتبه‌بندی اعتباری بهره نبرده‌است. حیدری و همکاران (۱۳۹۴) توزیع زیان اعتباری بانک رفاه را با استفاده از مدل‌های آکچوئری محاسبه کرده‌اند اما از رتبه‌بندی اعتباری مشتریان استفاده نکرده‌اند. مشیری و عبدالشاه (۱۳۹۶) اثر ریسک اعتباری بر عملکرد بانک‌های کشور را با یک مدل پانل سنجیده‌اند. این مقاله اگرچه از ادبیات مدلسازی ریسک اعتباری بهره برده اما به صورت صریح از آن‌ها استفاده نکرده‌است. با این حال، استفاده از یک پرتفوی اعتباری فرضی و روش مونت کارلو شباهت‌های این مقاله با پژوهش حاضر است.

٤. مدل تحقیق و روش برآورد

۱-۴. تخمین توزیع تسهیلات پرتفوی اعتباری

ورودی اصلی مدل‌های ریسک اعتباری پارامترهای اعتباری منفرد تسهیلات گیرندگان است، بنابراین برای بدست آوردن نتایج کمّی به مجموعه داده یک پرتفوی اعتباری شامل مانده تسهیلات، رتبه اعتباری تسهیلات گیرندگان و احتمال نکول متناظر هر رتبه اعتباری نیاز است. معمولا پژوهش‌های این حوزه رتبه‌های اعتباری و احتمال نکول متناظر هر رتبه اعتباری را از شرکت‌های رتبه‌بندی اعتباری و سایر اطلاعات را سامانه‌های ثبت اعتباری[1] بدست می‌آورند (Burgland, 2016; Schuermann, 2004).

متاسفانه به خاطر عدم گسترش صنعت رتبه‌بندی اعتباری صرفا رتبه اعتباری آن شرکت‌های ناشر اوراق تامین مالی در بازار بورس تهران که متقاضی استفاده از رتبه اعتباری به جای تودیع وثیقه

[1] سامانه ثبت اعتباری یا credit registry یکی از دو نوع اصلی نهادهای گزارش‌دهی اعتباری است. سامانه‌های ثبت اعتباری معمولاً برای حمایت از نقش دولت به‌عنوان ناظر بر مؤسسات مالی توسعه یافته‌اند. در جایی که سامانه‌های ثبت اعتباری وجود دارند، طبق قانون، وام‌هایی که از یک مقدار مشخص بیشتر هستند باید در سامانه ثبت اعتباری ملی ثبت شوند. هدف سامانه‌های ثبت اعتباری پایش وام‌هایی را که توسط مؤسسات مالی تحت نظارت ارائه می‌شوند (World Bank, 2016)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

نزد نهادهای مالی هستند در دسترس قرار دارد که کسر کوچکی از تسهیلات گیرندگان نظام بانکی ایران هستند[۱]. علاوه بر این، شرکت‌های رتبه‌بندی اعتباری کشور به دلیل ضعف دانش در حوزه مدلسازی و ادبیات ریسک اعتباری گزارش‌های سالانه نرخ‌های نکول و تغییر رتبه اعتباری را تهیه و منتشر نمی‌کنند. همچنین نظام بانکی کشور فاقد یک سامانه ثبت اعتباری است[۲] و به دلیل محرمانگی امکان دسترسی به اطلاعات اعتباری داخلی بانک‌ها نیز برای پژوهشگران میسر نیست. بنابراین امکان تهیه مجموعه داده شبیه به پژوهش‌های مشابه انجام شده در این حوزه وجود ندارد. برای جبران این کاستی، از رویکرد داده مصنوعی[۳] استفاده شده‌است. داده مصنوعی داده‌ای است که از یک فرآیند یادگیری براساس ویژگی‌های داده‌های واقعی تولید می‌شود. هدف از داده مصنوعی تولید نمونه‌های جدیدی است که با داده‌های واقعی مرتبط هستند اما نمی‌توان آن‌ها را به داده‌های واقعی بازگرداند (Assefa et al. 2019).

داده مصنوعی مجموعه‌ای از داده است که خواص آماری داده‌های واقعی را تقلید می‌کند، اما به صورت مصنوعی ساخته می‌شود. روش داده مصنوعی ابتدا برای حفظ محرمانگی داده‌ها در تحقیقات کاربردی مرتبط با اطلاعات شخصی افراد مانند داده‌های سلامت توسعه داده شد. روش‌های مختلفی برای تولید داده مصنوعی وجود دارد. مدل‌های ریسک مورد استفاده در پژوهش حاضر به دو پارامتر احتمال نکول و ارزش در معرض نکول نیاز دارد، بنابراین مجموعه داده مصنوعی برای این دو پارامتر تولید شده‌است.

ارزش در معرض نکول یا همان توزیع مانده تسهیلات پرتفوی اعتباری بانک براساس توزیع پارتو بریده شده تخمین زده شده‌است. پژوهش‌های متعددی بر این نکته تاکید دارند که ارزش

---

[۱] دستورالعمل انتشار اوراق بدهی با استفاده از رتبه اعتباری در تاریخ ۱۴۰۲/۰۵/۱۶ توسط هیئت مدیره سازمان بورس و اوراق بهادار به تصویب رسیده‌است. براساس این دستورالعمل انتشار اوراق بدهی بدون ضامن با اخذ حداقل رتبه اعتباری BBB- توسط ناشران پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران یا فرابورس ایران مجاز شمرده شده‌است.

[۲] سامانه متمرکز اطلاعات تسهیلات و تعهدات (سمات) در بانک مرکزی تنها نمونه داخلی جمع آوری متمرکز اطلاعات تسهیلات است که فاصله زیادی با ویژگی‌های لازم یک سامانه ثبت اعتباری دارد. علاقه‌مندان به موضوع سامانه‌های ثبت اعتباری و نقش آن‌ها در نظارت بانکی می‌توانند به Artigas (2004) مراجعه کنند. برای دیدن جزئیات طراحی مفهومی و ساختاری یک سامانه ثبت اعتباری متاخر به ECB (2019a)، ECB(2019,b) و ECB(2019c) مراجعه شود. همچنین برای آشنایی با سامانه سمات به موسوی و خسروی (۱۴۰۱) ارجاع می‌شود.

[۳] synthetic data

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

تسهیلات در پرتفوی اعتباری بانک‌ها از توزیع پارتو تبعیت می‌کند (Grippa & Gornicka, 2016). یکی از دلایل این واقعیت، تمایل بانک‌ها به اعطای تسهیلات کلان به شرکت‌های بزرگ است که باعث تمرکز زیاد تسهیلات و چولگی توزیع آن می‌شود. توزیع پارتوی مقید از یک پارامتر شکل به نام آلفا تبعیت می‌کند. در صورت در اختیار داشتن تقریب مناسبی از پارامتر آلفا، می‌توان توزیع پارتو را به شکل مقید تخمین زد. پارامتر آلفا را می‌توان با استفاده از مساحت زیر نمودار در یک بازه مشخص از توزیع پارتو، می‌توان پارامتر آلفا را تقریب زد.

