Financial Research Journal

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

Credit Risk Factor Pricing in the Iranian Capital Market: A Geske Model-Based Approach

Mahnaz Khorasani
Ph.D. Candidate, Department of Finance, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, Semnan, Iran. E-mail: m.khorasani@semnan.ac.ir

Gholamhossein Golarzi *
*Corresponding Author, Associate Prof., Department of Business Management, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, Semnan, Iran. E-mail: g_golarzi@semnan.ac.ir

Seyed Kazem Ebrahimi
Associate Prof., Department of Accounting, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, Semnan, Iran. E-mail: kebrahmi@semnan.ac.ir

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

Abstract

Objective

Excessive reliance on debt financing in a company's capital structure increases its credit risk and, consequently, the likelihood of bankruptcy. Since shareholders are considered the residual claimants of the company, the financing method and capital structure composition can significantly influence expected returns and the pricing process of securities issued by the firm. Accordingly, this study aims to examine the role of the credit risk factor in asset pricing models and evaluate its explanatory power in explaining stock returns in the Iranian capital market.

Citation: Khorasani, Mahnaz; Golarzi, Gholamhossein; Ebrahimi, Seyed Kazem & Fathi, Saeed (2026). Credit Risk Factor Pricing in the Iranian Capital Market: A Geske Model-Based Approach. *Financial Research Journal*, 28(2), 558 – 597. https://doi.org/10.22059/FRJ.2025.393298.1007729 (*in Persian*)

Financial Research Journal, 2026, Vol. 28, No.2, pp. 558-597
Published by University of Tehran, College of Management
https://doi.org/10.22059/FRJ.2025.393298.1007729
Article Type: Research Paper
© Authors
Received: April 12, 2025
Revised: August 21, 2025
Accepted: August 27, 2025
Published online: June 20, 2026

Methods

In this study, to obtain a comprehensive measure of credit risk, the Geske model—an advanced extension of the Merton model—was employed. Accordingly, the probability of default for companies' total debt was first estimated based on the Geske model using numerical algorithm techniques. After calculating the probability of default, the credit risk factor was defined based on the difference in returns between companies with high and low probabilities of default. Next, the hedging regression method was used to examine the role of the credit risk factor in explaining stock and bond returns. In the next step, the credit risk factor was added to the asset pricing factor models, and by running time series regressions on a large set of test assets, the explanatory power of the extended models with the credit risk factor was evaluated and tested in comparison with conventional asset pricing models. Finally, to examine the robustness and stability of the results and to more accurately assess the predictability of credit risk factor loadings in explaining cross-sectional excess returns, a two-stage Fama-Macbeth test was used. In the first stage of this test, time-varying factor loadings for the credit risk factor were calculated using time series regressions on asset pricing factor models. Then, in the second stage, cross-sectional regression was performed for excess returns relative to the factor loadings estimated in the first stage. Finally, the credit risk factor price was determined as the average of the estimated coefficients from the cross-sectional regression. To achieve this goal, data from companies listed on the Tehran Stock Exchange and the Iranian OTC market between 2004 and 2023, and a diverse set of test assets, including portfolios sorted based on various company characteristics, were used.

Results

The results of the spanning regression indicate that the credit risk factor contains unique and significant information that cannot be explained by other factors included in asset pricing models. Furthermore, the results of the time-series regression tests and model performance evaluation criteria demonstrate that incorporating the credit risk factor into multifactor asset pricing models enhances their explanatory power in explaining the returns of the test assets. Also, the results of the Fama-Macbeth test show that the time series average of the coefficients related to the credit risk factor is positive and significant, indicating a positive risk premium for this factor. These findings indicate that investors receive excess returns in exchange for accepting higher credit risk, and this factor is positively priced in the Iranian capital market.

Conclusion

The findings of this study show that adding credit risk factor to asset pricing models significantly increases the power of these models in explaining fluctuations in returns of financial assets and stocks and also increases their forecasting accuracy. Also, the results indicate that credit risk, as a systematic and unavoidable factor that is a function of the company's economic environment, is reflected in stock returns by taking a positive risk premium and increases the expected return of stocks.

Keywords: Credit Risk Premium, Geske Model, Multi-Factor Asset Pricing Models, Stock Returns.

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

قیمت‌گذاری عامل ریسک اعتباری در بازار سرمایهٔ ایران با رویکرد مبتنی بر مدل گسک

مهناز خراسانی
دانشجوی دکتری، گروه مالی، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران. رایانامه: m.khorasani@semnan.ac.ir

غلامحسین گل‌ارضی*
* نویسنده مسئول، دانشیار، گروه مدیریت بازرگانی، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران. رایانامه: g_golarzi@semnan.ac.ir

سیدکاظم ابراهیمی
دانشیار، گروه حسابداری، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران. رایانامه: kebrahmi@semnan.ac.ir

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

چکیده

هدف: استفادهٔ بیش از حد از بدهی در ساختار سرمایهٔ شرکت‌ها باعث می‌شود تا ریسک اعتباری شرکت‌ها و در نتیجه، احتمال ورشکستگی آن‌ها افزایش یابد. با توجه به اینکه سهام‌داران، مالک باقی‌ماندهٔ شرکت به‌حساب می‌آیند، می‌توان گفت که چگونگی تأمین مالی شرکت یا ترکیب ساختار سرمایهٔ شرکت، بر بازده مورد انتظار سهام‌داران و فرایند قیمت‌گذاری سهام شرکت‌ها مؤثر است. بر همین اساس، این پژوهش با هدف بررسی نقش عامل ریسک اعتباری در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها و ارزیابی قدرت توضیح‌دهندگی این عامل در تبیین بازده سهام در بازار سرمایه ایران انجام شده است.

روش: در این پژوهش، به‌منظور دستیابی به معیاری جامع برای سنجش ریسک اعتباری، از مدل گسک که نسخه‌ای پیشرفته و توسعه‌یافته از مدل مرتون محسوب می‌شود، بهره گرفته شده است. در این راستا، ابتدا با استفاده از تکنیک‌های الگوریتم‌های عددی، احتمال نکول کل بدهی شرکت‌ها بر اساس مدل گسک محاسبه شد. پس از محاسبه احتمال نکول، عامل ریسک اعتباری، بر مبنای تفاوت بازدهی شرکت‌های دارای احتمال نکول بالا و پایین تعریف شد. در ادامه، به‌منظور بررسی نقش عامل ریسک اعتباری در تبیین بازده سهام و اوراق بهادار، از روش رگرسیون پوششی استفاده شد. در گام بعدی، عامل ریسک اعتباری به مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌ها افزوده شد و با اجرای رگرسیون‌های سری زمانی روی مجموعه گسترده‌ای از دارایی‌های آزمون، قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌های بسط‌یافته با عامل ریسک اعتباری، در مقایسه با مدل‌های متداول قیمت‌گذاری دارایی‌ها، ارزیابی و آزمون شد. در نهایت، به‌منظور بررسی استحکام و پایداری نتایج و ارزیابی دقیق‌تر قابلیت پیش‌بینی بارهای عاملی ریسک اعتباری در تبیین بازده مازاد مقطعی، از آزمون

استناد: خراسانی، مهناز؛ گل‌ارضی، غلامحسین؛ ابراهیمی، سیدکاظم و فتحی، سعید (۱۴۰۵). قیمت‌گذاری عامل ریسک اعتباری در بازار سرمایهٔ ایران با رویکرد مبتنی بر مدل گسک. *تحقیقات مالی*، ۲۸(۲)، ۵۵۸- ۵۹۷.

تحقیقات مالی، ۱۴۰۵، دوره ۲۸، شماره ۲، صص. ۵۵۸ – ۵۹۷
ناشر: دانشکدگان مدیریت دانشگاه تهران
نوع مقاله: علمی پژوهشی
© نویسندگان
تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۱/۲۳
تاریخ ویرایش: ۱۴۰۴/۰۵/۳۰
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۶/۰۵
تاریخ انتشار: ۱۴۰۵/۰۳/۳۰
doi: https://doi.org/10.22059/FRJ.2025.393298.1007729

دومرحله‌ای فاما ـ مکبث بهره گرفته شد. در مرحلهٔ نخست این آزمون، با بهره‌گیری از رگرسیون‌های سری زمانی روی مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌ها، بارهای عاملی متغیر با زمان برای عامل ریسک اعتباری محاسبه شد. سپس در مرحلهٔ دوم، رگرسیون مقطعی برای بازده مازاد نسبت به بارهای عاملی برآوردشده در مرحلهٔ نخست اجرا شد و در نهایت، قیمت عامل ریسک اعتباری به‌عنوان میانگین ضرایب برآوردشده از رگرسیون مقطعی به‌دست آمد. برای تحقق این هدف، از داده‌های شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران، در بازهٔ زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۴۰۲ و مجموعه‌ای متنوع از دارایی‌های آزمون، شامل پرتفوی‌های مرتب شده بر اساس ویژگی‌های مختلف شرکت‌ها، استفاده شد.

یافته‌ها: نتایج انجام رگرسیون پوششی نشان می‌دهد که عامل ریسک اعتباری، حاوی اطلاعات منحصربه‌فرد و معناداری است که توسط سایر عوامل مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌ها قابل توضیح و تبیین نیست. علاوه‌براین، بر اساس نتایج آزمون‌های رگرسیون سری زمانی و معیارهای ارزیابی عملکرد مدل‌ها، افزودن عامل ریسک اعتباری به مدل‌های چندعاملی قیمت‌گذاری دارایی‌ها، موجب بهبود توان توضیح‌دهندگی این مدل‌ها در تبیین بازده دارایی‌های آزمون می‌شود. همچنین، نتایج آزمون فاما ـ مکبث نشان می‌دهد که میانگین ضرایب بارهای عاملی ریسک اعتباری مثبت و معنادار است که از صرف ریسک مثبت برای این عامل حکایت می‌کند. این یافته‌ها نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران در ازای پذیرش ریسک اعتباری بیشتر، بازده مازاد دریافت می‌کنند و این عامل به‌طور مثبت در بازار سرمایه ایران قیمت‌گذاری می‌شود.

نتیجه‌گیری: یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که افزودن عامل ریسک اعتباری به مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها، به‌طور معناداری باعث افزایش قدرت این مدل‌ها در تبیین نوسان‌های بازده دارایی‌های مالی و سهام و نیز افزایش دقت پیش‌بینی آن‌ها می‌شود. همچنین، نتایج حاکی از آن است که ریسک اعتباری به‌عنوان یک عامل سیستماتیک و اجتناب‌ناپذیر که تابعی از محیط اقتصادی شرکت است، با گرفتن صرف ریسک مثبت در بازده سهام منعکس و باعث افزایش بازده مورد انتظار سهام می‌شود.

کلیدواژه‌ها: بازدهی سهام، صرف ریسک اعتباری، مدل گسک، مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌ها.

مقدمه

افزایش بیش از حد بدهی در ساختار سرمایهٔ شرکت‌ها، باعث افزایش ریسک اعتباری و احتمال ورشکستگی شرکت می‌شود. از آنجا که سهامداران، مالک باقی‌ماندهٔ شرکت، پس از تسویه بدهی‌های آن شرکت هستند، می‌توان چگونگی تأمین مالی شرکت یا ترکیب ساختار سرمایهٔ شرکت را عاملی مؤثر بر بازده مورد انتظار سهامداران و فرایند قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای دانست. ریسک اعتباری نه‌تنها به عوامل غیرسیستماتیک، بلکه به عوامل سیستماتیک نیز وابسته است. بر اساس نتایج پژوهش‌های گیسکی و وبر[1] (۲۰۰۴)، تانگ و یان[2] (۲۰۱۰)، بای، کالین دوفرن، گلدشتاین و هلویگ[3] (۲۰۱۵) و نایلی و لاریچی[4] (۲۰۲۲)، ریسک اعتباری به‌شدت به عوامل اقتصادی مرتبط است و به‌طور معمول، رویدادهای نکول بیشتر در دوران رکود اتفاق می‌افتد. در شرایط رکود اقتصادی، ورشکستگی یک شرکت می‌تواند باعث بروز مشکلات مالی برای بستانکاران، تأمین‌کنندگان و تضمین‌کنندگان بدهی آن شرکت شود. این وضعیت، یک واکنش زنجیره‌ای ایجاد می‌کند و به پدیده‌ای موسوم به سرایت اعتبار منجر می‌شود که طی آن، بحران مالی یک شرکت سایر نهادهای مرتبط را نیز درگیر می‌کند و ریسک سیستمی را در کل اقتصاد افزایش می‌دهد (گنگ، هان، یانگ و ژائو[5]، ۲۰۲۴).

مطالعات متعددی، مانند گیسکی و وبر (۲۰۰۴)، هان، یانگ، ژنگ و برخنا[6] (۲۰۲۰) و فو، لی، لی و وو[7] (۲۰۲۵) به این موضوع اشاره می‌کنند که شبکه‌های اعطای وام، به‌عنوان یکی از مهم‌ترین کانال‌های انتشار ریسک اعتباری عمل می‌کنند. به همین دلیل، زمانی که بنگاه‌های اقتصادی عمدتاً به تأمین مالی از طریق بدهی متکی باشند، سیستم مالی در برابر تنگناهای اعتباری آسیب‌پذیرتر خواهد بود. در چنین شرایطی، احتمال سرایت گستردهٔ ریسک اعتباری در کل سیستم مالی افزایش‌یافته و این ریسک به یک ریسک سیستماتیک تبدیل می‌شود که تنوع‌ناپذیر است. طبق اصل کلی قیمت‌گذاری دارایی‌ها، قبول ریسک سیستماتیک و تنوع‌ناپذیر، باید صرف ریسک به‌دنبال داشته باشد و به افزایش بازده سهام منجر شود که ریسک اعتباری نیز از این قاعده مستثنا نیست (توباستووی، یوسوندانی، فیتریاتی، درماوان و جاروئنوانیت[8]، ۲۰۲۴). سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز در اوراق بهادار حساس به اعتبار، مانند سهام و اوراق‌قرضه، برای تحمل ریسک نکول شرکتی تنوع‌ناپذیر به پاداش نیاز دارند و این پاداش، صرف ریسک نکول برای تغییرات ناگهانی در قیمت‌های اوراق بهادار است که در زمان نکول رخ می‌دهد.