صورت‌های مالی بانک‌های کشور به دو صورت مجزا مقادیر لازم برای محاسبه پارامتر آلفا را فراهم می‌کنند. اول، در یادداشت‌های توضیح صورت‌های مالی فهرست تسهیلات و تعهدات کلان بانک گزارش شده‌است. چنانچه بزرگترین تسهیلات مندرج در این فهرست x_{max} و کوچکترین تسهیلات مندرج در آن x_T و نسبت مجموع تسهیلات و تعهدات کلان به کل تسهیلات و تعهدات بانک AUC_{tail} نامگذاری شود، پارامتر آلفا از رابطه زیر بدست می‌آید:

$$\frac{x_{max}^{1-\alpha} - x_T^{1-\alpha}}{x_{max}^{1-\alpha} - x_{min}^{1-\alpha}} = AUC_{tail} \qquad (۳)$$

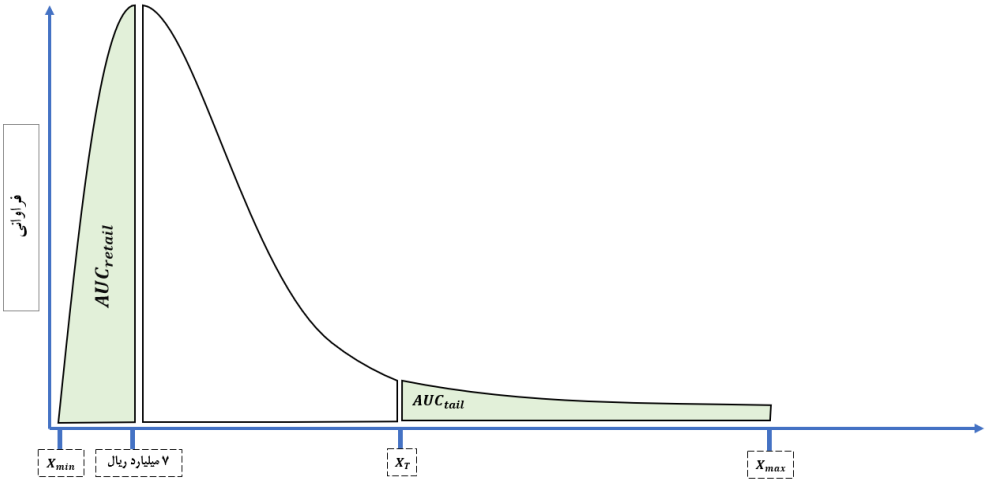
روش دوم، تخمین پارامتر آلفا با استفاده از تسهیلات خرد است. مقدار تسهیلات اعطایی به اشخاص حقیقی (تسهیلات خرد) در یادداشت‌های توضیحی گزارش می‌شود. براساس دستورالعمل بانک مرکزی، تسهیلات اعطایی به اشخاص حقیقی تا سقف ۷ میلیارد ریال محدود شده‌اند. فرض می‌شود کوچکترین تسهیلات حقیقی در پرتفوی اعتباری بانک ۱۰۰ میلیون ریال است. بنابراین پارامتر آلفا براساس رابطه زیر تقریب زده می‌شود:

$$\frac{x_b^{1-\alpha} - x_a^{1-\alpha}}{x_{max}^{1-\alpha} - x_{min}^{1-\alpha}} = AUC_{retail} \qquad (۴)$$

بازه $[x_a, x_b]$ فاصله بین کوچکترین و بزرگترین تسهیلات خرد بانک (۱۰۰ میلیون ریال تا ۷ میلیارد ریال) و AUC_{retail} نسبت تسهیلات خرد به کل تسهیلات بانک است. نمودار ۲ این مقادیر را به صورت شماتیک نمایش می‌دهد. تقریب پارامتر آلفا از طریق تسهیلات کلان و تسهیلات خرد تفاوت‌های جزئی با یکدیگر خواهند داشت. با توجه به تاکید کمیته بازل بر استفاده از فروض

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

محافظه‌کارانه در مدلسازی ریسک اعتباری (BCBS, 2006; IASB, 2018)، آن مقداری از پارامتر آلفا انتخاب می‌شود که مقدار ریسک بیشتر (دنباله پهن‌تر) برای بانک تخمین بزنند.



نمودار ۲. شماتیک روش تخمین پرتفوی اعتباری بانک‌ها

۲-٤. مدل‌سازی ریسک اعتباری با استفاده از مدل واسیچک گاوسی

متغیر پنهان Z_i برای تسهیلات گیرنده i به صورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$Z_i = \sqrt{\rho} \cdot X + \sqrt{۱ - \rho} \cdot \epsilon_i \qquad (۵)$$

که در آن:

- X عامل ریسک سیستماتیک است که برای تمام بدهکاران مشترک است. $X \sim \mathcal{N}\left(۰,۱\right)$
- ϵ_i عامل ریسک اختصاصی تسهیلات گیرنده است. $\epsilon_i \sim \mathcal{N}\left(۰,۱\right)$
- ρضریب همبستگی بین متغیر پنهان تسهیلات گیرنده و عامل ریسک سیستماتیک است.

وضعیت‌های رتبه‌بندی اعتباری (R_k) با مقایسه Z_i با آستانه‌های از پیش تعریف شده تعیین می‌شود:

$$R_k \text{ if } \tau_{k-۱} \leq Z_i < \tau_k \qquad (۶)$$

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

که در آن:

- τ_kآستانه نکول برای رتبه اعتباری k است. ($\tau_{0=-\infty}$ و $\tau_m = \infty$ است)

-در حالت نکول $Z_i \leq \tau_{default}$ برقرار است.

احتمال انتقال از رتبه اعتباری اولیه i به رتبه اعتباری نهایی j به صورت زیر است:

$$P_{ij} = P\left(\tau_{j-1} \leq Z_i < \tau_j\right) \tag{۷}$$

چنانچه توزیع Z_i توزیع گاوسی استاندارد فرض شود، این احتمال برابر خواهد بود با:

$$P_{ij} = \Phi\left(\frac{\tau_j - \mu_i}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{\tau_{j-1} - \mu_i}{\sigma}\right) \tag{۸}$$

که در آن:

- $\Phi(\cdot)$تابع تجمعی توزیع نرمال استاندارد است

-μ_i و σ میانگین و انحراف معیار Z_i هستند.