با توجه به وزن چشمگیر بدهی در مقایسه با سهام در ساختار سرمایه شرکت‌های ایرانی طی سال‌های اخیر (سلگی و نظاری، ۱۴۰۲) بدیهی است که دامنهٔ شمول ریسک اعتباری و شرکت‌هایی که در معرض این ریسک قرار می‌گیرند

1. Giesecke & Weber
2. Tang & Yan
3. Bai, Collin-Dufresne, Goldstein & Helwege
4. Naili & Lahrichi
5. Geng, Han, Yang & Zhao
6. Han, Yang, Zhang & Brekhna
7. Fu, Li, Li & Wu
8. Tubastuvi, Yuswandani, Fitriati, Darmawan & Jaroenwanit

افزایش یابد. مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)[1] که به‌صورت مستقل و تقریباً هم‌زمان توسط پژوهشگرانی مانند شارپ[2] (۱۹۶۴)، لینتنر[3] (۱۹۶۵) و موسین[4] (۱۹۶۶) ارائه شده و در ادبیات اقتصادی جهان جایگاه ویژه ویژه یافته است، علی‌رغم برخوردار بودن از نقاط قوت فراوان، در عمل نتوانسته است نوسان‌های بازده در بازارهای مختلف جهان را تبیین کند. جهت برطرف کردن این ضعف، مدل‌های دیگری از سوی محققان مختلف مطرح شده‌اند. از جمله این مدل‌ها می‌توان به تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ توسط راس[5] (۱۹۷۶) اشاره کرد که با افزودن متغیرهای مختلف مختلف به مدل قصد دارد تا نوسان‌های بازده اوراق بهادار را بهتر تبیین کند.

همچنین فاما و فرنچ[6] (۱۹۹۳) با اضافه‌کردن عوامل ارزش و اندازه و کارهارت[7] (۱۹۹۷) با اضافه‌کردن عامل مومنتوم، تبیین‌کنندگی این مدل‌ها را بهبود بخشیدند. در ادامه نیز، فاما و فرنچ (۲۰۱۵ و ۲۰۱۸) با معرفی مدل‌های پنج‌عاملی و شش‌عاملی، با افزودن عوامل سودآوری، سرمایه‌گذاری و مومنتوم، چارچوب مدل‌های چندعاملی را بیش از پیش توسعه دادند. این مدل‌ها تا حد زیادی در تبیین نوسان‌های بازده سهام، توانسته‌اند موفق باشند؛ اما تاکنون مدلی که بتواند تمام ناهنجاری‌های قیمت‌گذاری را شناسایی و تعداد عوامل مؤثر بر بازده دارایی‌های مالی را به‌طور کامل احصا کند، ارائه نشده است (میرزایی، خانی و بت‌شکن، ۱۳۹۸).

با مرور مدل‌های موجود، مشاهده می‌شود که در هیچ‌یک از آن‌ها ساختار سرمایه، به‌عنوان عامل اثرگذار بر بازده مورد توجه قرار نگرفته است؛ این در حالی است که با توجه به اهمیت و تأثیر انکارناپذیر ترکیب ساختار سرمایه در شرایط مختلف اقتصادی، می‌توان این مسئله را یکی از ضعف‌های این مدل‌ها تلقی کرد (جین و سینگلا[8]، ۲۰۲۲). ازاین‌رو، با توجه به تأثیر سیستماتیک ریسک اعتباری بر بازده اوراق بهادار و دارایی‌های مالی، در این تحقیق با تعریف عامل ریسک اعتباری با استفاده از مدل گسک[9] و اضافه کردن آن به مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌ها این موضوع بررسی می‌شود که آیا با استفاده از مدل‌های عاملی، می‌توان ریسک اعتباری را قیمت‌گذاری کرد؟

پیشینه نظری پژوهش

رابطهٔ مقطعی میان ریسک اعتباری و بازده سهام که در ادبیات مالی از آن به‌عنوان صرف ریسک نکول یاد می‌شود، یکی از موضوعات محبوب در میان محققان مالی محسوب می‌شود. با توجه به اینکه بخش عمده‌ای از نکول بدهی‌ها در دوره‌های رکود اقتصادی رخ می‌دهد، تئوری استاندارد قیمت‌گذاری دارایی بر اساس رابطهٔ ریسک و بازده، پیش‌بینی می‌کند که سهام با ریسک نکول بالاتر باید صرف ریسک بالاتری را نسبت به سهامی با ریسک نکول پایین‌تر ارائه دهد

1. Capital Asset Pricing Model
2. Sharpe
3. Lintner
4. Mossin
5. Ross
6. Fama & French
7. Carhart
8. Jain & Singla
9. Geske

(رودریگز نیتو و مولیک[1]، ۲۰۲۱). بررسی‌های صورت‌گرفته از رابطه بین ریسک اعتباری و بازده سهام توسط محققان در بازارهای مختلف تا حدی متفاوت بوده‌اند. پاره‌ای از مطالعات صورت گرفته در این حوزه نشان می‌دهند که ریسک اعتباری به‌عنوان یک ریسک سیستماتیک است و سبب صرف ریسک مثبت می‌شود (واسالو و زینگ[2]، ۲۰۰۴؛ چاوا و پورناناندام[3]، ۲۰۱۰؛ آرتز، فلوراکیس و کاستاکیس[4]، ۲۰۱۸؛ لی و لین[5]، ۲۰۲۱؛ لی و سان[6]، ۲۰۲۳) و محققان دیگری از جمله دیچف[7] (۱۹۹۸)، گریفین و لمون[8] (۲۰۰۲)، گارلاپی، شو و یان[9] (۲۰۰۸)، اوراموف، کوردیا، یوستووا و فیلیپوف[10] (۲۰۰۹)، دا و گائو[11] گائو[11] (۲۰۱۰)، گارلاپی و یان[12] (۲۰۱۱)، کنراد، کاپادیا و زینگ[13] (۲۰۱۲)، بائر و آگاروال[14] (۲۰۱۴)، گائو، پارسونز و شن[15] (۲۰۱۸) و تیان[16] (۲۰۲۴)، به رابطهٔ منفی بین ریسک اعتباری و بازده سهام دست یافته‌اند که به‌اصطلاح ناهنجاری نکول[17] نامیده می‌شود. بر اساس دیدگاه سنتی، ریسک اعتباری به عوامل خاص شرکت مرتبط می‌شود؛ ولی با توجه به تأثیرپذیری آن از شرایط کلی اقتصاد، می‌توان آن را در زمره ریسک‌های سیستماتیک نیز به‌حساب آورد.

دنیس و دنیس[18] (۱۹۹۵) دریافتند که ریسک اعتباری با چرخهٔ اقتصادی نوسان دارد و به‌شدت به عوامل اقتصاد کلان وابسته است. جوریون و ژانگ[19] (۲۰۰۹) اشاره می‌کنند که یک نکول مالی می‌تواند اثری زنجیره‌ای در کل سیستم مالی از طریق ریسک طرف مقابل ایجاد کند که به یک بحران سیستماتیک منجر شود. آنگینر و یلدیژان[20] (۲۰۱۸) استدلال می‌کنند که با توجه به تأثیرپذیری شدید نرخ‌های نکول از چرخه‌های تجاری و گسترش سرایت نکول در میان شرکت‌ها طی دوره‌های رکود اقتصادی، می‌توان ریسک اعتباری را نوعی ریسک سیستماتیک به‌حساب آورد. همانند سایر ریسک‌ها، ریسک اعتباری نیز باید با استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری مورد قیمت‌گذاری علمی قرار گیرد.

فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، لیو و واسالو[21] (۲۰۰۰) و فرگوسن و شاکلی[22] (۲۰۰۳)، اعتقاد داشتند که عامل اندازه و عامل ارزش می‌تواند دربردارندهٔ اطلاعات مربوط به ریسک اعتباری باشند؛ زیرا اندازه و نیز ارزش یک شرکت با احتمال نکول

1. Rodriguez-Nieto & Mollick
2. Vassalou & Zing
3. Chava & Purnanandam
4. Aretz, Florackis & Kostakis
5. Li & Lin
6. Li & Sun
7. Dichev
8. Griffin & Lemmon
9. Garlappi, Shu & Yan
10. Avramov, Chordia, Jostova & Philipov
11. Da & Gao
12. Garlappi & Yan
13. Conrad, Kapadia & Xing
14. Bauer & Agarwal
15. Gao, Parsons & Shen
16. Tian
17. Default Anomaly
18. Denis & Denis
19. Jorion & Zhang
20. Anginer & Yıldızhan
21. Liew & Vassalou
22. Ferguson & Shockley

بدهی‌های آن شرکت رابطهٔ مثبتی دارد. برخلاف این ادعا محققان دیگری ادعا دارند که عامل انـدازه و ارزش نمـی‌توانـد تبیین‌کننده ریسک اعتباری باشد. واسالو و زینگ (۲۰۰۴) پیشـنهاد مـی‌کننـد کـه ریسـک اعتبـاری بایـد در مـدل‌هـای قیمت‌گذاری دارایی‌ها به‌عنوان یک متغیر مستقل از عوامل انـدازه و ارزش در نظـر گرفتـه شـود. آگـاروال و پوشـاکواله[1] (۲۰۱۰) با استفاده از مدل امتیاز Z تافلر[2] (۱۹۸۴) به‌عنوان شاخصی برای ریسک اعتباری، شـرکت‌هـا را در بـورس اوراق بهادار لندن به دو گروه با امتیاز Z منفی و مثبت تفکیک کردند و بر این اساس، یک عامل ریسک اعتباری تشکیل دادند. آن‌ها با افزودن این عامل به مدل CAPM و مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ نشان دادند که عامل ریسک اعتباری اطلاعاتی را شامل می‌شود که فراتر از اطلاعات موجود در عوامل اندازه و ارزش است. با وجود این، معیار سنجش ریسک اعتبـاری در مطالعات آن‌ها عمدتاً بر اساس اطلاعات حسابداری بوده است کـه مـاهیتی گذشـته‌نگـر دارد و ممکـن اسـت توسـط شرکت‌ها برای اهداف خاص، به‌طور هدفمند تغییر داده شود.

فریوالد، واگنر و زکنر[3] (۲۰۱۴) نیز با انجام تحقیقی نشان دادند کـه عوامـل سـنتی ریسـک، ماننـد انـدازه و ارزش، نمی‌توانند صرف ریسک اعتباری را که بر اساس بازده سهام قیمت‌گذاری می‌شود، به‌طور کامل توضیح دهنـد. بـر همـین اساس، لی و لین (۲۰۲۱) برای رفع این محدودیت‌ها، در ادبیات قیمت‌گذاری دارایی‌ها، از مدل ساختاری مرتون[4] (۱۹۷۴) برای سنجش احتمال نکول شرکت‌ها استفاده کرده‌اند. مدل مرتون، با بهره‌گیری از تئوری قیمت‌گـذاری اختیـار، ریسـک نکول را به‌عنوان تابعی از ارزش دارایی‌ها و بدهی‌های شرکت مدل‌سازی مـی‌کنـد و بـرخلاف معیارهـای حسـابداری، از اطلاعات بازار برای تخمین ریسک نکول استفاده می‌کند. یکی از ایرادهای مـدل مرتـون ایـن اسـت کـه ایـن مـدل بـا ساده‌سازی ساختار سرمایه شرکت، فرض می‌کند که ترکیب سرمایه صرفاً متشکل از سهام و بدهی بدون کـوپن اسـت و نکول صرفاً در سررسید اوراق‌قرضه بدون کوپن رخ می‌دهد.

گسک (۱۹۷۷) با توسعهٔ مدل مرتون، پیچیدگی‌های ساختار سرمایه شرکت‌ها را در نظر گرفت و بدهی‌های شـرکت را به‌صورت اوراق‌قرضه دارای کوپن مدل‌سازی کرد. وی در مدل خود هر پرداخت کوپن را به‌عنوان یـک اختیـار مرکـب تعریف کرد که می‌تواند به ورشکستگی شرکت منجر شود. بر این اساس اگر سهام بـه‌عنـوان اختیـار خریـد دارایـی‌هـای شرکت در نظر گرفته شود، آنگاه یک اختیار روی سهام به‌عنوان یک اختیار روی یـک اختیـار، یـا یـک اختیـار مرکـب [5] محسوب می‌شود. این مدل با تعمیم روش قیمت‌گذاری اختیارات مرکب به بدهی‌های پیچیده‌تـر و اصـلاح تـورش‌هـای موجود در مدل بلک ـ شولز[6] (۱۹۷۳)، اثرهای اهرمی را در قیمت‌گذاری اختیارات وارد کرد. با توسعه صورت‌گرفتـه، مـدل جدید امکان تحلیل جامع‌تر و واقع‌بینانه‌تر از ریسک نکول و ساختار سرمایه شرکت‌ها را فراهم می‌آورد. بر این اسـاس، در پژوهش حاضر برای نخستین‌بار، عامل ریسک اعتباری بر اساس احتمال نکول کل بدهی‌های شرکت با اسـتفاده از مـدل

1. Agarwal & Poshakwale
2. Taffler
3. Friewald, Wagner & Zechner
4. Merton
5. Compound Options
6. Black & Scholes

ساختاری گسک محاسبه شده و سپس عملکرد آن در میزان تبیین بازده سهام در مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری به‌صورت تجربی آزمون می‌شود.

پیشینهٔ تجربی پژوهش

در زمینهٔ تأثیر ریسک اعتباری بر تبیین بازدهی شرکت‌ها، پژوهش‌های متعددی در داخل و خارج انجام شده است؛ ولی در هیچ‌یک از این پژوهش‌ها از عامل ریسک اعتباری مبتنی بر مدل گسک برای قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای استفاده نشده است. در این بخش از مقاله، برخی از این پژوهش‌ها به تفکیک خارجی و داخلی به‌صورت زیر آورده می‌شوند.

تیان (۲۰۲۴) با به‌کارگیری مدل داده‌های تابلویی با اثرات ثابت و با استفاده از داده‌های شرکت‌های پذیرفته‌شده در بازار سهام چین طی بازهٔ زمانی ۲۰۱۲ تا ۲۰۲۲، به بررسی تأثیر ریسک نکول اعتباری بر بازده سهام پرداخت. نتایج پژوهش نشان داد که افزایش ریسک نکول اعتباری تأثیری منفی و معنادار بر بازده سهام دارد. در همین راستا، مطالعه دیونگ، خان و تران[1] (۲۰۲۳) با تمرکز بر بازار سهام ویتنام و با استفاده از مدل مبتنی بر اختیار معامله[2] و شاخص فاصله تا نکول[3] طی دوره ۲۰۱۲ تا ۲۰۲۲، رابطه بین ریسک نکول و بازده سهام را بررسی کردند. نتایج این پژوهش نشان داد که ریسک نکول با بازده سهام رابطه مثبت و معناداری دارد و این رابطه حتی پس از کنترل عامل اندازه شرکت همچنان پایدار بوده و به‌ویژه در سهام شرکت‌های کوچک با ریسک نکول بالا برجسته‌تر است.

کورینو و فوسای[4] (۲۰۲۲) با بهره‌گیری از مدل ساختاری ریسک اعتباری مبتنی بر چارچوب بلک و کاکس[5] (۱۹۷۶) (۱۹۷۶) و لانگستف و شوارتز[6] (۱۹۹۵)، و با استفاده از فیلتر کالمن غیرخطی[7]، به بررسی نقش صرف ریسک نکول در تعیین قیمت سهام و نرخ قراردادهای مبادله نکول اعتباری (CDS) در شرکت‌های غیرمالی واقع در ایالات متحده، اروپا، ژاپن و استرالیا، طی بازهٔ زمانی ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۳ پرداختند. یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که صرف ریسک نکول رفتاری پویا و وابسته به چرخه‌های تجاری دارد، به‌گونه‌ای که در دوره‌های رکود و بحران‌های مالی، این صرف به‌طور میانگین کاهش می‌یابد.