ضرایب همبستگی نکول بین تسهیلات گیرندگان توسط عامل سیستماتیک X به صورت زیر هدایت می‌شود:

$$\mathrm{Corr}(Z_i, Z_j) = \rho \tag{۹}$$

زیان پرتفو تابع نکول و ارزش در معرض نکول هر تسهیلات گیرنده بستگی دارد و به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$L = \sum_{i=1}^{N} EAD_i \cdot LGD_i \cdot \mathbb{1}_{\{Z_i \leq \tau_{\mathrm{dfut}}\}} \tag{۱۰}$$

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

که در آن:

- N تعداد تسهیلات گیرندگان است.
- EAD_iارزش در معرض خطر تسهیلات گیرنده i ام است.
- LGD_iزیان ناشی از نکول تسهیلات گیرنده i ام است.
- $\mathbb{1}_{\{Z_i \le \tau_{dfut}\}}$ تابع اندیکاتور نکول است (اگر $Z_i \le \tau_{dfut}$ باشد یک و در غیر آن صفر است)

توزیع زیان پرتفوی اعتباری در مدل واسیچک یک متغیر تصادفی با دو پارامتر احتمال نکول و همبستگی رخداد نکول است:

$$\phi^{-1}(L) \sim N\left(\frac{\phi^{-1}(p)}{\sqrt{1-\rho}} + \frac{\rho}{1-\rho}\right) \tag{۱۱}$$

آماره‌های توزیع زیان پرتفوی اعتباری زیان مورد انتظار و ارزش در معرض خطر هستند که به صورت زیر محاسبه می‌شوند:

$$E(L) = p \tag{۱۲}$$

$$VaR_\alpha = LGD.\phi\left(\frac{\phi^{-1}(p)}{\sqrt{1-\rho}} + \sqrt{\frac{\rho}{1-\rho}} \cdot \phi^{-1}(\alpha)\right) \tag{۱۳}$$

محاسبه توزیع زیان پرتفوی اعتباری با استفاده از شبیه سازی مونت کارلو انجام می‌شود. در این روش X (عامل ریسک سیستماتیک) و ϵ_i (عامل ریسک اختصاصی) برای هر تسهیلات گیرنده شبیه‌سازی می‌شود. سپس Z_i برای هر تسهیلات گیرنده با استفاده از فرمول آن یعنی $Z_i = \sqrt{\rho} \cdot X + \sqrt{1-\rho} \cdot \epsilon_i$ بدست می‌آید. هر Z_i با آستانه نکول مقایسه شده و چنانچه از آستانه نکول رد شود عدد یک و در غیر اینصورت عدد صفر لحاظ خواهد شد. نتیجه این شبیه‌سازی مونت کارلو

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

یک آرایه از مقادیر صفر و یک خواهد بود که ضربدر مقدار متناظر هر فقره تسهیلات شده و توزیع زیان پرتفوی اعتباری را تشکیل می‌دهد.

۳-٤. مدلسازی واسیچک با نااطمینانی در احتمال نکول

فرض استاندارد بازل و IFRS 9 این است که احتمال نکول در مدل واسیچک از یک سیستم رتبه بندی اعتباری داخلی استخراج شده‌است. با توجه به اینکه رتبه‌بندی اعتباری و محاسبه احتمال نکول در نظام بانکی کشور متداول نیست، تعیین این پارامتر باعث ایجاد نااطمینانی در نتایج مدل می‌شود. میر (۲۰۲۱) نشان داده‌است که نااطمینانی در احتمال نکول در نهایت از طریق پارامتر همبستگی رخداد نکول بر نتایج مدل اثر می‌گذارد. وی بیان می‌کند چنانچه فرض شود احتمال نکول یک متغیر تصادفی با توزیع واسیچک $PD \sim Vas(\mathrm{p}, \beta)$ است، توزیع زیان در مدل واسیچک و آماره‌های آن (زیان مورد انتظار و ارزش در معرض خطر) به صورت زیر در می‌آید:

$$\phi^{-1}(L) \sim N(\frac{\phi^{-1}(PD)}{\sqrt{1-\rho-\beta+\rho.\beta}} + \frac{\rho+\beta-\rho.\beta}{1-\rho-\beta+\rho.\beta} \qquad (۱۴)$$

$$VaR_{\alpha} = LGD.\phi(\frac{\phi^{-1}(PD)}{\sqrt{1-\rho-\beta+\rho.\beta}} + \sqrt{\frac{\rho+\beta-\rho.\beta}{1-\rho-\beta+\rho.\beta}} \cdot \phi^{-1}(\alpha)) \qquad (۱۵)$$

ا ستاندارد بازل کمترین مقدار همب ستگی رخداد نکول را ۰,۱۲ و بی شترین مقدار آن را ۰,۲۴ اعلام کرده‌ا ست (نیازمند منبع). برای لحاظ کردن نااطمینانی حا صل از احتمال نکول، نتایج مدل با فرض تغییر همبستگی رخداد نکول در بازه [۰,۱۲,۰,۲۴] محاسبه شده و با مقادیر مندرج در صورت‌های مالی مقایسه شده‌است.

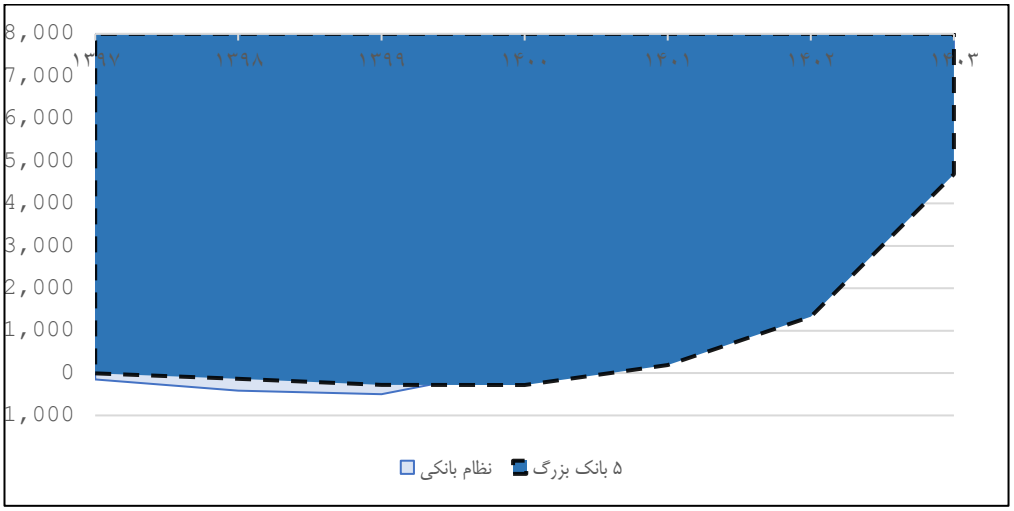
[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

۵. داده‌ها و نتایج تجربی

۵-۱. جایگاه ۵ بانک بزرگ کشور در نظام بانکی[۱]

۵ بانک سپه، ملی، ملت، تجارت و صادرات بیش از نیمی از سپرده‌های نظام بانکی را تحت کنترل دارند. این ۵ بانک سهم بسزایی در عملکرد کلی شبکه بانکی دارند به گونه‌ای که می‌توان آن‌ها را بانک‌های دارای اهمیت سیستمی[۲] نظام بانکی ایران نامید. با توجه به این اهمیت سیستمی، هر تغییری در قوانین و مقررات ناظر بر فعالیت نظام بانکی، به خصوص مقررات مربوط به کفایت سرمایه و استانداردهای حسابداری باید با عنایت به اثر آن بر ترازنامه این ۵ بانک سنجیده شود.

نمودار ۳ سهم این ۵ بانک از سرمایه نظارتی نظام بانکی از سال ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۳ را نشان می‌دهد. بیش از ۶۰ درصد سرمایه نظارتی نظام بانکی (۴۶۰۰ هزار میلیارد ریال از ۷۶۰۰ هزار میلیارد ریال) در پایان سال مالی منتهی به ۱۴۰۳/۱۲/۲۹ متعلق به ۵ بانک بزرگ کشور بوده‌است.



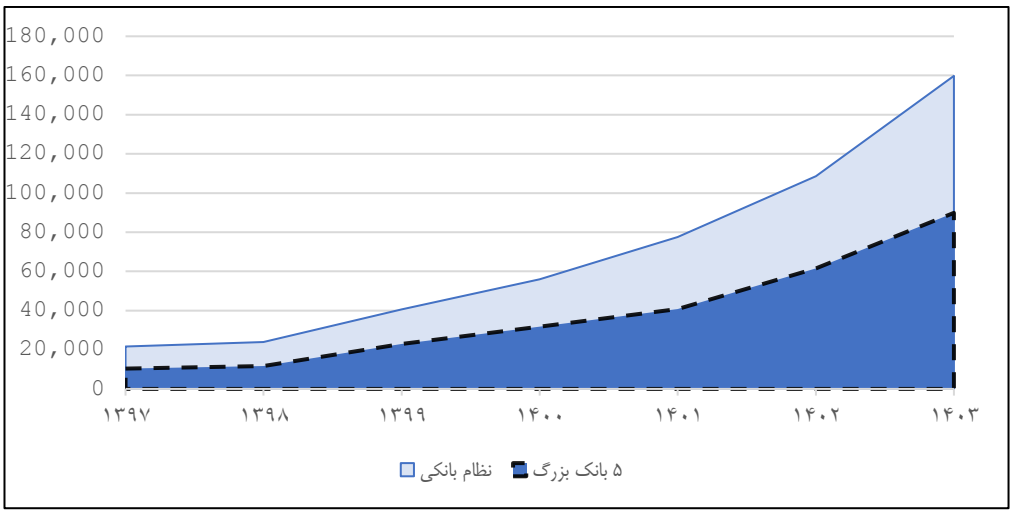
نمودار ۳. سهم ۵ بانک بزرگ کشور از سرمایه نظارتی نظام بانکی (هزار میلیارد ریال)

[۱] کلیه محاسبات مربوط به نظام بانکی در این بخش بدون در نظر گرفتن بانک آینده صورت پذیرفته است.

[۲] sysetematically important banks (SIB)

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

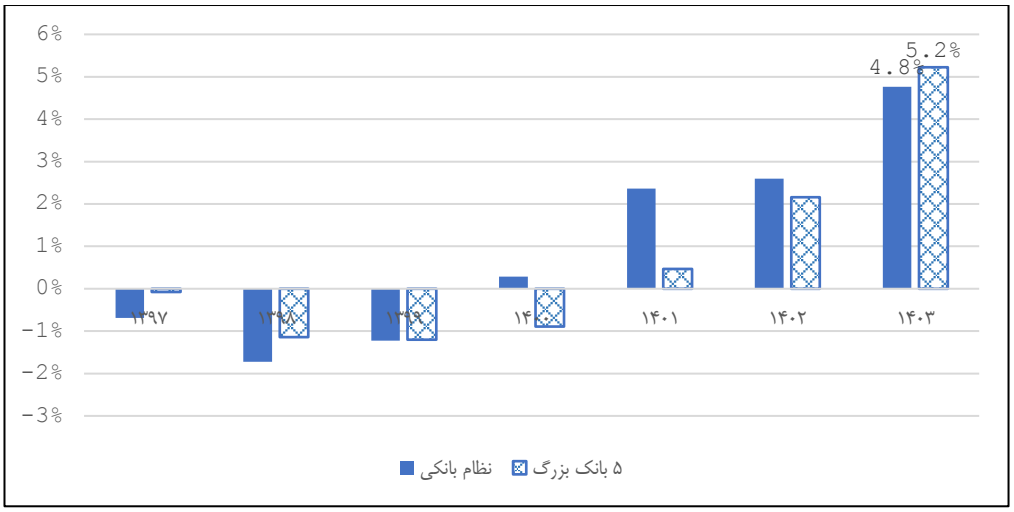
نمودار ۴ سهم ۵ بانک بزرگ کشور از مجموع دارایی‌های موزون شده به ریسک نظام بانکی را نشان می‌دهد. نظام بانکی کشور در پایان سال مالی ۱۴۰۳ بالغ بر ۱۵۹۰۰۰ هزار میلیارد ریال دارایی موزون شده به ریسک داشته که ۹۰۰۰۰ هزار میلیارد ریال آن متعلق به ۵ بانک بزرگ کشور بوده‌است. به بیان دیگر این ۵ بانک بیش از ۵۵ درصد از دارایی‌های موزون شده به ریسک نظام بانکی را به خود اختصاص داده‌اند و این سهم از سال ۱۳۹۷ تاکنون ثابت بوده‌است.