لی و لین (۲۰۲۱) با استفاده از مدل KMV برای محاسبه شاخص احتمال نکول (EDF)[8]، تأثیر ریسک نکول را بر بر بازده سهام شرکت‌های بازار سهام چین در دوره زمانی ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۹ بررسی کردند. آن‌ها این عامل را به مدل‌های سه‌عاملی و پنج‌عاملی فاما و فرنچ اضافه کردند و نشان دادند که ریسک نکول موجب بهبود معنادار قدرت توضیح‌دهندگی این مدل‌ها می‌شود. یافته‌ها حاکی از آن است که مدل پنج‌عاملی اصلاح‌شده، با جایگزینی عامل سرمایه‌گذاری با ریسک

1. Duong, Khanh & Tran
2. Option-Based Model
3. Distance to Default
4. Corvino & Fusai
5. Black & Cox
6. Longstaff & Schwartz
7. Non-Linear Kalman Filter
8. Expected default frequency

نکول، عملکرد بهتری در تبیین بازده سهام بازار چین دارد. در همین راستا، دی‌گروت و هیوج[1] (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های تاریخی شرکت بزرگ آمریکایی در بازهٔ زمانی ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۲ و به‌کارگیری مدل مرتون و رگرسیون فاما ـ مک‌بث، به بررسی تأثیر ریسک درماندگی مالی بر صرف بازده عوامل اندازه (SMB) و ارزش (HML) پرداخته‌اند. نتایج نشان داد علی‌رغم آنکه شرکت‌های کوچک و با ارزش بیشتر در معرض ریسک درماندگی مالی هستند، این ریسک قادر نیست صرف بازده‌های SMB و HML را توضیح دهد و این صرف‌ها به‌طور مستقل از ریسک درماندگی مالی عمل می‌کنند. همچنین، تولیکاس و توپالوغلو[2] (۲۰۱۷) با به‌کارگیری مدل خودرگرسیون برداری (VAR)[3] و آزمون علیت گرنجر و با استفاده از داده‌های بازارهای آمریکای شمالی، اروپا، انگلستان و آسیا طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۴، به بررسی سرعت کشف قیمت ریسک نکول در بازار سهام و بازار CDS پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که بازار سهام در کلیه مناطق جغرافیایی و بخش‌های اقتصادی، اطلاعات مرتبط با تغییرات ریسک نکول را سریع‌تر از بازار CDS منعکس می‌کند. علاوه‌براین، یافته‌ها حاکی از آن است که تقدم زمانی بازار سهام در واکنش به اخبار منفی تقویت شده و این امر با نظریه‌های انتخاب بازار سازگار است.

فریوالد و همکاران (۲۰۱۴) با به‌کارگیری مدل ساختاری مرتون و رگرسیون‌های چندعاملی و با استفاده از داده‌های روزانه بازارهای سهام و CDS شرکت‌های آمریکایی در بازهٔ زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۰، به بررسی نقش صرف ریسک نکول در تبیین بازده مازاد سهام پرداختند. نتایج پژوهش بیانگر وجود رابطه مثبت و معنادار میان صرف ریسک نکول و بازده مازاد سهام است؛ به‌گونه‌ای که این صرف، علاوه بر تأثیرگذاری مستقیم، اطلاعات افزون و متمایزی نسبت به عوامل متداول قیمت‌گذاری نظیر اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به بازار و نقدشوندگی ارائه می‌دهد و به‌عنوان یک عامل قیمتی مستقل، توان پیش‌بینی بازده سهام را بهبود می‌بخشد. در نهایت، هوانگ، مین، مک‌دونالد، کیم و کیم[4] (۲۰۱۰) با توسعه مدل CAPM از طریق اضافه‌کردن صرف نکول اعتباری[5] به‌عنوان شاخصی برای ریسک نکول، و با استفاده از داده‌های بازار سهام و اوراق بدهی ایالات متحده طی دوره ۱۹۳۴ تا ۲۰۰۶، نشان دادند که اثر اندازه و ارزش تا حد زیادی ناشی از ریسک نکول و محدودیت مسئولیت سهام‌داران است. نتایج پژوهش حاکی از آن بود که مدل اصلاح‌شده CAPM در مقایسه با CAPM کلاسیک و مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ از قدرت توضیح‌دهندگی بالاتری برخوردار است.

معصوم‌زاده، آقاجانی و میرزایی‌مهر (۱۴۰۳) با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی[6] و با بهره‌گیری از داده‌های بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار ایران طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۴۰۰، به بررسی اثر ریسک اعتباری بر بازدهی سهام بانک‌ها پرداختند. یافته‌ها نشان داد که ریسک اعتباری و ریسک عملیاتی، بر بازده سهام بانک‌ها اثر منفی و معناداری دارند. در مقابل، متغیرهایی نظیر اندازه بانک، نرخ بازده دارایی‌ها و نسبت کل بدهی به دارایی‌ها اثر مثبت و معناداری بر بازدهی سهام داشته و قدمت بانک‌ها تأثیر معناداری بر بازده نداشته است. در همین راستا، باقری و

1. De Groot & Huij
2. Tolikas & Topaloglou
3. Vector Autoregression
4. Hwang, Min, McDonald, Kim & Kim
5. Credit Spread
6. System Generalized Method of Moments

صدیقی (۱۴۰۲) با استفاده از مدل رگرسیون چندگانه مبتنی بر داده‌های تابلویی و داده‌های ماهانه شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۹، به بررسی رابطه رتبه اعتباری، احساسات سرمایه‌گذاران و بازده سهام پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که ریسک اعتباری رابطه منفی و معناداری با بازده آتی سهام دارد. همچنین، احساسات سرمایه‌گذاران در سهام سفته‌بازی به‌طور میانگین بالاتر از سهام سرمایه‌گذاری بوده و رابطه معکوس و معناداری بین رتبه اعتباری و احساسات سرمایه‌گذاران مشاهده شد. همچنین، دهقان، فرهادی شریف‌آباد و فهیمی (۱۳۹۸) با به‌کارگیری مدل رگرسیون داده‌های ترکیبی، به بررسی رابطه بین ریسک اعتباری، ریسک بازار و بازده سهام در بانک‌ها و مؤسسات اعتباری پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، طی دوره زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۷ پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که ریسک اعتباری رابطه منفی و معناداری با بازده سهام دارد. همچنین، بین ریسک اعتباری و شاخص‌های ریسک بانک شامل بتای سنتی و بتای نامطلوب، رابطه مثبت و معناداری مشاهده شد.

ارضاء، پیمانی و صیفی (۱۳۹۶) با هدف بررسی اثر ریسک اعتباری بر بازده سهام، ابتدا با بهره‌گیری از نظر خبرگان، شاخص‌های کمی و کیفی مؤثر بر رتبه‌بندی اعتباری را شناسایی کردند. سپس رتبه اعتباری شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از مدل تاپسیس، در دو حالت وزن‌دهی یکسان و متفاوت، طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ محاسبه کردند. در ادامه، با تشکیل پرتفوی‌های مبتنی بر رتبه اعتباری، تأثیر این متغیر بر بازده سهام مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج نشان داد که در مدل رگرسیون پانل، ریسک اعتباری تأثیری معکوس و معنادار بر بازده سهام دارد، درحالی‌که در مدل رگرسیون ترکیبی، این رابطه فاقد معناداری است. در نهایت، فدایی‌نژاد، شهریاری و سلیم (۱۳۹۴) با هدف بررسی رابطه ریسک درماندگی مالی و بازده سهام، از دو شاخص Z آلتمن[1] (۱۹۶۸) و امتیاز O اولسون[2] (۱۹۸۰) بهره گرفتند. این پژوهش با استفاده از داده‌های سالانه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۳ و روش تشکیل پرتفوی انجام شد. نتایج نشان داد ریسک درماندگی مالی رابطه‌ای منفی با بازده سهام دارد و متغیرهای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (B/M)[3] و اندازه، مستقل از ریسک درماندگی هستند.

در بستر پیشینه نظری پژوهش و نیز مطالعات تجربی صورت‌گرفته، در این پژوهش ابتدا متغیر ریسک اعتباری بر اساس مدل گسک برآورد شده و سپس به‌عنوان یک عامل مؤثر در تبیین بازده سهام به مدل‌های عاملی اضافه شده و از این طریق دقت این مدل‌ها با لحاظ کردن این متغیر مورد بررسی و آزمون قرار می‌گیرد. بر این اساس چهار فرضیه به شرح زیر مورد آزمون قرار خواهند گرفت:

فرضیهٔ ۱. افزودن عامل ریسک اعتباری به مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ، عملکرد این مدل را در توضیح بازده سهام بهبود می‌دهد.

فرضیه ۲. افزودن عامل ریسک اعتباری به مدل چهارعاملی کارهارت، عملکرد این مدل را در توضیح بازده سهام بهبود می‌دهد.

1. Altman
2. Ohlson
3. book-to-market ratio

فرضیهٔ ۳. افزودن عامل ریسک اعتباری به مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ، عملکرد این مدل را در توضیح بازده سهام بهبود می‌دهد.

فرضیهٔ ٤. افزودن عامل ریسک اعتباری به مدل شش‌عاملی فاما و فرنچ، عملکرد این مدل را در توضیح بازده سهام بهبود می‌دهد.

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از منظر هدف، یک پژوهش کاربردی محسوب می‌شود؛ زیرا نتایج حاصل از آن می‌تواند جهت ارتقای عملکرد و اتخاذ تصمیمات بهینه در بازارهای مالی مورد استفاده قرار بگیرد. از لحاظ ماهیت نیز، این پژوهش نوعی پژوهش علی است که به بررسی تأثیر اضافه‌کردن عامل ریسک اعتباری بر توان توضیح‌دهندگی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها می‌پردازد. از بعد زمان، این پژوهش گذشته‌نگر است؛ زیرا با استفاده از داده‌های تاریخی، روابط بین متغیرها را مورد بررسی قرار می‌دهد. از نظر کاربرد نیز، این پژوهش تصمیم‌گرا است، زیرا نتایج حاصل از آن می‌تواند در اتخاذ تصمیمات مالی و سرمایه‌گذاری مورد استفاده قرار گیرد. جامعهٔ آماری این پژوهش شامل کلیهٔ شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران در بازهٔ زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۴۰۲ است. انتخاب شرکت‌ها بر اساس معیارهای مطرح‌شده در پژوهش‌های فاما و فرنچ (۱۹۹۳، ۲۰۱۵)، بال، گراکوس، لینینما و نیکولایف[1] (۲۰۱۶)، لی و لین (۲۰۲۱) به به شرح زیر انجام شده است:

۱. شرکت‌های مورد بررسی نباید در گروه صنعت مالی قرار داشته باشند.
۲. شرکت‌های مورد بررسی نباید ارزش دفتری منفی داشته باشند.
۳. اطلاعات مورد نیاز برای محاسبه متغیرها باید به‌صورت ماهانه در دسترس باشد.

همچنین مطابق با روش پرتفوی‌بندی در مدل فاما و فرنچ (۱۹۹۳ و ۲۰۱۵)، اگر شرکتی در طول بازهٔ زمانی پژوهش در بورس یا فرابورس پذیرفته شده و داده‌های لازم برای تحلیل را داشته باشد، از همان سال به بعد به‌عنوان بخشی از نمونهٔ آماری در نظر گرفته شده است. با اعمال فیلترهای فوق، اطلاعات ۳۳۵ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران به‌عنوان نمونهٔ آماری استفاده شده است. در این پژوهش، اطلاعات مربوط به متغیرها از سایت اطلاع‌رسانی بورس اوراق بهادار تهران و نرم‌افزار رهاورد نوین جمع‌آوری شده است. همچنین، برای محاسبهٔ احتمال نکول شرکت‌ها بر اساس الگوریتم‌های عددی، از نرم‌افزار متلب و برای تخمین مدل‌ها از نرم‌افزار پایتون بهره گرفته شده است.

متغیرها و نحوهٔ محاسبه آن‌ها

متغیرهای مورد استفاده و نحوهٔ محاسبه آن‌ها به شرح جدول ۱ ارائه شده است.

1. Ball, Gerakos, Linnainmaa & Nikolaev

جدول ۱. نام متغیرها و نحوه اندازه‌گیری آن‌ها

نام متغیر	منبع	نحوه محاسبه
اندازه شرکت	کروزه و مهروترا[1] (۲۰۲۰) و دنگ، لی و یانگ[2] (۲۰۱۸)	از طریق مجموع فروش سالانه هر شرکت در پایان سال مالی گذشته محاسبه می‌شود.
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	فاما و فرنچ (۱۹۹۳، ۲۰۱۵، ۲۰۱۸)	از طریق نسبت ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به ارزش بازار سهام شرکت در پایان سال مالی گذشته محاسبه می‌شود.
سرمایه‌گذاری	فاما و فرنچ (۱۹۹۳، ۲۰۱۵، ۲۰۱۸)	از طریق تفاضل ارزش دفتری کل دارایی‌ها در پایان سال مالی گذشته از ارزش دفتری کل دارایی‌ها در پایان سال مالی دو سال گذشته، تقسیم بر ارزش دفتری کل دارایی‌ها در پایان سال مالی دو سال گذشته محاسبه می‌شود.
سودآوری	فاما و فرنچ (۱۹۹۳، ۲۰۱۵، ۲۰۱۸)	ازطریق تقسیم سود عملیاتی بر ارزش حقوق صاحبان سهام در پایان سال مالی گذشته محاسبه می‌شود.
بازده ماهانه سهام	اعلمی، خانی و بتشکن (۱۴۰۰)	از تفاوت قیمت تعدیل‌شدهٔ سهام بابت سود تقسیمی و افزایش سرمایه در انتهای دو ماه متوالی، تقسیم بر قیمت پایانی تعدیل‌شدهٔ سهام در انتهای ماه اول محاسبه می‌شود.
بازده ماهانه بازار	اعلمی، خانی و بتشکن (۱۴۰۰)	از تفاوت شاخص بازده نقدی و قیمت (TEDPIX) در انتهای دو ماه متوالی تقسیم بر شاخص بازده نقدی و قیمت در انتهای ماه اول محاسبه می‌شود.
نرخ بازده بدون ریسک ماهانه	سلمانی و خداوردیزداه (۱۳۹۸)	بازده بدون ریسک ماهانه برابر با نرخ سود سپرده‌های یک‌ساله اعلام‌شده توسط بانک مرکزی است که به‌صورت ماهانه تعدیل شده است.
ریسک اعتباری	گسک (۱۹۷۷)	توضیحات مربوط به این متغیر در ادامه ارائه می‌شود.