نمودار ٤. سهم ۵ بانک بزرگ کشور از دارایی‌های موزون به ریسک نظام بانکی (هزار میلیارد ریال)

نسبت کفایت سرمایه نظام بانکی در این سال ۴٫۸ درصد و نسبت کفایت سرمایه ۵ بانک بزرگ ۵٫۲ در صد بوده‌ا ست. بانک‌های بزرگ کشور در سال‌های مختلف نسبت به میانگین کل نظام بانکی عملکرد متفاوتی از نظر مدیریت سرمایه داشته‌اند. در برخی از سال‌ها نسبت کفایت سرمایه آن‌ها بهتر و در برخی سال‌ها بدتر از کل نظام بانکی بوده‌است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]



نمودار ۵. نسبت کفایت سرمایه ۵ بانک بزرگ کشور در مقایسه با نظام بانکی

۲-۵. تخمین پرتفوی اعتباری بانک‌های بزرگ کشور

برای تخمین پرتفوی اعتباری بانک‌ها، به سهم تسهیلات کلان از کل تسهیلات، سهم تسهیلات خرد از کل تسهیلات، بزرگترین و کوچکترین مبلغ تسهیلات کلان نیاز است. مدل واسیچک با لحاظ نااطمینانی در احتمال های نکول تمام نااطمینانی را در نرخ همبستگی رخدادهای نکول توضیح می‌دهد و در مقابل یک نرخ میانگین نکول برای همه تسهیلات موجود در پرتفوی اعتباری لحاظ می‌کند. برای کالیبره کردند نرخ میانگین نکول، از نرخ نکول سالانه هر بانک در سال ۱۴۰۳ استفاده شده است. نرخ نکول سالانه عبارت است از نرخ مطالبات غیرجاری جدید در سال ۱۴۰۳ که به آن «افزایش مطالبات غیرجاری» نیز گفته می‌شود. مطالبات غیرجاری در صورت‌های مالی بانک‌ها به صورت تجمعی (مانده) گزارش می‌شود. برای محاسبه افزایش مطالبات غیرجاری، نسبت مطالبات غیرجاری به ذخیره مطالبات مشکوک الوصول محاسبه شده و در افزایش ذخیره مطالبات مشکوک الوصول ضرب شده‌است. این روش محاسبه بر این فرض استوار است که پوشش ذخیره مطالبات مشکوک الوصول در بلندمدت ثابت است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

جدول ۱. ورودی‌های مدل تخمین پرتفوی تسهیلات بانک‌های بزرگ کشور

ارقام به هزار میلیارد ریال – ۱۴۰۳	سپه	ملی	ملت	تجارت	صادرات
تسهیلات به اشخاص غیر دولتی (قبل از کسر ذخایر)	10143	10341	11222	7463	9635
مطالبات از دولت (قبل از کسر ذخایر)	3077	1853	449	559	1267
تسهیلات به اشخاص دولتی (قبل از کسر ذخایر)	1051	79	11516	319	53
دارایی‌های موزون به ریسک اعتباری	18724	14935	18336	11611	8188
سرمایه مورد نیاز برای ریسک اعتباری	1497	1194	1466	925	655
تسهیلات و تعهدات کلان	4021	3641	2283	1321	692
تسهیلات به اشخاص حقیقی	5067	4890.5	4921	2542	4199
مطالبات غیرجاری غیردولتی	735	753	1464	725	1811
ذخیره مطالبات مشکوک الوصول	639	560	1406	468	995
افزایش ذخیره مطالبات مشکوک الوصول	185	151	335	201	382
نسبت مطالبات غیرجاری (با لحاظ ۱۰۰٪ دولت)	34%	22%	58%	19%	29%
نسبت مطالبات غیرجاری (بدون لحاظ دولت)	7%	7%	13%	10%	19%
نرخ نکول سالانه	2.1%	2.0%	3.1%	4.2%	7.2%
بزرگترین تسهیلات کلان	790	172	787	100	185
کوچکترین تسهیلات کلان	0.10	0.06	0.10	0.14	0.12
سهم تسهیلات کلان از کل پرتفو (درصد)	42%	37%	23%	19%	8%
سهم تسهیلات خرد از کل پرتفو (درصد)	53%	50%	50%	36%	49%

ماخذ: صورت‌های مالی حسابرسی شده بانک‌ها

همانطور که قبلا بیان شد، مدل واسیچک با لحاظ نااطمینانی در احتمال نکول، نااطمینانی را در مقادیر مختلف ضریب همبستگی رخداد نکول وارد مدل می‌کند. هدف این است که با لحاظ سطوح مختلف نااطمینانی، اثر پیاده‌سازی رویکرد مبتنی بر رتبه‌بندی داخلی استاندارد بازل و استاندارد ذخیره‌گیری IFRS 9 بر بانک سنجیده شود. به همین منظور، مقدار زیان مورد انتظار، سرمایه نظارتی مورد نیاز و دارایی‌های موزون به ریسک اعتباری در ضریب همبستگی‌های مختلف با استفاده از مدل ریسک اعتباری واسیچک تخمین زده شده، و از این طریق مقدار ذخیره مطالبات مشکوک

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

الوصول و نسبت کفایت سرمایه فرضی بانک در هر سناریو بدست آمده‌است. جدول ۲ خلاصه نتایج مدلسازی در سناریوهای مختلف را نشان می‌دهد.

جدول ۲. تاثیر سناریوهای مختلف ریسک اعتباری بر ذخیره‌گیری و نسبت کفایت سرمایه بانک‌های بزرگ

	ارقام به هزار میلیارد ریال	سپه	ملی	ملت	تجارت	صادرات
1403	ذخیره مطالبات مشکوک الوصول	185	560	335	201	382
	سرمایه نظارتی مورد نیاز	1497	1194	1466	925	655
	دارایی‌های موزون به ریسک اعتباری	18724	14935	18336	11611	8188
	نسبت کفایت سرمایه فعلی	**–3.20 %**	**2.07 %**	**14.01 %**	**8.15%**	**2.6%**
ρ = 0.12	زیان مورد انتظار	109	118	171	52	113
	سرمایه نظارتی مورد نیاز	1048	517	1180	291	512
	دارایی‌های موزون به ریسک اعتباری	13102	6474	14757	3646	6411
	نسبت کفایت سرمایه فرضی	**–4.35 %**	**3.96 %**	**16.09 %**	**19.96 %**	**3.17 %**
ρ = 0.16	زیان مورد انتظار	108	115	145	52	113
	سرمایه نظارتی مورد نیاز	1224	624	1393	358	610
	دارایی‌های موزون به ریسک اعتباری	15311	7811	17415	4479	7626
	نسبت کفایت سرمایه فرضی	**–3.81 %**	**3.46 %**	**14.50 %**	**17.34 %**	**2.75 %**
ρ = 0.20	زیان مورد انتظار	110	121	148	52	113
	سرمایه نظارتی مورد نیاز	1415	723	1595	425	701
	دارایی‌های موزون به ریسک اعتباری	17699	9040	19941	5316	8774
	نسبت کفایت سرمایه فرضی	**–3.36 %**	**3.10 %**	**13.25 %**	**15.31 %**	**2.45 %**
ρ =	زیان مورد انتظار	109	117	148	52	113

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

	سرمایه نظارتی مورد نیاز	1629	820	1822	494	792
	دارایی‌های موزون به ریسک اعتباری	20267	10261	22779	6177	9910
	نسبت کفایت سرمایه فرضی	**–2.98 %**	**2.81 %**	**12.08 %**	**13.67 %**	**2.20 %**

ماخذ: محاسبات پژوهشگران

همانطور که در جدول ۲ مشخص است، بکارگیری مدل ریسک اعتباری واسیچک تاثیر معناداری بر نسبت کفایت سرمایه بانک‌های بزرگ نمی‌گذارد. بانک‌های ملت و صادرات در با لحاظ بالاترین ضریب همبستگی رخداد نکول (بالاترین سطح نااطمینانی در احتمال نکول) به ترتیب ۱,۹۸ واحد درصد و ۰,۴ واحد درصد دچار افت نسبت کفایت سرمایه می‌شوند. این اثر برای بانک‌های ملی و تجارت کاملا معکوس است، به این معنی که پیاده‌سازی مدل ریسک مذکور باعث بهبود نسبت کفایت سرمایه آن‌ها خواهد شد. بانک سپه نیز با لحاظ ضرایب همبستگی مختلف دچار افزایش و کاهش مختصر نسبت کفایت سرمایه حول عدد منفی فعلی می‌شود.