محاسبه ریسک اعتباری بر اساس مدل گسک

گسک (۱۹۷۷) با مبنا قراردادن مدل مرتون (۱۹۷۴) اقدام به بهبود و رفع محدودیت این مدل در مدل‌سازی ساختار پیچیدهٔ بدهی‌های شرکت‌ها و امکان نکول در چندین سررسید کرد. وی با معرفی مفاهیم اختیار معامله مرکب و درنظرگرفتن بدهی‌های کوتاه‌مدت، بلندمدت، پرداخت کوپن‌ها و سایر تعهدات مالی، مدل مرتون را به سناریوهای واقع‌بینانه‌تر نزدیک‌تر کرد و امکان تحلیل جامع‌تری از نکول و مدیریت ریسک را فراهم کرد. در پژوهش حاضر، به‌منظور سنجش ریسک اعتباری، از احتمال نکول مدل گسک (۱۹۷۷) که چارچوبی توسعه‌یافته برای تحلیل نکول و ساختار بدهی‌ها ارائه می‌دهد، استفاده شده است. به‌منظور تشریح مدل مذکور، شرکتی را در نظر بگیرید که دارای بدهی بلندمدت و کوتاه‌مدت است. فرض کنید که بدهی بلندمدت (M_2)، در تاریخ T_2 سررسید می‌شود و بدهی کوتاه‌مدت (M_1) در تاریخ T_1 سررسید می‌شود، به‌طوری‌که $T_1 < T_2$ است. اگر در تاریخ T_1 ارزش بازار دارایی‌های شرکت (V_{A,T_1}) بیشتر از ارزش

1. Crouzet & Mehrotra
2. Dang, Li & Yang

اسمی بدهی کوتاه‌مدت (M_1) به‌علاوهٔ ارزش بازار بدهی بلندمدت در تاریخ T_1 یعنی B_{2T1} باشد، شرکت ورشکسته نیست و می‌تواند مجدداً سرمایه‌گذاری کند؛ بنابراین، مقدار بحرانی ارزش دارایی‌های شرکت ($\overline{V}_{A,T_1}$)، در تاریخ T_1، طبق رابطهٔ ۱ برآورد می‌شود (دلیاندیس و گسک[1]، ۲۰۰۳):

رابطهٔ ۱)
$$\begin{aligned}\overline{V}_{A,T_1} = {} & M_1 + B_{2T1} = M_1 + V_{T_1} - V_{E,T_1} \\ & = M_1 + V_{A,T_1} - V_{A,T_1} N\left(K_2 + \sigma_A\sqrt{T_2 - T_1}\right) \\ & + M_2 e^{-r_f(T_2-T_1)}\mathrm{N}(\mathrm{K}_2)\end{aligned}$$

که در آن r_f نرخ بهرهٔ بدون ریسک؛ σ_A نوسان‌های بازده دارایی‌های شرکت و $N(\cdot)$ یک تابع توزیع نرمال تجمعی تک‌متغیره است. مطابق با مدل گسک (۱۹۷۷)، برای محاسبهٔ ارزش سهام شرکت (V_E) که در واقع نشان‌دهندهٔ ارزش اختیار خرید روی دارایی‌های شرکت است، از رابطهٔ ۲ استفاده می‌شود:

$$\mathrm{V_E} = \mathrm{V_A N_2}\left(\mathrm{K_1} + \sigma_\mathrm{A}\sqrt{\mathrm{T_1} - \mathrm{t}}\right)$$

رابطهٔ ۲)
$$\mathrm{k_2} + \sigma_\mathrm{A}\sqrt{\mathrm{T_2} - \mathrm{t}}$$

$$\rho - \mathrm{M_2 e^{-r_{f2}(T2-t)}N(k_1, K_2; \rho)} - \mathrm{M_1 e^{-r_f(T_1-t)}}N(\mathrm{k_1})$$

که در رابطهٔ بالا، $\rho = \sqrt{\mathrm{T_1 - t}}/\sqrt{\mathrm{T_2 - t}}$ و $\mathrm{N_2}(\cdot)$ یک تابع توزیع نرمال تجمعی دومتغیره است که حدود انتگرالی آن طبق رابطه‌های ۳ و ۴ محاسبه می‌شود.

رابطهٔ ۳)
$$\mathrm{K_1} = \frac{\ln(\mathrm{V_A}/\overline{\mathrm{V}}_\mathrm{A}) + (\mathrm{r_{f1}} - 1/2{\sigma_\mathrm{A}}^2)(\mathrm{T_1} - \mathrm{t})}{\sigma_\mathrm{A}\sqrt{\mathrm{T_1} - \mathrm{t}}}$$

رابطهٔ ۴)
$$\mathrm{K_2} = \frac{\ln(\mathrm{V_A}/\mathrm{M_2}) + \left(\mathrm{r_{f2}} - \frac{1}{2{\sigma_\mathrm{A}}^2}\right)(\mathrm{T_2} - \mathrm{t})}{\sigma_\mathrm{A}\sqrt{\mathrm{T_2}} - \mathrm{t}}$$

در نسخهٔ سادهٔ مدل گسک، برای دو اختیار معامله، احتمال نکول وجود دارد و بنابراین، احتمالات خنثی نسبت به ریسک را می‌توان به‌صورت زیر محاسبه کرد:

۱. احتمال کل یا احتمال مشترک نکول در تاریخ T_1 یا تاریخ T_2 که از طریق رابطهٔ ۵ محاسبه می‌شود:

رابطهٔ ۵)
$$\mathrm{PD_{Total}} = 1 - \mathrm{N_2}\left(\mathrm{K_1}, \mathrm{K_2}; \rho\right)$$

۲. احتمال نکول کوتاه‌مدت که احتمال عدم پرداخت بدهی کوتاه‌مدت را در تاریخ T_1 نشان می‌دهد و از طریق رابطهٔ ۶ محاسبه می‌شود:

رابطهٔ ۶)
$$\mathrm{PD_{Short}} = 1 - N(\mathrm{K_1})$$

1. Delianedis & Geske

۳. احتمال نکول بدهی بلندمدت در تاریخ T_2 مشروط به عدم نکول بدهی کوتاه‌مدت که به‌کمک رابطهٔ ۷ محاسبه می‌شود:

$$PD_{LONG} = 1 - \frac{N_2\,(K_1, K_2; \rho)}{N(K_1)}$$ رابطهٔ ۷)

محاسبه احتمالات نکول در مدل گسک مستلزم تخمین سه مجهول مقدار بحرانی ارزش دارایی‌های شرکت ($\overline{V}_{A,T_1}$)، ارزش بازار دارایی‌های شرکت (V_A) و انحراف معیار بازده دارایی‌های شرکت (σ_A) است. از میان این متغیرها، دو متغیر V_A و σ_A مجهول و در بازار غیرقابل مشاهده هستند (گسک، ۱۹۷۷). بر اساس روش لم ایتو[1] و رابطه نوسان‌پذیری قیمت اختیار معامله و نوسان‌پذیری قیمت دارایی پایه، رابطهٔ V_A و σ_A به‌صورت رابطهٔ ۸ تعریف می‌شود:

$$\sigma_E = \frac{\partial V_E}{\partial V_A}\,\frac{V_A}{V_E}\,\sigma_A$$ رابطهٔ ۸)

که در آن V_E ارزش بازار سهام شرکت است که از حاصل‌ضرب تعداد سهام منتشرشدهٔ شرکت در قیمت سهام به‌دست می‌آید و σ_E نیز بیانگر انحراف معیار بازده سهام شرکت است. حل معادلهٔ گسک مستلزم به‌دست آوردن سه متغیر مجهول $\overline{V}_A$، V_A و σ_A است. این مقادیر از طریق حل یک دستگاه معادلات که شامل روابط ۱، ۲ و ۸ است، محاسبه می‌شوند. به‌منظور یافتن این مقادیر، از تکنیک‌های مبتنی بر الگوریتم‌های عددی بهره گرفته می‌شود (دلیاندیس و گسک، ۲۰۰۳):

رابطهٔ ۹)

$$\begin{cases} \overline{V}_{A,T_1} = M_1 + B_{2T1} = M_1 + V_{A,T_1} - V_{E,T_1} = M_1 + V_{A,T_1} - V_{A,T_1}\,N\left(K_2 + \sigma_A\sqrt{T_2 - T_1}\right) + M_2 e^{-r_f(T-t)}\,N(K_2) \\ V_E = V_A\,N_2\,(K_1 + \sigma_A\sqrt{T_1 - t}, k_2 + \sigma_A\sqrt{T_2 - t}\,;\,\rho - M_2 e^{-r_{f2}(T2-t)}\,N(k_1, K_2; \rho) - M_1 e^{-r_f(T_1-t)} N\,(k_1) \\ \sigma_E = \dfrac{\partial V_E}{\partial V_A}\,\dfrac{V_A}{V_E}\,\sigma_A \end{cases}$$

پس از تعیین مقادیر مجهول، مقادیر احتمال نکول کوتاه‌مدت، بلندمدت و احتمال نکول کل را می‌توان بر اساس روابط ۵، ۶ و ۷ محاسبه کرد. شایان ذکر است که در این پژوهش، به‌منظور اندازه‌گیری ریسک اعتباری، از احتمال نکول کل محاسبه‌شده بر اساس مدل گسک استفاده می‌شود.

دارایی‌های آزمون

در این پژوهش، برای تشکیل دارایی‌های آزمون مطابق با شیوه مطالعه فاما و فرنچ (۱۹۹۳ و ۲۰۰۵)، از دو روش مرتب‌سازی مستقل، شامل رتبه‌بندی دوگانه (۵×۵) و رتبه‌بندی سه‌گانه (۴×۴×۲) استفاده می‌شود. در این راستا، برای تشکیل دارایی‌های آزمون بر اساس رتبه‌بندی دوگانه (۵×۵)، ابتدا در هر سال، شرکت‌ها بر اساس ریسک اعتباری به پنج گروه تقسیم می‌شوند. سپس، به‌طور مستقل، شرکت‌ها بر اساس چهار معیار شامل اندازه شرکت، سودآوری، سرمایه‌گذاری

1. Itô's Lemma

و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار نیز به پنج گروه دیگر تقسیم می‌شوند. از تقاطع پنج گروه ریسک اعتباری با پنج گروه مرتبط به هر یک از این چهار معیار دیگر، در نهایت چهار مجموعه از دارایی‌های آزمون تشکیل می‌شود که هر مجموعه شامل ۲۵ پرتفوی مجزا است. برای تشکیل دارایی‌های آزمون با رتبه‌بندی سه‌گانه (۴×۴×۲)، ابتدا شرکت‌ها در هر سال بر اساس اندازه شرکت به دو گروه تقسیم می‌شوند. سپس، به‌طور مستقل، شرکت‌ها بر اساس ریسک اعتباری، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، سرمایه‌گذاری و سودآوری به چهار گروه دیگر تقسیم می‌شوند. از تقاطع رتبه‌بندی‌های انجام‌شده بر اساس اندازه شرکت و چهار گروه ریسک اعتباری و چهار گروه مرتبط با سایر معیارها، در نهایت سه مجموعه از دارایی‌های آزمون تشکیل می‌شود که هر مجموعه شامل ۳۲ پرتفوی مجزا است. بازده مازاد ماهانه هر یک از این پرتفوی‌ها نیز با محاسبه میانگین موزون بازدهی شرکت‌های موجود در هر پرتفوی، بر اساس وزن‌های مبتنی بر ارزش بازار هر شرکت، محاسبه می‌شود.

نحوهٔ تشکیل عوامل مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌ها

نحوهٔ ساخت عامل ریسک اعتباری

در این پژوهش عامل ریسک اعتباری، مطابق با شیوهٔ ساخت عوامل در مطالعات فاما و فرنچ (۲۰۱۵، ۱۹۹۳) و بر اساس مرتب‌سازی ۳ × ۲ روی دو متغیر احتمال نکول و اندازه شرکت، طی چهار مرحله به‌شرح زیر ساخته می‌شود:

مرحلهٔ اول: در ابتدای هر دوره، با درنظرگرفتن میانهٔ اندازه شرکت‌های عضو نمونه به‌عنوان نقطهٔ شکست، سهام تمام شرکت‌های نمونه از نظر اندازه (SIZE) به دو گروه کوچک (با نماد S) و بزرگ (با نماد B) تقسیم می‌شوند.

مرحلهٔ دوم: در این مرحله، با استفاده از صدک سی‌ام و هفتادم به‌عنوان نقاط شکست، سهام تمام شرکت‌های نمونه، به‌صورت مجزا از نظر احتمال نکول کل بدهی‌های شرکت به سه گروه شامل گروه قابل‌اعتماد با ریسک اعتباری پایین (با نماد T)، گروه خنثی با ریسک اعتباری متوسط (با نماد N) و گروه غیرقابل‌اعتماد با ریسک اعتباری بالا (با نماد U) دسته‌بندی می‌شوند.

مرحلهٔ سوم: از تقاطع گروه‌بندی‌های مستقل متغیر اندازه شرکت و متغیر احتمال نکول کل بدهی‌های شرکت (با مرتب‌سازی۳ × ۲) شش پرتفوی موزون‌شده برحسب ارزش بازار به‌دست می‌آید که عبارتند از: ST، SN، SU، BT، BN و BU. به‌عنوان‌مثال، پرتفویST شامل گروهی از سهام است که به گروه کوچک (S) و به‌طور هم‌زمان به گروه با ریسک اعتباری پایین (T) اختصاص دارد.

مرحلهٔ چهارم: عامل ریسک اعتباری با استفاده از میانگین بازده دو پرتفوی با احتمال نکول بالا منهای میانگین بازده دو پرتفوی با احتمال نکول پایین ساخته می‌شود و طبق رابطهٔ ۱۰ محاسبه می‌شود:

$$UMT = \frac{(\mathrm{SU} + \mathrm{BU})}{2} - \frac{(\mathrm{ST} + \mathrm{BT})}{2}$$ رابطهٔ ۱۰)

که در رابطهٔ ۱۰، UMT، عامل ریسک اعتباری بر حسب احتمال نکول کل بدهی‌های شرکت بر اساس مدل گسک است.