استاندارد IFRS 9 ایجاب می‌کند که بانک‌ها به اندازه ۱۰۰ درصد زیان مورد انتظار پرتفوی اعتباری خود ذخیره‌گیری نمایند. تغییر ضریب همبستگی رخداد نکول اثری روی زیان مورد انتظار پیش‌بینی شده توسط مدل ندارد. مقایسه زیان مورد انتظار اندازه‌گیری شده توسط مدل واسیچک با ذخیره مطالبات مشکوک الوصول فعلی صورت‌های مالی بانک‌های بزرگ حاکی از این است که بکارگیری این مدل ریسک اعتباری باعث کاهش نیاز بانک‌ها به ذخیره‌گیری خواهد شد.

۳-۵. سنجش حساسیت نتایج مدلسازی به فروض آن

به دلیل اینکه کلیه محاسبات نظارتی در حوزه کفایت سرمایه و کیفیت دارایی‌های بانک براساس فروضی از ورودی‌های مدل واسیچک انجام می‌شود، حساسیت نتایج مدل به تغییرات آن فروض باید سنجیده شود. مدل‌های ریسک اعتباری توزیع زیان را براساس چهار متغیر احتمال نکول، زیان در صورت نکول، ارزش در معرض نکول و همبستگی بین رخدادهای نکول محاسبه می‌کنند. برهمین اساس، ثبات نتایج مدل‌های ریسک اعتباری نسبت به مقادیر مختلف متغیرهای بالا سنجیده می‌شود، بدین صورت که یک مدل ریسک اعتباری برای سناریوهای مختلف متغیرهای چهارگانه

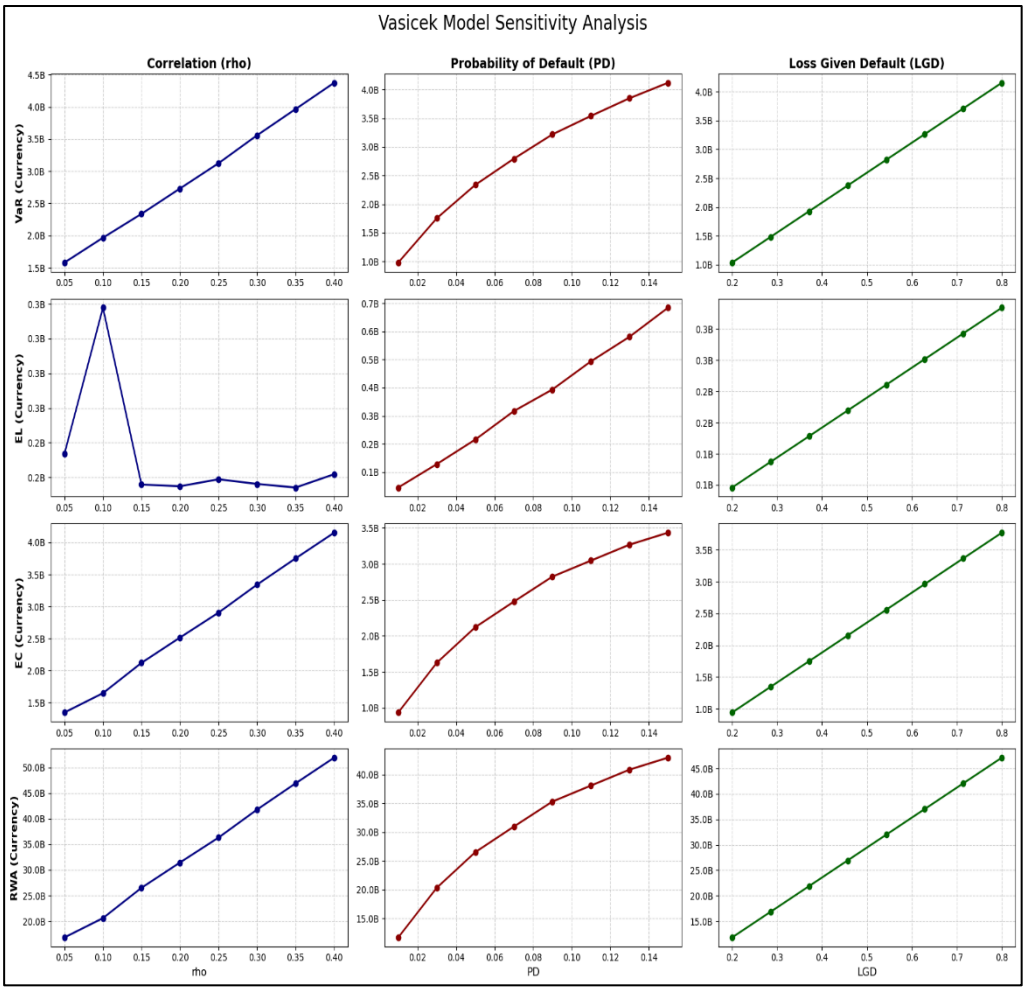
[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

فوق اجرا شده و تغییرپذیری نتایج آن در این سناریوها ارزیابی می‌شود. در پژوهش حاضر احتمال نکول تسهیلات پرتفو برابر با متوسط نرخ نکول سالانه بانک در نظر گرفته شده و زیان در صورت نکول براساس استانداردهای بازل برابر با ۰,۴۵ در نظر گرفته شده‌است. محاسبه دقیق این مقادیر نیازمند رتبه‌بندی پیوسته همه اشخاص تسهیلات گیرنده این ۵ بانک بزرگ کشور و محاسبه نرخ بازیافت[۱] حاصل از کیفیت وثایق هر کدام از آن‌ها دارد. با توجه به اینکه تلاش شده‌است تا مفروضات مدل تا حد ممکن از صورت‌های مالی استخراج شده و مبتنی بر واقعیت باشد اما، ثبات نتایج مدل های ریسک اعتباری براساس تغییرپذیری فروض باید سنجیده شود.