ساخت سایر عوامل مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری

در این پژوهش، عامل صرف ریسک بازار (MKT) از طریق تفاضل میانگین بازده بازار و نرخ بهره بدون ریسک به‌دست می‌آید. سایر عوامل مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری نیز با مرتب‌سازی ۳ × ۲ به روش فاما و فرنچ (۲۰۱۵) ساخته می‌شود. بدین صورت که در ابتدای هر دوره، با درنظرگرفتن میانهٔ ارزش بازار شرکت‌های عضو نمونه به‌عنوان نقطهٔ شکست، سهام تمام شرکت‌های نمونه از نظر اندازه به دو گروه کوچک (با نماد S) و بزرگ (با نماد B) به‌طور مساوی اختصاص می‌یابند. به همین صورت، با درنظرگرفتن صدک سی‌ام و هفتادم به‌عنوان نقطهٔ شکست برای سایر عوامل، سهام شرکت‌های مورد بررسی بر اساس ویژگی نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (B/M) به سه گروه شامل شرکت‌های ارزشی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا (با نماد L)، شرکت‌های خنثی (با نماد N) و شرکت‌های رشدی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین (با نماد H)، بر اساس سود عملیاتی به سه گروه شامل شرکت‌های با سودآوری ضعیف (با نماد W)، شرکت‌های خنثی (با نماد N) و شرکت‌های با سودآوری قوی (با نماد R)، بر اساس سرمایه‌گذاری به سه گروه شامل شرکت‌های با سرمایه‌گذاری محافظه‌کارانه (با نماد C)، شرکت‌های خنثی (با نماد N) و شرکت‌های با سرمایه‌گذاری جسورانه (با نماد A)، بر اساس مومنتوم به سه گروه شامل شرکت‌های بازنده (با نماد L)، شرکت‌های خنثی (با نمادN) شرکت‌های برنده (با نمادW) دسته‌بندی می‌شوند. سپس، با تقاطع دو گروه اندازه و سه گروه مرتب شده برای سایر متغیرها، شش پرتفوی موزون‌شده بر مبنای ارزش به‌دست می‌آید. جزئیات نحوهٔ ساخت عوامل در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول۲. عوامل و اجزای تشکیل‌دهندهٔ مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌ها

مرتب‌سازی	نقاط شکست	عوامل و اجزای تشکیل‌دهنده
۳×۲	اندازه (Size): صدک پنجاهم	$SMB_{B/M} = \frac{SH + SN + SL}{2} - \frac{BH + BN + BL}{2}$
	ارزش دفتری به ارزش بازار (B/M) : صدک سی‌ام و هفتادم	$SMB_{OP} = \frac{SR + SN + SW}{2} - \frac{BR + BN + BW}{2}$
	سودآوری (OP)[1]: صدک سی‌ام و هفتادم	$SMB_{Inv} = \frac{SC + SN + SA}{2} - \frac{BC + BN + BA}{2}$
	سرمایه‌گذاری (INV)[2]: صدک سی‌ام و هفتادم	$SMB_{PD} = \frac{SU + SN + ST}{2} - \frac{BU + BN + BT}{2}$
	مومنتوم (MOM)[3]: صدک سی‌ام و هفتادم	$SMB = \frac{SMB_{B/M} + SMB_{OP} + SMB_{Inv} + SMB_{PD}}{4}$

1. Operating Profitability
2. Investment
3. Momentum

مرتب‌سازی	نقاط شکست	عوامل و اجزای تشکیل‌دهنده
	احتمال نکول (PD): صدک سی‌ام و هفتادم	$HML = \frac{SH + BH}{2} - \frac{SL + BL}{2}$ $RMW = \frac{SR + BR}{2} - \frac{SW + BW}{2}$ $CMA = \frac{SC + BC}{2} - \frac{S_A + B_A}{2}$ $MOM = \frac{SW + BW}{2} - \frac{SL + BL}{2}$ $UMT = \frac{SU + BU}{2} - \frac{ST + BT}{2}$

مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌ها

در جدول ۳، مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌ها جهت آزمون فرضیه‌های پژوهش ارائه شده است.

جدول ۳. مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌ها

نام مدل	نماد مدل	تصریح مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری
مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ	FF3	$FF3: R_{it} - R_f = \alpha_i + b_i MKT_t + s_i SMB_t + h_i HML_t + e_{it}$
مدل کارهارت	4FM	$FM4: R_{it} - R_f = \alpha_i + b_i MKT_t + s_i SMB_t + h_i HML_t + M_i MOM_t + e_{it}$
مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ	FF5	$FF5: R_{it} - R_f = \alpha_i + b_i MKT_t + s_i SMB_t + h_i HML_t + r_i RMW_t + c_i CMA_t + e_{it}$
مدل شش‌عاملی فاما و فرنچ	FF6	$FF6: R_{it} - R_f = \alpha_i + b_i MKT_t + s_i SMB_t + h_i HML_t + r_i RMW_t + c_i CMA_t + M_i MOM_t + e_{it}$
مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ+ عامل ریسک اعتباری	FF3+UMT	$FF3 + UMT: R_{it} - R_f = \alpha_i + b_i MKT_t + s_i SMB_t + h_i HML_t + u_i UMT_t + e_{it}$
مدل چهارعاملی کارهارت+ عامل ریسک اعتباری	4FM+UMT	$4FM + UMT: R_{it} - R_f = \alpha_i + b_i MKT_t + s_i SMB_t + h_i HML_t + M_i MOM_t + u_i UMT_t + e_{it}$
مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ+ عامل ریسک اعتباری	FF5+UMT	$FF5 + UMT: R_{it} - R_f = \alpha_i + b_i MKT_t + s_i SMB_t + h_i HML_t + r_i RMW_t + c_i CMA_t + u_i UMT_t + e_{it}$
مدل شش‌عاملی فاما و فرنچ+ عامل ریسک اعتباری	FF6+UMT	$FF6 + UMT: R_{it} - R_f = \alpha_i + b_i MKT_t + s_i SMB_t + h_i HML_t + r_i RMW_t + c_i CMA_t + M_i MOM_t + u_i UMT_t + e_{it}$

مدل پژوهش

در این پژوهش، پیش از آزمون فرضیه‌ها، در گام نخست به بررسی این موضوع پرداخته می‌شود که آیا عامل ریسک اعتباری اطلاعات جدید و مستقلی نسبت به سایر عوامل موجود در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها ارائه می‌دهد یا خیر.

بدین منظور، از آزمون رگرسیون پوششی[1] بهره گرفته می‌شود. این آزمون، که بر پایهٔ چارچوب نظری و تجربی مطرح‌شده در مطالعات فاما و فرنچ (۲۰۱۸) و لی و لین (۲۰۲۱) طراحی شده است، ابزاری استاندارد و معتبر برای تحلیل استقلال اطلاعاتی عوامل در مدل‌های چندعاملی به شمار می‌رود در خصوص عامل ریسک اعتباری، معادلهٔ رگرسیون پوششی به‌صورت رابطهٔ ۱۱ تعریف می‌شود:

$$UMT_t = \alpha + \beta_{MKT}MKT_t + \beta_{SMB}SMB_t + \beta_{HML}HML_t + \beta_{CMA}CMA_t + \beta_{RMW}RWM_t + \beta_{MOM}MOM_t + \epsilon_t$$

رابطهٔ ۱۱)

که در این معادله UMT_t نشان‌دهندهٔ بازده عامل ریسک اعتباری در زمان t است و MKT_t، SMB_t، HML_t، CMA_t، RWM_t و MOM_t به ترتیب بازده عوامل بازار، اندازه، ارزش، سرمایه‌گذاری، سودآوری و مومنتوم هستند. ضرایب β میزان حساسیت عامل ریسک اعتباری به سایر عوامل را نشان می‌دهد و α ضریب عرض از مبدأ و ϵ_t نیز جمله خطا است. در آزمون رگرسیون پوششی، معناداری آماری ضریب عرض از مبدأ نشان‌دهندهٔ آن است که متغیر وابسته دارای اطلاعات مستقل و متمایزی است که سایر متغیرهای مدل قادر به تبیین آن نیستند (لی و لین، ۲۰۲۱).

جهت آزمون بهبود در قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌ها با افزودن عامل ریسک اعتباری به آن‌ها، مشابه با پژوهش‌های فاما و فرنچ (۱۹۹۳، ۲۰۱۵ و ۲۰۱۸)، از روش تحلیل رگرسیون سری زمانی استفاده شده است. در این رویکرد، مدل‌های قیمت‌گذاری پژوهش موجود در جدول ۲ با استفاده از رگرسیون‌های سری زمانی برای هر یک از دارایی‌های آزمون برآورد می‌شود. در حالت کلی، برای آزمون مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها، از معادلهٔ رگرسیون سری زمانی در قالب (رابطهٔ ۱۲) استفاده می‌شود:

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^{k} \beta_{k,t} f_{k,i} + \epsilon_{i,t}$$

رابطهٔ ۱۲)

که در این معادله، $R_{i,t}$ نشان‌دهندهٔ بازده دارایی آزمون i در زمان t و $R_{f,t}$ نرخ بازده بدون ریسک در زمان t است. $f_{k,i}$ عامل ریسک سیستماتیک متناظر با شاخص K در زمان t و $\beta_{k,t}$ حساسیت دارایی آزمون i را نسبت به عامل k نشان می‌دهد. ضریب عرض از مبدأ (α_i) بیانگر بخشی از بازده دارایی آزمون است که مدل قادر به توضیح آن نبوده است و $\epsilon_{i,t}$ جملهٔ خطا است که شامل اجزای بازده توضیح داده نشده توسط مدل می‌شود (میرزایی، خانی و بت‌شکن، ۱۳۹۹). سپس، مطابق با پژوهش‌های فاما و فرنچ (۱۹۹۳، ۲۰۱۵ و ۲۰۱۸)، برای مقایسهٔ عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری، از مقادیر عرض از مبدأ حاصل از سری‌های زمانی تخمین زده‌شده به‌عنوان شاخصی برای بازده‌های توضیح داده نشده توسط مدل استفاده می‌شود و بر این اساس، چهار معیار برای ارزیابی و مقایسهٔ عملکرد مدل‌ها محاسبه می‌شوند. نخستین معیار، آمارهٔ GRS که توسط گیبنز، راس و شانکن[2] (۱۹۸۹) معرفی شده و فرضیهٔ صفر مبنی بر صفر بودن مقادیر عرض از مبدأ تمام پرتفوی‌ها به‌طور هم‌زمان را آزمون می‌کند. هرچه مقدار این آماره بزرگ‌تر باشد، احتمال رد

1. Factor Spanning Regression
2. Gibbons, Ross & Shanken

فرضیهٔ صفر بیشتر بوده و عملکرد مدل ضعیف‌تر ارزیابی می‌شود. به بیان دیگر، معنادار بودن مقدار احتمال آمارهٔ GRS دلالت بر عدم کفایت مدل در توضیح بازده‌های مقطعی دارد، درحالی‌که معنادار نبودن آن نشان‌دهندهٔ کفایت مدل در توضیح بازده‌ها است. دومین معیار، آمارهٔ $|\alpha_i|$A است که به‌عنوان میانگین مقادیر قدرمطلق عرض از مبدأهای حاصل از رگرسیون تمام پرتفوی‌ها تعریف می‌شود. این معیار، میزان بازدهٔ مازاد دارایی‌های آزمون را که مدل توضیح نداده است، نشان می‌دهد. سومین معیار آمارهٔ $|\alpha_i|$A /A$|\bar{r}_i|$ است که در آن $|\bar{r}_i|$ نشان‌دهندهٔ انحراف بازدهٔ مازاد پرتفوی i از میانگین مقطعی است. این معیار، نسبت پراکندگی بازده‌های مازاد متوسط را که مدل قادر به توضیح آن نبوده است، اندازه‌گیری می‌کند. آخرین معیار آمارهٔ A$|\alpha_i^2|$/A$|r_i^2|$ است که نسبت واریانس بازده‌های مازاد دارایی‌های آزمون را که مدل نتوانسته توضیح دهد، ارزیابی می‌کند. برای هر چهار معیار، مقادیر کمتر آماره نشان‌دهندهٔ عملکرد بهتر مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها است (لی و لین، ۲۰۲۱). همچنین، جهت آزمون استحکام نتایج و ارزیابی دقیق‌تر قابلیت پیش‌بینی بارهای عاملی ریسک اعتباری در توضیح بازده مازاد مقطعی، از آزمون دومرحله‌ای فاما ــ مکبث (۱۹۷۳) بهره گرفته می‌شود. بدین منظور، در مرحلهٔ اول از آزمون فاما ـ مکبث، رگرسیون‌های سری زمانی روی مدل شش‌عاملی بسط‌یافته با عامل ریسک اعتباری (FF6+UMT) برای هر سهم (یا پرتفوی) به‌صورت ماهانه و با استفاده از داده‌های ۶۰ ماه گذشته انجام می‌شود که به‌صورت رابطه ۱۳ تعریف می‌شود:

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha + \beta_{i,t,MKT}MKT_t + \beta_{i,t,SMB}SMB_t + \beta_{i,t,HML}HML_t + \beta_{i,t,CMA}CMA_t + \beta_{i,t,RMW}RWM_t + \beta_{i,t,MOM}MOM_t + \beta_{i,t,UMT}UMT_t + \epsilon_t \quad \text{(رابطهٔ ۱۳)}$$

از این رگرسیون‌ها، بارهای عاملی متغیر با زمان (β) برای هر سهم (یا پرتفوی) به‌دست می‌آید. سایر متغیرهای این معادله در بخش‌های قبلی پژوهش توضیح داده شده‌اند در مرحلهٔ دوم، رگرسیون مقطعی برای بازده مازاد نسبت به بارهای عاملی برآورد شده با استفاده از معادلهٔ رگرسیونی ۱۴ اجرا می‌شود و قیمت هر عامل ریسک ($\bar{\gamma}$) به‌عنوان میانگین ضرایب برآورد شده از رگرسیون مرحلهٔ دوم محاسبه می‌شود:

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \gamma_{rm,t}\hat{b}_{it}\gamma_{SMB,t}\hat{s}_{it} + \gamma_{HML,t}\hat{h}_{it} + \gamma_{RMW,t}\hat{r}_{it} + \gamma_{CMA,t}\hat{c}_{it} + \gamma_{MOM,t}\widehat{m}_{it} + \gamma_{UMT,t}\hat{u}_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{(رابطهٔ ۱۴)}$$

که ضرایب $\hat{b}_{it}$، $\hat{s}_{it}$، $\hat{h}_{it}$، $\hat{r}_{it}$، $\hat{c}_{it}$، $\widehat{m}_{it}$ و$\hat{u}_{it}$ به‌ترتیب بارهای عاملی برآورد شده مربوط به عوامل MKT، SMB، HML، RMW، CMA، MOM و UMTمی‌باشند. با محاسبهٔ میانگین ضرایب بتای بارهای عاملی ($\bar{\gamma}$)، قیمت هر عامل ریسک، از جمله ریسک اعتباری برآورد می‌شود و سپس با استفاده از آمارهٔ tاستیودنت، معناداری نتایج مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. در راستای تقویت اعتبار نتایج آماری و رفع محدودیت‌های روش‌های کلاسیک، علاوه بر ضرایب میانگین و آماره‌های t آن‌ها، از احتمال بیزی[1] نیز برای تحلیل اهمیت عوامل ریسک استفاده می‌شود. این روش بر اساس پژوهش هاروی[2] (۲۰۱۷) ارائه شده و مزایای چشمگیری نسبت به ارزش احتمال فرکانسی (P-value)[3] دارد. یکی از مهم‌ترین