نمودار ۶ حساسیت نتایج مدل واسیچک به تغییر فروض را نشان می‌دهد. نتایج مدل با افزایش پارامترهای همبستگی رخداد نکول، ارزش در صورت نکول و نرخ متوسط نکول سالانه بانک به صورت پیوسته و یکنواخت افزایش می‌یابد. این مسئله نشان می‌دهد که نتایج مدل در اثر شبیه‌سازی مونت کارلو در فروض مختلف دستخوش نوسان نمی‌شود و مدل از پایداری نتایج برخوردار است. از منظر تئوری زیان مورد انتظار مستقل از همبستگی رخداد نکول است و نباید با تغییر آن افزایش یا کاهش بیابد، اما در نمودار ۶ مشخص است که زیان مورد انتظار در مقادیر اولیه ضریب همبستگی دچار نوسان می‌شود. این نوسان می‌تواند به دلیل تاثیر مقادیر اولیه در شبیه‌سازی رخ داده باشد که نیازمند بررسی بیشتر است. در غیر این مورد، نتایج مدل از پایایی مناسب برخوردار است.

[۱] recovery rate

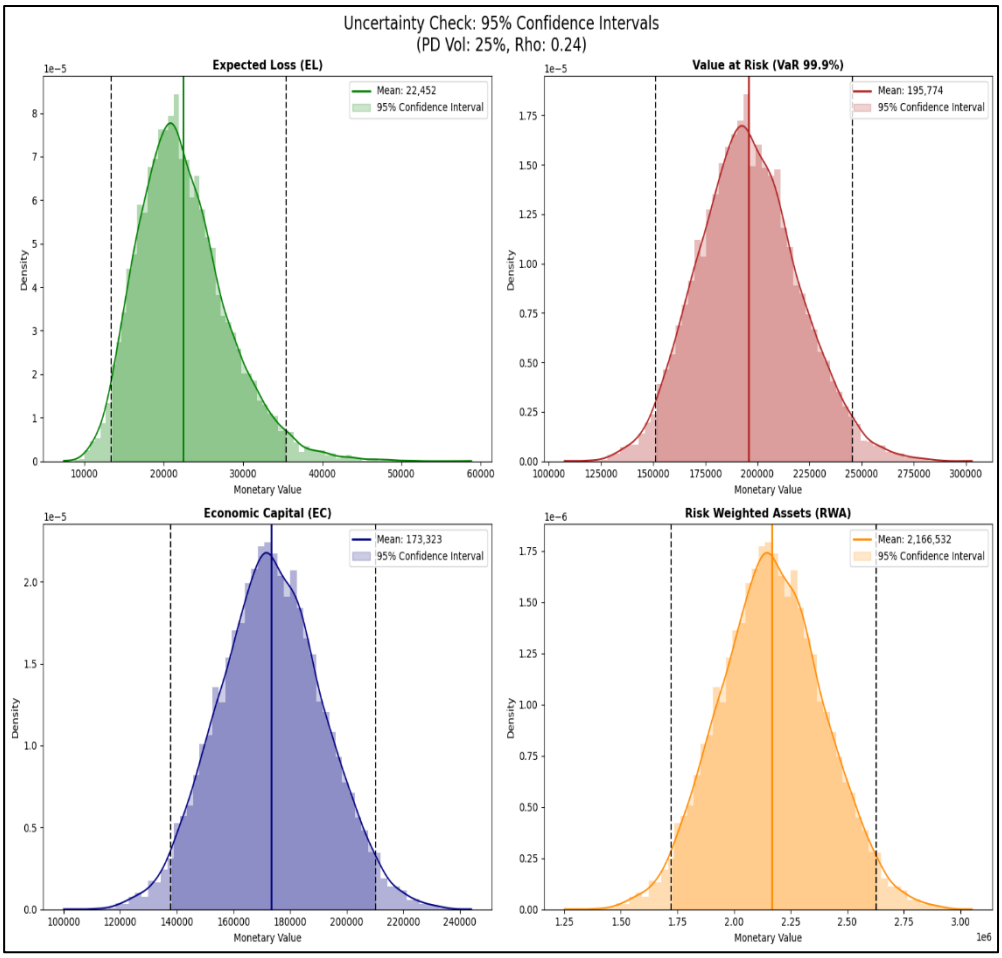
[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]



نمودار ۳. حساسیت نتایج مدل واسیچک به تغییر فروض

نمودار ۷ توزیع نتایج مدل نسبت به تغییر در پارامتر ضریب همبستگی رخداد نکول را نشان می‌دهد. اهمیت ضریب همبستگی رخداد نکول به این دلیل است که در مدل واسیچک با لحاظ نااطمینانی، تغییر پذیری در سایر پارامترهای مدل نهایتا در تغییر ضریب همبستگی نمایان می‌شود. علی‌رغم استفاده از توزیع پارتو برای مقادیر تسهیلات پرتفوی اعتباری بانک‌های بزرگ کشور، نتایج مدل عموما از توزیع نرمال متقارن تبعیت می کند. توزیع ارزش در معرض خطر در مقادیر بالای ضریب همبستگی دچار چولگی است که نشان دهنده افزایش واریانس ارزش در معرض خطر است.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]



نمودار ۷. توزیع نتایج مدل واسیچک نسبت به تغییر در ضریب همبستگی

۶. نتیجه‌گیری

پیاده‌سازی استانداردهای جدید کفایت سرمایه و ذخیره‌گیری در نظام بانکی کشور همواره با شک و تردید مواجه بوده‌است. عمده تردید در الزام بانک‌ها به اتخاذ یک رویکرد مبتنی بر ریسک در محاسبه نسبت‌های نظارتی خود حاصل این پیشفرض است که این استانداردها موجب افزایش هزینه و کاهش نسبت کفایت سرمایه نظام بانکی خواهد شد. این پژوهش براساس اطلاعات صورت‌های مالی ۵ بانک بزرگ کشور، توزیع تسهیلات پرتفوی اعتباری آن‌ها را تحت یک مدل پارتو بریده

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

شده تخمین زده و مقادیر سرمایه نظارتی، دارایی‌های موزون شده به ریسک، زیان مورد انتظار و ارزش در معرض خطر آن را تحت دامنه وسیعی از فروض محاسبه کرده‌است. نتایج مدلسازی نشان می‌دهد که استفاده از مدل‌های ریسک اعتباری در نظام بانکی نه تنها موجب افت شدید نسبت‌های نظارتی این بانک‌ها نمی‌شود بلکه در دامنه وسیعی از فروض مدل منجر به بهبود آن‌ها و کاهش هزینه ذخیره‌گیری از مطالبات می‌شود. همچنین ثبات نتایج مدل در اثر تغییر در فروض مدل بررسی شده و نشان داده شد که نتایج مدل از پایایی مناسبی برخوردار هستند.