1. Bayesianized P-value
2. Harvey
3. Frequentist P-value

محدودیت‌های احتمال فرکانسی این است که صرفاً میزان ناسازگاری داده‌ها با فرضیهٔ صفر را نشان می‌دهد و نمی‌تواند احتمال واقعی درستی یا نادرستی فرضیهٔ صفر را بیان کند. این محدودیت به‌ویژه زمانی آشکار می‌شود که باور پیشین قوی نسبت به فرضیهٔ صفر وجود داشته باشد؛ زیرا در چنین شرایطی، حتی یک احتمال فرکانسی پایین نیز ممکن است شواهد ضعیفی علیه فرضیهٔ صفر فراهم کند. در مقابل، احتمال بیزی با ترکیب اطلاعات پیشین و داده‌های مشاهده‌شده، احتمال واقعی درستی فرضیهٔ صفر را محاسبه کرده و تفسیر نتایج را شفاف‌تر و قابل‌اعتمادتر می‌سازد. مقدار احتمال بیزی با استفاده از رابطهٔ ۱۵ محاسبه می‌شود (لی و لین، ۲۰۲۱):

$$\text{Bayesianized P} - \text{value} = \text{MBF} \times \frac{\text{prior odds}}{1 + \text{MBF} \times \text{prior odds}} \quad \text{رابطهٔ ۱۵)}$$

که در این معادله، Bayesianized P-value بیانگر ارزش احتمال بیزی، prior odds نسبت احتمال اولیه و MBF حداقل عامل بیز است که توسط ادواردز، لیندمن و ساواج[1] (۱۹۶۳) معرفی شده است و به‌صورت رابطهٔ ۱۶ محاسبه می‌شود:

$$MBF = \exp\left(\frac{-t^2}{2}\right) \quad \text{رابطهٔ ۱۶)}$$

که در این معادله، exp (۰) بیانگر پایهٔ نمایی طبیعی است و t نشان‌دهندهٔ آمارهٔ t استیودنت می‌باشد. در این پژوهش، همانند روش لی و لین (۲۰۲۱)، برای محاسبهٔ مقادیر احتمال بیزی، نسبت احتمال اولیه برای هر یک از عوامل مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها به‌صورت برابر فرض شده است. به عبارت دقیق‌تر، این فرض اولیه مبتنی بر این باور است که احتمال تأثیرگذاری هر یک از این عوامل بر قیمت‌گذاری مقطعی دارایی‌ها برابر و معادل ۵۰ درصد است. این رویکرد بی‌طرفانه نشان‌دهندهٔ عدم پیش‌داوری یا ترجیح اولیه نسبت به فرضیه‌های مختلف است و بر اساس یک توزیع احتمال مساوی بین فرضیهٔ صفر و فرضیهٔ جایگزین پایه‌ریزی شده است.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

در جدول ۴، آمار توصیفی بازدهی عوامل ارائه شده است. این عوامل با استفاده از روش مرتب‌سازی ۲×۳ تشکیل شده‌اند. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، عامل ریسک اعتباری (UMT) دارای میانگین ۰/۴۸ درصد است که در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است. این بدان معناست که استراتژی خرید پرتفویی با ریسک اعتباری بالا و فروش پرتفویی با ریسک اعتباری پایین می‌تواند به‌طور میانگین بازدهی ۰/۴۸ درصد در ماه ایجاد کند. علاوه‌براین، میانگین بازده عامل ریسک اعتباری نسبت به میانگین بازده عوامل صرف ریسک بازار (MKT)، سودآوری (RMW) و سرمایه‌گذاری (CMA) بالاتر است.

1. Edwards, Lindman & Savage

جدول ٤. آمار توصیفی بازدهی عوامل مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها

آماره	MKT	SMB	HML	RWM	CMA	MOM	UMT
میانگین	۰/۲۱	۰/۶۸	۱/۲۸	۰/۳۹	۰/۳۲	۰/۵۴	۰/۴۸
انحراف معیار	۶/۲۶	۲/۶۰	۳/۴۲	۳/۵۰	۲/۹۸	۳/۹۷	۳/۴۸
آمارهٔ t میانگین	۰/۴۹	۳/۸۳	۵/۴۶	۱/۶۲	۱/۶۰	۱/۹۹	۲/۰۱
حداقل	−۱۲/۴۳	−۶/۹۹	−۵/۷۹	−۱۰/۷۲	−۶/۷۹	−۱۱/۸۵	−۱۰/۰۱
حداکثر	۲۴/۰۳	۸/۱۰	۱۱/۱۶	۷/۶۴	۱۰/۳۸	۱۲/۴۶	۹/۱۳
چولگی	۰/۸۲	۰/۳۶	۰/۵۳	−۰/۳۲	۰/۳۸	−۰/۰۱	۰/۰۹
کشیدگی	۰/۹۵	۰/۳۲	۰/۰۱	۰/۱۶	۰/۵۷	۰/۵۲	۰/۰۱

در جدول ۵ نیز مقدار عامل تورم واریانس (VIF)[1] به‌منظور بررسی و شناسایی هم‌خطی میان متغیرهای مستقل ارائه شده است. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، هیچ‌یک از مقادیر VIF برای عوامل بیش از ۱۰ نیستند؛ بنابراین، تمامی عوامل مورد بررسی می‌توانند بدون ایجاد سوگیری در برآوردها، در مدل رگرسیون خطی چندمتغیره لحاظ شوند.

جدول ۵. مقدار عامل تورم واریانس (VIF) بین عوامل مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها

متغیر	MKT	SMB	HML	RWM	CMA	MOM	UMT
VIF	۱/۳۶	۱/۱۱	۱/۳۵	۱/۳۵	۱/۳۴	۱/۱۶	۱/۴۸

آزمون رگرسیون پوششی عوامل مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها

در این پژوهش، برای ارزیابی اهمیت عامل ریسک اعتباری در تبیین بازده سهام، از آزمون رگرسیون پوششی استفاده شده است. در این آزمون، عامل ریسک اعتباری به‌عنوان متغیر وابسته در برابر شش عامل دیگر در یک مدل رگرسیونی قرار می‌گیرد تا بررسی شود که آیا بازده‌های مازاد مرتبط با آن عامل، به‌طور کامل توسط سایر عوامل موجود در مدل قابل‌تبیین هستند یا خیر. نتایج تحلیل رگرسیون پوششی برای عامل ریسک اعتباری و سایر عوامل مدل شش‌عاملی فاما و فرنچ در جدول ۶ ارائه شده است. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، عرض از مبدأ عامل ریسک اعتباری برابر با ۰/۴۹ درصد است که در سطح اطمینان ۹۹ درصد از نظر آماری معنادار است. مقدار ضریب تعیین نیز برابر با ۰/۲۵ درصد است که در میان شش عامل مورد بررسی، پس از عوامل اندازه (SMB) و مومنتوم (MOM)، سومین مقدار کمینه را دارد. این نتایج نشان می‌دهد که UMT توسط ترکیب سایر عوامل قابل‌بازسازی نیست و به‌عنوان یک عامل کلیدی در توضیح بازده‌های مازاد سهام نقش دارد. علاوه‌براین، بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، ضرایب عرض از مبدأ برای سایر عوامل شامل MKT، SMB، HML، RMW، CMA و MOM مثبت و از نظر آماری معنادار هستند. این نتایج نشان می‌دهد که این عوامل در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها نقش مؤثری ایفا می‌کنند و می‌توانند پیش‌بینی بازده مورد انتظار سهام را بهبود بخشند.

1. Variance Inflation Factor

جدول ٦. نتایج آزمون رگرسیون پوششی عوامل مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها

متغیر	α	MKT	SMB	HML	RWM	CMA	MOM	UMT	R^2
MKT	۰/۲۰** (۲/۳۹)		−۰/۱۴*** (−۲/۲۷)	۰/۲۴*** (۳/۴۰)	۰/۰۱ (۰/۱۲)	−۰/۰۱ (−۰/۲۰)	−۰/۰۹* (−۱/۷۹)	۰/۳۱*** (۶/۸۱)	۰/۲۶
SMB	۰/۲۳** (۲/۲۱)	−۰/۲۲*** (−۲/۷۲)		−۰/۰۵ (−۰/۵۶)	۰/۰۱ (۰/۱۳)	۰/۴۱*** (۳/۵۴)	−۰/۰۴ (−۰/۷۳)	۰/۱۲** (۲/۰۰)	۰/۱۰
HML	۰/۳۳*** (۴/۱۷)	۰/۲۱*** (۳/۴۰)	−۰/۰۲ (−۰/۵۶)		−۰/۲۹*** (−۶/۷۱)	۰/۳۶*** (۴/۴۱)	۰/۰۹* (۱/۸۴)	−۰/۰۴ (−۰/۹۱)	۰/۳۴
RWM	۱/۰۱*** (۱۰/۶۶)	۰/۰۱ (۰/۱۲)	۰/۰۰ (۰/۱۳)	−۰/۵۹*** (−۶/۷۱)		−۰/۳۰** (−۲/۳۵)	۰/۲۶*** (۳/۷۶)	−۰/۱۲* (−۱/۸۲)	۰/۳۱
CMA	۰/۵۷*** (۱۱/۷۷)	−۰/۰۱ (−۰/۲۰)	۰/۱۳*** (۳/۵۴)	۰/۲۰*** (۴/۱۴)	−۰/۰۸** (−۲/۳۵)		−۰/۰۱ (−۰/۳۹)	−۰/۱۰*** (−۲/۸۴)	۰/۲۶
MOM	۰/۳۱*** (۲/۸۸)	−۰/۱۵* (−۱/۷۹)	−۰/۰۵ (−۰/۷۳)	۰/۱۶* (۱/۸۴)	۰/۲۳*** (۳/۷۶)	−۰/۰۴ (−۰/۳۹)		۰/۲۱*** (۳/۵۰)	۰/۱۱
UMT	۰/۴۹*** (۴/۳۰)	۰/۵۸*** (۶/۸۱)	۰/۱۵* (۲/۰۱)	−۰/۰۹ (−۰/۹۱)	−۰/۱۲* (−۱/۸۲)	−۰/۳۷*** (−۲/۸۴)	۰/۲۵*** (۳/۵۰)		۰/۲۵

معناداری آماری در سطوح ۱۰درصد، ۵درصد و ۱درصد به ترتیب با نمادهای *، ** و *** نشان‌داده شده است.

نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

در ادامه، نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش ارائه شده است. به‌منظور مقایسهٔ عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری بسط‌یافته با عامل ریسک اعتباری در برابر مدل‌های متناظر فاقد این عامل، هفت مجموعه دارایی آزمون تشکیل شده است که چهار مجموعه از آن‌ها دارای رتبه‌بندی دوگانه (۵×۵) و سه مجموعه دارای رتبه‌بندی سه‌گانه (۴×۴×۲) می‌باشند. نتایج عملکرد مدل‌ها با استفاده از آمارهٔ GRS و ارزش احتمال متناظر آن (در داخل پرانتز)، شاخص‌های میانگین مقادیر قدرمطلق عرض از مبدأ مدل ($A|\alpha_i|$)، نسبت پراکندگی مقطعی بازده‌های مازاد توضیح داده نشده دارایی‌های آزمون ($\frac{A|\alpha_i|}{A|\bar{r}_i|}$) و نسبت واریانس مقطعی بازده‌های مازاد توضیح داده نشده دارایی‌های آزمون ($\frac{A|\alpha_i^2|}{A|\bar{r}_i^2|}$) بررسی و تحلیل شده است.

نتایج آزمون فرضیهٔ اول پژوهش

فرضیهٔ اول پژوهش بیان می‌کند که افزودن عامل ریسک اعتباری به مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ، باعث بهبود عملکرد مدل در توضیح بازده سهام می‌شود. به‌منظور ارزیابی این فرضیه، نتایج عملکرد مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (FF3) و نسخه بسط‌یافته آن با لحاظ عامل ریسک اعتباری (FF3+UMT) در جدول ۷ ارائه شده است.

جدول ۷. نتایج مقایسهٔ عملکرد مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ و نسخه بسط‌یافته آن با افزودن عامل ریسک اعتباری

	GRS	$A\|\alpha_i\|$	$\frac{A\|\alpha_i\|}{A\|\bar{r}_i\|}$	$\frac{A\|\alpha_i^2\|}{A\|\bar{r}_i^2\|}$
دارایی‌های آزمون دوگانه (۲۵ پرتفوی ۵×۵) بر مبانی ویژگی‌های ریسک اعتباری و اندازه شرکت				
FF3	۱/۵۶۵۵ (۰/۰۴۸۰)	۰/۶۴۸۰	۱/۱۶۸۶	۱/۵۴۱۵
FF3+ UMT	۱/۴۹۷۷ (۰/۰۶۶۹)	۰/۵۷۶۶	۱/۰۳۹۸	۱/۰۶۰۴
دارایی‌های آزمون دوگانه (۲۵ سبد ۵×۵) بر مبانی ویژگی‌های ریسک اعتباری و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار				
FF3	۱/۳۷۵۲ (۰/۱۱۷۷)	۰/۳۰۲۳	۱/۱۰۷۹	۱/۲۲۴۷
FF3+ UMT	۱/۳۳۵۵ (۰/۱۴۰۱)	۰/۲۸۳۰	۱/۰۳۷۳	۱/۰۵۱۲
دارایی‌های آزمون دوگانه (۲۵ سبد ۵×۵) بر مبانی ویژگی‌های ریسک اعتباری و سرمایه‌گذاری				
FF3	۱/۰۸۵۹ (۰/۳۷۴۸)	۰/۰۷۰۹	۰/۷۶۸۵	۰/۷۳۹۵
FF3+ UMT	۱/۰۷۰۸ (۰/۳۹۱۷)	۰/۰۶۹۹	۰/۷۵۸۲	۰/۷۰۱۴
دارایی‌های آزمون دوگانه (۲۵ سبد۵×۵) بر مبانی ویژگی‌های ریسک اعتباری و سودآوری				
FF3	۱/۳۵۶۷ (۰/۱۴۳۵)	۰/۰۷۱۲	۱/۰۱۰۴	۰/۹۶۱۴
FF3+ UMT	۱/۲۶۰۷ (۰/۲۰۶۴)	۰/۰۶۹۴	۰/۹۸۵۰	۰/۹۳۶۲
دارایی‌های آزمون سه‌گانه (۳۲ پرتفوی ۴×۴×۲) بر مبانی ویژگی‌های اندازه شرکت، ریسک اعتباری و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار				
FF3	۰/۹۵۶۷ (۰/۵۳۹۵)	۰/۰۰۵۰	۰/۹۸۶۵	۱/۱۷۵۶
FF3+ UMT	۰/۸۱۱۴ (۰/۷۵۲۰)	۰/۰۰۴۴	۰/۸۶۳۷	۰/۷۹۱۳
دارایی‌های آزمون سه‌گانه (۳۲ پرتفوی ۴×۴×۲) بر مبانی ویژگی‌های اندازه شرکت، ریسک اعتباری و سرمایه‌گذاری				
FF3	۱/۴۴۸۱ (۰/۰۵۷۷)	۰/۰۰۵۱	۱/۰۰۴۲	۱/۰۴۰۳
FF3+ UMT	۱/۴۰۷۲ (۰/۰۸۷۸)	۰/۰۰۴۷	۰/۹۳۹۵	۰/۸۵۷۹
دارایی‌های آزمون سه‌گانه (۳۲ پرتفوی ۴×۴×۲) بر مبانی ویژگی‌های اندازه شرکت، ریسک اعتباری و سودآوری				
FF3	۱/۰۲۲۵ (۰/۴۴۱۳)	۰/۰۰۷۰	۰/۳۵۲۰	۰/۱۷۵۶
FF3+ UMT	۰/۹۵۴۶ (۰/۵۴۲۱)	۰/۰۰۶۴	۰/۳۱۹۰	۰/۱۴۷۰