استانداردهای مدیریت ریسک اعتبای مدل خاصی را تصریح نمی‌کنند. تحلیلگران ریسک همواره در معرض انتخاب بین مدل‌های متعدد با مفروضات آماری مختلف قرار دارند. دسترسی به داده‌های مورد نیاز برای تخمین دقیق پارامترهای مدل‌های ریسک معمولا در دسترس قرار ندارد. بنابراین ضروری است نتایج انتخاب مدل‌های مختلف بر مدیریت ریسک اعتباری مورد بررسی قرار گیرد.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

References

Artigas, C. T. (2004). A Review of Credit Registers and Thier Use for Basel II. Bank for International Settlements.

Assefa, S., Dervovic, D., Mahfouz, M., Balch, T., Reddy, P., & Veloso, M. (2019). Generating synthetic data in finance: Opportunities, challenges, and pitfalls. In Proceedings of the 33rd Conference on Neural Information Processing Systems (NeurIPS 2019), Workshop on AI in Financial Services: Data, Fairness, Explainability, Trustworthiness, and Privacy. Vancouver, Canada.

Basle Committee on Banking Supervision. (1999). Credit risk modelling: Current practices and applications. Basle Committee on Banking Supervision.

Basel Committee on Banking Supervision (BCBS). (2006). International convergence of capital measurement and capital standards: A revised framework (Comprehensive Version). Bank for International Settlements (BIS)

Bellini, T. (2019). How to model and validate expected credit losses for IFRS 9 and CECL: A practical guide with examples worked in R and SAS. Academic Press.

Berglund, J. (2016). Estimating expected lifetime of revolving credit facilities in an IFRS 9 framework (Master's thesis). Faculty of Engineering, Lund University, Centre for Mathematical Sciences.

Bolder, D. J. (2019). Credit-risk modelling: Theoretical foundations, diagnostic tools, practical examples, and numerical recipes in Python. Springer.

Chatterjee, S. (2015). Modelling credit risk. Bank of England, Centre for Central Banking Studies.

Credit Suisse Financial Products. (1998). Credit Risk+: A credit risk management framework (Technical report). Credit Suisse.

Deldar, M., Mehrani, K., Karmi, G., & Taghi-Nataj, G. (2022). Identifying challenges and solutions for implementing the expected credit loss model in banks based on IFRS 9. Journal of Accounting Knowledge and Management Auditing, 11(2, Serial No. 42), 1–20.

Diaz, D., & Gemmill, G. (2002). A systematic comparison of two approaches to measuring credit risk: CreditMetrics versus CreditRisk+. [Unpublished manuscript.[

Eriotis, N., Kounadeas, T., & Vasiliou, D. (2019). From IAS 39 to IFRS 9: Literature review of studies on the implementation of IFRS in the European banking sector. International Journal of Finance, Insurance and Risk Management, 9(3-4), 29–51.

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

European Central Bank. (2019a). AnaCredit reporting manual: Part I – General methodology. European Central Bank

European Central Bank. (2019b). AnaCredit reporting manual: Part II – Datasets and data attributes. European Central Bank

European Central Bank. (2019c). AnaCredit reporting manual: Part III – Case Studies. European Cental Bank

Gordy, M. B. (1998). A comparative anatomy of credit risk models. Board of Governors of the Federal Reserve System.

Gundlach, M., & Lehrbass, F. (Eds.). (2004). CreditRisk+ in the banking industry. Springer.

International Accounting Standards Board (IASB). (2018). Conceptual framework for financial reporting. IFRS Foundation

Heydari, M., Ebrahimi, B., & Mohbi, N. (2015). Credit risk modeling of a bank loan portfolio using an actuarial model: A case study of Refah Bank. Financial Knowledge of Securities, 10(34), 55–71.

Izzi, L., Oricchio, G., & Vitale, L. (2012). Basel III credit rating systems: An applied guide to quantitative and qualitative models. Springer.

Jankowitsch, R., Pichler, S., & Schwaiger, W. S. A. (2007). Modelling the economic value of credit rating systems. Journal of Banking & Finance, 31(1), 181–198.

Jarrow, R. A. (2009). Credit risk models. Annual Review of Financial Economics, 1(1), 37–68.

Kollár, B., & Gondžárová, B. (2015). Comparison of current credit risk models. Procedia Economics and Finance, 23, 341–347.

Kund, A.-G., & Rugilo, D. (2023). Does IFRS 9 increase banks' resilience? (Working Paper No. 2792). European Central Bank.

Merton, R. C. (1974). On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates. The Journal of Finance, 29(2), 449–470.

Meyer, C. (2021). Model risk in credit portfolio models (arXiv:2111.14631). arXiv. Retrieved from https://doi.org/10.48550/arXiv.2111.14631

Moraux, F. (2008). Sensitivity analysis of credit risk measures in the beta-binomial framework. The Journal of Fixed Income, 19(3), 66–77

Moshiri, S., & Abdolshah, F. (2017). Estimating the credit loss distribution of Iran's banking industry using stress testing. Economic Research, 52(4), 935–962.

Mousavi, B., & Khosravi, M. (2022). Evaluation of the performance of the centralized system of credit facilities and commitments information (SAMAT) of

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]

the Central Bank of Iran. Research Center of the Islamic Consultative Assembly, Report No. 18468.

Řezáč, M. (2013). Beta distributed credit score - Estimation of its J-divergence. In The 7th International Days of Statistics and Economics (pp. 1182–1191). Prague, Czech Republic.

Rezaei, A., Jahanshad, A., & Taghi-Nataj Malekshah, G. (2019). Identification and prioritization of challenges in implementing the expected credit loss model in Iranian banks using fuzzy AHP and proposing solutions through the WASPAS method. Accounting and Auditing Review, 26(2), 239–254.

S&P Global Ratings. (2023). Default, transition, and recovery: 2023 annual global corporate default and rating transition study. S&P Global Ratings.

Sabzevari, H., Nourbakhsh, A., & Omidinejad, M. (2008). Applications of credit scoring models, credit portfolio management, and loan pricing. In Proceedings of the 19th Conference on Islamic Banking.

Schuermann, T., & Hanson, S. (2004). Estimating probabilities of default (Staff Report No. 190). Federal Reserve Bank of New York.

Shi, B., Meng, B., & Wang, J. (2016). An optimal decision assessment model based on the acceptable maximum LGD of commercial banks and its application. Scientific Programming, 2016, Article 9751243, 9 pages.

Trueck, S., & Rachev, S. T. (2009). Rating based modeling of credit risk: Theory and application of migration matrices. Academic Press.

Vasicek, O. (2002). The distribution of loan portfolio value. Risk, 15(12), 160-162.

World Bank. (2016). Credit registry. In Global Financial Development Report 2016: Background. Retrieved January 19, 2025

[Downloaded from isharat.khu.ac.ir on 2026-10-30]