بررسی نتایج نشان می‌دهد که در تمامی ترکیب‌های دارایی‌های آزمون، اعم از رتبه‌بندی‌های دوگانه و سه‌گانه، افزودن عامل ریسک اعتباری به مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ، به‌طور معناداری توان توضیحی مدل را ارتقا داده است. در سطح رتبه‌بندی‌های دوگانه، دارایی‌های آزمون بر مبنای ریسک اعتباری و اندازه شرکت تغییرات چشمگیری را نشان می‌دهند. به‌طور خاص، مقدار آماره GRS از ۱/۵۶۵۵ به ۱/۴۹۷۷ کاهش یافته و احتمال متناظر آن از ۰/۰۴۸۰ به ۰/۰۶۶۹ افزایش یافته است. این تغییرات نشان‌دهنده بهبود معنادار آماره و تقویت کفایت آماری مدل است. همچنین میانگین مقادیر قدرمطلق عرض از مبدأ ($|A|\alpha_i|$) از ۰/۶۴۸۰ به ۰/۵۷۶۶کاهش یافته است؛ علاوه‌براین، نسبت پراکندگی مقطعی بازده‌های مازاد توضیح داده نشده دارایی‌های آزمون ($|A|\alpha_i|/|A|\bar{r}_i|$) از ۱/۱۶۸۶ به ۱/۰۳۹۸ و نسبت واریانس مقطعی بازده‌های مازاد توضیح داده نشده دارایی‌های آزمون ($|A|\alpha_i^2|/|A|\bar{r}_i^2|$) از ۱/۵۴۱۵ به ۱/۰۶۰۴ کاهش یافته است. این روند کاهشی به‌وضوح نشان‌دهنده بهبود دقت مدل بسط‌یافته در تبیین بازده سهام می‌باشد. در مجموعه دارایی‌های آزمون بر مبنای ریسک اعتباری و نسبت ارزش دفتری به بازار نیز روند مشابهی مشاهده می‌شود؛ به‌گونه‌ای که مقدار آماره GRS از ۱/۳۷۵۲ به ۱/۳۳۵۵ کاهش یافته و احتمال متناظر آن از ۰/۱۱۷۷ به ۰/۱۴۰۱ افزایش یافته است. هم‌زمان، سایر معیارهای ارزیابی عملکرد مدل نیز کاهش یافته‌اند که بر ارتقای عملکرد مدل دلالت دارند. در دو مجموعه دیگر شامل دارایی‌های آزمون مبتنی بر ریسک اعتباری و سرمایه‌گذاری و همچنین دارایی‌های آزمون مبتنی بر ریسک اعتباری و سودآوری نیز کاهش معیارهای خطا و افزایش احتمال آمارهٔ GRS مشاهده می‌شود که استمرار نقش مثبت عامل ریسک اعتباری را نشان می‌دهند.

در رتبه‌بندی‌های سه‌گانه نیز الگوی ارتقای عملکرد به‌طور پایدار مشاهده می‌شود. در دارایی‌های آزمون بر مبنای اندازه شرکت، ریسک اعتباری و نسبت ارزش دفتری به بازار، مقدار آماره GRS از ۰/۹۵۶۷ به ۰/۸۱۱۴ کاهش یافته و احتمال متناظر آن از ۰/۵۳۹۵ به ۰/۷۵۲۰ افزایش یافته است. همچنین نسبت واریانس مقطعی بازده‌های مازاد توضیح داده نشده دارایی‌های آزمون ($|A|\alpha_i^2|/|A|\bar{r}_i^2|$) از ۱/۱۷۵۶ به ۰/۷۹۱۳ کاهش یافته که دلالت بر بهبود قابل‌توجه دقت مدل دارد. در دو مجموعه دیگر، شامل دارایی‌های آزمون بر مبنای اندازه شرکت، ریسک اعتباری و سرمایه‌گذاری و همچنین دارایی‌های آزمون بر مبنای اندازه شرکت، ریسک اعتباری و سودآوری، نیز کاهش معناداری در معیارهای خطا مشاهده شده است. این تغییرات نشان‌دهنده بهبود عملکرد نسخه بسط‌یافته مدل بر اساس تمام معیارهای ارزیابی عملکرد است.

به‌طور کلی، نتایج جدول ۷ نشان می‌دهد که افزودن عامل ریسک اعتباری به مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ به‌طور پایدار موجب ارتقای کفایت آماری و کاهش معیارهای خطا، در تمامی مجموعه‌های دارایی‌های آزمون می‌شود؛ بنابراین، فرضیه اول پژوهش مبنی بر بهبود عملکرد مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ از طریق افزودن عامل ریسک اعتباری، مورد تأیید قرار می‌گیرد.

نتایج آزمون فرضیهٔ دوم پژوهش

فرضیهٔ دوم پژوهش بیان می‌کند که افزودن عامل ریسک اعتباری به مدل چهارعاملی کارهارت، باعث بهبود عملکرد

مدل در توضیح بازده سهام می‌شود. برای ارزیابی این فرضیه، نتایج عملکرد مدل چهارعاملی کارهـارت (FF4) و نسـخه بسط‌یافته آن با لحاظ عامل ریسک اعتباری (FF4+UMT) در جدول ۸ ارائه شده است.

جدول ۸. نتایج مقایسهٔ عملکرد مدل چهارعاملی کارهارت و نسخه بسط‌یافته آن با افزودن عامل ریسک اعتباری

	GRS	$A\lvert\alpha_i\rvert$	$\frac{A\lvert\alpha_i\rvert}{A\lvert\bar{r}_i\rvert}$	$\frac{A\lvert\alpha_i^2\rvert}{A\lvert\bar{r}_i^2\rvert}$
دارایی‌های آزمون دوگانه (۲۵ پرتفوی ۵×۵) بر مبانی ویژگی‌های ریسک اعتباری و اندازه شرکت				
FF4	۱/۵۴۷۵ (۰/۰۵۲۵)	۰/۵۹۷۳	۱/۰۷۷۱	۱/۲۳۸۵
FF4+ UMT	۱/۴۹۰۰ (۰/۰۶۹۴)	۰/۵۵۲۵	۰/۹۹۵۸	۰/۹۵۵۲
دارایی‌های آزمون دوگانه (۲۵ سبد ۵×۵) بر مبانی ویژگی‌های ریسک اعتباری و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار				
FF4	۱/۲۸۱۶ (۰/۱۷۵۲)	۰/۲۹۱۴	۱/۰۶۷۸	۱/۲۰۱۶
FF4+ UMT	۱/۲۷۶۲ (۰/۱۷۹۱)	۰/۲۷۷۶	۱/۰۱۷۴	۱/۰۷۴۱
دارایی‌های آزمون دوگانه (۲۵ سبد ۵×۵) بر مبانی ویژگی‌های ریسک اعتباری و سرمایه‌گذاری				
FF4	۱/۲۲۸۳ (۰/۲۳۸۰)	۰/۰۷۰۱	۰/۷۵۹۸	۰/۶۸۴۸
FF4+ UMT	۱/۱۹۶۸ (۰/۲۶۴۷)	۰/۰۶۹۵	۰/۷۵۲۸	۰/۶۸۸۰
دارایی‌های آزمون دوگانه (۲۵ سبد ۵×۵) بر مبانی ویژگی‌های ریسک اعتباری و سودآوری				
FF4	۱/۵۵۵۱ (۰/۰۶۲۹)	۰/۰۷۴۶	۱/۰۵۹۳	۱/۰۵۴۲
FF4+ UMT	۱/۴۴۵۶ (۰/۱۰۰۲)	۰/۰۷۱۹	۱/۰۲۰۹	۱/۰۱۷۶
دارایی‌های آزمون سه‌گانه (۳۲ پرتفوی ۴×۴×۲) بر مبانی ویژگی‌های اندازه شرکت، ریسک اعتباری و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار				
FF4	۰/۸۷۰۹ (۰/۶۶۷۷)	۰/۰۰۵۰	۰/۹۹۴۳	۱/۰۲۷۸
FF4+ UMT	۰/۷۹۴۱ (۰/۷۷۴۸)	۰/۰۰۴۷	۰/۹۲۴۵	۰/۸۲۳۰
دارایی‌های آزمون سه‌گانه (۳۲ پرتفوی ۴×۴×۲) بر مبانی ویژگی‌های اندازه شرکت، ریسک اعتباری و سرمایه‌گذاری				
FF4	۱/۴۳۴۴ (۰/۰۷۶۴)	۰/۰۰۵۳	۱/۰۵۳۴	۱/۰۳۸۲
FF4+ UMT	۱/۴۲۰۱ (۰/۰۸۲۳)	۰/۰۰۵۲	۱/۰۲۴۸	۰/۹۳۰۳
دارایی‌های آزمون سه‌گانه (۳۲ پرتفوی ۴×۴×۲) بر مبانی ویژگی‌های اندازه شرکت، ریسک اعتباری و سودآوری				
FF4	۱/۰۴۰۰ (۰/۴۱۶۶)	۰/۰۰۷۵	۰/۳۷۵۲	۰/۱۹۳۵
FF4+ UMT	۰/۹۷۸۹ (۰/۵۰۵۴)	۰/۰۰۶۸	۰/۳۳۹۳	۰/۱۶۰۳

بررسی نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که در تمامی ترکیب‌های دارایی‌های آزمون اعم از رتبه‌بندی‌های دوگانه و سه‌گانه، افزودن عامل ریسک اعتباری به مدل چهارعاملی کارهارت، موجب ارتقای کفایت آماری و کاهش معیارهای خطای مدل شده است. در سطح رتبه‌بندی‌های دوگانه، در دارایی‌های آزمون بر مبنای ریسک اعتباری و اندازه شرکت، شواهد قابل‌توجهی از بهبود عملکرد مدل مشاهده می‌شود. در این مجموعه، مقدار آماره GRS از ۱/۵۴۷۵ به ۱/۴۹۰۰ کاهش یافته و احتمال متناظر آن از ۰/۰۵۲۵ به ۰/۰۶۹۴ افزایش یافته است. این تغییر بیانگر افزایش قدرت توضیحی این مدل در تبیین تفاوت بازده سهام است. همچنین، سایر معیارهای ارزیابی عملکرد، از جمله آماره‌های ($|A|\alpha_i|$)، ($|A|\alpha_i|/|A|\bar{r}_i|$) و ($|A|\alpha_i^2|/|A|\bar{r}_i^2|$) نیز کاهش یافته‌اند که این امر به وضوح نشان‌دهنده بهبود دقت و کارایی مدل چهارعاملی بسط‌یافته با لحاظ کردن عامل ریسک اعتباری است. در دارایی‌های آزمون بر مبنای ریسک اعتباری و نسبت ارزش دفتری به بازار نیز روند مشابهی مشاهده می‌شود. به‌طور مشخص، مقدار آماره GRS از ۱/۲۸۱۶ به ۱/۲۷۶۲ کاهش یافته و احتمال متناظر آن از ۰/۱۷۵۲ به ۰/۱۷۹۱ افزایش یافته است. به‌طور هم‌زمان، میانگین مقادیر قدرمطلق عرض از مبدأ ($|A|\alpha_i|$) و دیگر معیارهای خطا نیز کاهش یافته‌اند که بیانگر ارتقای عملکرد مدل است. در دو مجموعه دیگر، شامل دارایی‌های آزمون بر مبنای ریسک اعتباری و سرمایه‌گذاری و همچنین دارایی‌های آزمون بر مبنای ریسک اعتباری و سودآوری، نیز کاهش معناداری در معیارهای خطا مشاهده شده است که نشان‌دهنده بهبود عملکرد نسخه بسط‌یافته مدل بر اساس تمام معیارهای ارزیابی عملکرد است.

در رتبه‌بندی‌های سه‌گانه نیز الگوی ارتقای عملکرد مدل به‌وضوح مشاهده می‌شود. برای نمونه، در پرتفوی‌های بر مبنای اندازه شرکت، ریسک اعتباری و نسبت ارزش دفتری به بازار، مقدار آماره GRS از ۰/۸۷۰۹ به ۰/۷۹۴۱ کاهش یافته و احتمال متناظر آن از ۰/۶۶۷۷ به ۰/۷۷۴۸ افزایش یافته است. علاوه‌براین، میانگین مقادیر قدرمطلق عرض از مبدأ ($|A|\alpha_i|$) از ۰/۰۰۵۰ به ۰/۰۰۴۷کاهش یافته است؛ همچنین، نسبت پراکندگی مقطعی بازده‌های مازاد توضیح داده نشده دارایی‌های آزمون ($|A|\alpha_i|/|A|\bar{r}_i|$) از ۰/۹۹۴۳ به ۰/۹۲۴۵ و نسبت واریانس مقطعی بازده‌های مازاد توضیح داده نشده دارایی‌های آزمون ($|A|\alpha_i^2|/|A|\bar{r}_i^2|$) از ۱/۰۲۷۸ به ۰/۸۲۳۰ کاهش یافته است. در دو مجموعه دیگر، شامل دارایی‌های آزمون مبتنی بر اندازه شرکت، ریسک اعتباری و سرمایه‌گذاری و همچنین دارایی‌های آزمون مبتنی بر اندازه شرکت، ریسک اعتباری و سودآوری، نیز معیارهای خطای مدل کاهش یافته‌اند که این امر نشان‌دهنده بهبود عملکرد مدل در تبیین بازده سهام با در نظر گرفتن عامل ریسک اعتباری است.

به‌طور کلی، نتایج جدول ۸ حاکی از آن است که افزودن عامل ریسک اعتباری به مدل چهارعاملی کارهارت در تمامی مجموعه‌های دارایی‌های آزمون، موجب کاهش آماره GRS، افزایش احتمال متناظر آن و کاهش معیارهای خطا می‌شود. بر این اساس، فرضیه دوم پژوهش مبنی بر بهبود عملکرد مدل چهارعاملی کارهارت با افزودن عامل ریسک اعتباری مورد تأیید قرار می‌گیرد.

نتایج آزمون فرضیهٔ سوم پژوهش

فرضیه سوم تحقیق بیان می‌کند که افزودن عامل ریسک اعتباری به مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ، باعث بهبود عملکرد

مدل در توضیح بازده سهام می‌شود. برای ارزیابی این فرضیه، نتایج عملکرد مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ (FF5) و نسخه بسط‌یافته آن شامل عامل ریسک اعتباری (FF5+UMT) در جدول ۹ ارائه شده است.

جدول ۹. نتایج مقایسهٔ عملکرد مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ و نسخه بسط‌یافته آن با افزودن عامل ریسک اعتباری

	GRS	$A\|\alpha_i\|$	$\frac{A\|\alpha_i\|}{A\|\bar{r}_i\|}$	$\frac{A\|\alpha_i^2\|}{A\|\bar{r}_i^2\|}$
دارایی‌های آزمون دوگانه (۲۵ پرتفوی ۵×۵) بر مبانی ویژگی‌های ریسک اعتباری و اندازه شرکت				
FF5	۱/۶۱۱۳ (۰/۰۳۸۱)	۰/۵۴۷۲	۰/۹۸۶۸	۰/۸۴۹۸
FF5+ UMT	۱/۵۴۵۰ (۰/۰۵۳۲)	۰/۴۵۲۸	۰/۸۱۶۵	۰/۴۲۵۰
دارایی‌های آزمون دوگانه (۲۵ سبد ۵×۵) بر مبانی ویژگی‌های ریسک اعتباری و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار				
FF5	۱/۴۵۹۸ (۰/۰۸۰۰)	۰/۳۱۶۸	۱/۱۶۱۰	۱/۵۴۱۷
FF5+ UMT	۱/۴۱۲۹ (۰/۰۹۹۳)	۰/۲۹۲۰	۱/۰۷۰۱	۱/۳۲۹۴
دارایی‌های آزمون دوگانه (۲۵ سبد ۵×۵) بر مبانی ویژگی‌های ریسک اعتباری و سرمایه‌گذاری				
FF5	۱/۲۰۰۰ (۰/۲۶۱۹)	۰/۰۷۶۸	۰/۸۳۲۳	۰/۷۹۳۱
FF5+ UMT	۱/۱۹۵۰ (۰/۲۶۶۳)	۰/۰۷۵۵	۰/۸۱۸۶	۰/۷۸۵۸
دارایی‌های آزمون دوگانه (۲۵ سبد ۵×۵) بر مبانی ویژگی‌های ریسک اعتباری و سودآوری				
FF5	۱/۶۹۹۰ (۰/۰۳۲۹)	۰/۰۷۶۲	۱/۰۸۱۳	۱/۱۴۸۴
FF5+ UMT	۱/۶۳۴۱ (۰/۰۴۴۳)	۰/۰۷۴۷	۱/۰۶۰۰	۱/۱۴۷۶
دارایی‌های آزمون سه‌گانه (۳۲ پرتفوی ۲×۴×۴) بر مبانی ویژگی‌های اندازه شرکت، ریسک اعتباری و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار				
FF5	۱/۱۲۱۴ (۰/۳۱۴۹)	۰/۰۰۵۲	۱/۰۲۱۷	۱/۳۵۷۰
FF5+ UMT	۰/۹۴۹۸ (۰/۵۴۹۸)	۰/۰۰۴۴	۰/۸۶۶۲	۰/۹۳۵۷
دارایی‌های آزمون سه‌گانه (۳۲ پرتفوی ۲×۴×۴) بر مبانی ویژگی‌های اندازه شرکت، ریسک اعتباری و سرمایه‌گذاری				
FF5	۱/۶۳۴۶ (۰/۰۲۵۵)	۰/۰۰۵۳	۱/۰۴۷۸	۱/۱۷۷۳
FF5+ UMT	۱/۵۳۳۸ (۰/۰۴۵۰)	۰/۰۰۵۱	۱/۰۴۷۷	۰/۹۹۸۶
دارایی‌های آزمون سه‌گانه (۳۲ پرتفوی ۲×۴×۴) بر مبانی ویژگی‌های اندازه شرکت، ریسک اعتباری و سودآوری				
FF5	۱/۰۲۵۶ (۰/۴۳۶۹)	۰/۰۰۷۴	۰/۳۷۲۵	۰/۱۸۸۲
FF5+ UMT	۰/۹۵۰۱ (۰/۵۴۸۹)	۰/۰۰۶۷	۰/۳۳۶۵	۰/۱۵۴۸

نتایج نشان می‌دهند که در تمامی ترکیب‌های دارایی‌های آزمون مورد بررسی، اعم از رتبه‌بندی‌های دوگانه و سه‌گانه، افزودن عامل ریسک اعتباری به مدل منجر به کاهش آماره GRS، افزایش احتمال متناظر آن و کاهش سایر معیارهای خطای مدل شده است. در سطح رتبه‌بندی‌های دوگانه، دارایی‌های آزمون بر مبنای ریسک اعتباری و اندازه شرکت تغییرات آماری قابل ملاحظه‌ای را نشان می‌دهند. در این مجموعه، مقدار آماره GRS از ۱/۶۱۱۳ به ۱/۵۴۵۰ کاهش یافته و احتمال متناظر آن از ۰/۰۳۸۱ به ۰/۰۵۳۲ افزایش یافته است. علاوه‌براین، میانگین مقادیر قدرمطلق عرض از مبدأ ($|\alpha_i|A$) از ۰/۵۴۷۲ به ۰/۴۵۲۸ کاهش پیدا کرده و نسبت‌های پراکندگی و واریانس مقطعی بازده‌های مازاد توضیح داده نشده نیز به‌ترتیب از ۰/۹۸۶۸ و ۰/۸۴۹۸ در مدل پایه به ۰/۸۱۶۵ و ۰/۴۲۵۰ در مدل بسط یافته کاهش یافته‌اند. این تغییرات نشان‌دهنده ارتقای قابل توجه کفایت آماری و توان توضیحی مدل بسطیافته است. در دارایی‌های آزمون بر مبنای ریسک اعتباری و نسبت ارزش دفتری به بازار نیز تغییرات مشابهی مشاهده می‌شود. به‌طور مشخص، مقدار آماره GRSاز ۱/۴۵۹۸ به ۱/۴۱۲ کاهش یافته و احتمال متناظر آن از ۰/۰۸۰۰ به ۰/۰۹۹۳ افزایش یافته است. علاوه‌براین، میانگین قدرمطلق آلفا از ۰/۳۱۶۸ به ۰/۲۹۲۰ کاهش یافته و نسبت‌های پراکندگی و واریانس مقطعی بازده‌های مازاد توضیح داده نشده نیز کاهش یافته‌اند. این نتایج نشان‌دهنده بهبود عملکرد مدل بسط‌یافته بر اساس تمام معیارهای ارزیابی عملکرد مدل است. همچنین، در دو مجموعه دیگر از دارایی‌های آزمون، شامل دارایی‌های آزمون مبتنی بر ریسک اعتباری و سرمایه‌گذاری و همچنین دارایی‌های آزمون مبتنی بر ریسک اعتباری و سودآوری، کاهش معناداری در معیارهای خطا مشاهده شده است. این تغییرات به‌وضوح بهبود عملکرد نسخه بسط‌یافتهٔ مدل را نشان می‌دهد.

در سطح رتبه‌بندی‌های سه‌گانه نیز نتایج نشان‌دهنده بهبود قابل‌توجه عملکرد مدل بسط‌یافته است. به‌طور خاص، در دارایی‌های آزمون بر مبنای اندازه شرکت، ریسک اعتباری و نسبت ارزش دفتری به بازار، مقدار آماره GRS از ۱/۱۲۱۴ به ۰/۹۴۹۸ کاهش یافته و احتمال متناظر آن از ۰/۳۱۴۹ به ۰/۵۴۹۸ افزایش یافته است. همچنین، نسبت واریانس مقطعی بازده‌های مازاد توضیح داده نشده با کاهش قابل‌توجهی از ۱/۳۵۷۰ به ۰/۹۳۵۷ همراه بوده است. در دو مجموعه دیگر شامل دارایی‌های آزمون بر مبنای اندازه شرکت، ریسک اعتباری و سرمایه‌گذاری و نیز دارایی‌های آزمون بر مبنای اندازه شرکت، ریسک اعتباری و سودآوری، نیز کاهش معیارهای خطا مشاهده شده که این امر به‌وضوح بهبود عملکرد مدل با در نظر گرفتن عامل ریسک اعتباری را تأیید می‌کند.

به‌طورکلی، نتایج جدول ۹ نشان می‌دهد که افزودن عامل ریسک اعتباری به مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ به‌طور پایدار موجب بهبود کفایت آماری و کاهش معیارهای خطا شده است. ازاین‌رو، فرضیه سوم پژوهش مبنی بر ارتقای عملکرد مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ با افزودن عامل ریسک اعتباری تأیید می‌شود.

نتایج آزمون فرضیهٔ چهارم پژوهش

فرضیه چهارم پژوهش بیان می‌کند که افزودن عامل ریسک اعتباری به مدل شش‌عاملی فاما و فرنچ موجب بهبود عملکرد آن در تبیین بازده سهام می‌شود. به‌منظور ارزیابی این فرضیه، نتایج عملکرد مدل شش‌عاملی فاما و فرنچ (FF6) با نسخه بسط‌یافته آن شامل عامل ریسک اعتباری (FF6+UMT) در جدول ۱۰ ارائه شده است.

جدول ۱۰. نتایج مقایسهٔ عملکرد مدل شش‌عاملی فاما و فرنچ و نسخه بسط‌یافته آن با افزودن عامل ریسک اعتباری

	GRS	$\mathrm{A}\lvert\alpha_i\rvert$	$\frac{\mathrm{A}\lvert\alpha_i\rvert}{\mathrm{A}\lvert\bar{r}_i\rvert}$	$\frac{\mathrm{A}\lvert\alpha_i^2\rvert}{\mathrm{A}\lvert\bar{r}_i^2\rvert}$
دارایی‌های آزمون دوگانه (۲۵ پرتفوی ۵×۵) بر مبانی ویژگی‌های ریسک اعتباری و اندازه شرکت				
FF6	۱/۶۰۷۸ (۰/۰۳۸۸)	۰/۵۲۸۱	۰/۹۵۲۳	۰/۷۶۹۱
FF6+ UMT	۱/۵۴۵۲ (۰/۰۵۳۱)	۰/۴۴۸۹	۰/۸۰۹۵	۰/۴۱۹۶
دارایی‌های آزمون دوگانه (۲۵ سبد ۵×۵) بر مبانی ویژگی‌های ریسک اعتباری و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار				
FF6	۱/۴۰۱۶ (۰/۱۰۴۶)	۰/۳۰۵۷	۱/۱۲۰۳	۱/۵۰۵۴
FF6+ UMT	۱/۳۸۱۸ (۰/۱۰۵۰)	۰/۲۸۸۶	۱/۰۵۷۶	۱/۳۳۱۲
دارایی‌های آزمون دوگانه (۲۵ سبد۵×۵) بر مبانی ویژگی‌های ریسک اعتباری و سرمایه‌گذاری				
FF6	۱/۳۲۳۴ (۰/۱۶۹۸)	۰/۰۷۶۱	۰/۸۲۴۸	۰/۷۸۳۳
FF6+ UMT	۱/۳۰۴۲ (۰/۱۸۲۱)	۰/۰۷۵۵	۰/۸۱۸۴	۰/۷۶۸۲
دارایی‌های آزمون دوگانه (۲۵ سبد ۵×۵) بر مبانی ویژگی‌های ریسک اعتباری و سودآوری				
FF6	۱/۹۰۳۱ (۰/۰۱۲۵)	۰/۰۷۸۰	۱/۱۰۸۰	۱/۲۲۲۲
FF6+ UMT	۱/۸۰۲۱ (۰/۰۲۰۳)	۰/۰۷۵۹	۱/۰۷۷۱	۱/۱۹۷۷
دارایی‌های آزمون سه‌گانه (۳۲ پرتفوی ۴×۴×۲) بر مبانی ویژگی‌های اندازه شرکت، ریسک اعتباری و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار				
FF6	۱/۰۵۸۹ (۰/۳۹۳۶)	۰/۰۰۵۱	۱/۰۰۸۵	۱/۲۴۵۶
FF6+ UMT	۰/۹۳۵۹ (۰/۵۷۰۶)	۰/۰۰۴۵	۰/۸۹۱۳	۰/۹۳۷۴
دارایی‌های آزمون سه‌گانه (۳۲ پرتفوی ۴×۴×۲) بر مبانی ویژگی‌های اندازه شرکت، ریسک اعتباری و سرمایه‌گذاری				
FF6	۱/۵۷۶۲ (۰/۰۳۵۶)	۰/۰۰۵۴	۱/۰۶۴۰	۱/۱۶۹۵
FF6+ UMT	۱/۵۲۰۹ (۰/۰۴۸۳)	۰/۰۰۵۳	۱/۰۳۹۷	۰/۰۱۹۷
دارایی‌های آزمون سه‌گانه (۳۲ پرتفوی ۴×۴×۲) بر مبانی ویژگی‌های اندازه شرکت، ریسک اعتباری و سودآوری				
FF6	۱/۰۵۵۶ (۰/۳۹۵۰)	۰/۰۰۷۸	۰/۳۹۱۵	۰/۲۰۱۵
FF6+ UMT	۰/۹۶۲۶ (۰/۵۳۰۰)	۰/۰۰۶۷	۰/۳۳۸۰	۰/۱۵۵۲

تحلیل نتایج نشان می‌دهد که در تمامی مجموعه‌های دارایی آزمون، اعم از رتبه‌بندی‌های دوگانه و سه‌گانه، افزودن عامل ریسک اعتباری با کاهش آماره GRS، افزایش احتمال متناظر آن و کاهش سایر معیارهای خطای مدل همراه بوده است. در سطح رتبه‌بندی‌های دوگانه، دارایی‌های آزمون بر مبنای ریسک اعتباری و اندازه شرکت تغییرات محسوسی نشان می‌دهند. در این مجموعه، مقدار آمارهٔ GRS از ۱/۶۰۷۸ به ۱/۵۴۵۲ کاهش یافته و احتمال متناظر آن از ۰/۰۳۸۸ به ۰/۰۵۳۱ افزایش یافته است. میانگین قدرمطلق عرض از مبدأ ($|A|\alpha_i|$) از ۰/۵۲۸۱ به ۰/۴۴۸۹ کاهش یافته و نسبت‌های پراکندگی و واریانس مقطعی بازده‌های مازاد توضیح داده نشده نیز به‌ترتیب از ۰/۹۵۲۳ و ۰/۷۶۹۱ به ۰/۸۰۹۵ و ۰/۴۱۹۶ کاهش یافته‌اند. این تغییرات حاکی از بهبود کفایت آماری و توان توضیحی نسخه بسط‌یافته مدل است. در دارایی‌های آزمون بر مبنای ریسک اعتباری و نسبت ارزش دفتری به بازار، مقدار آماره GRS از ۱/۴۰۱۶ به ۱/۳۸۱۸ کاهش یافته و احتمال متناظر آن از ۰/۱۰۴۶ به ۰/۱۰۵۰ افزایش یافته است. به‌طور هم‌زمان، سایر معیارهای خطا نیز کاهش یافته‌اند که به بهبود عملکرد مدل اشاره دارند. در دو مجموعه دیگر از دارایی‌های آزمون، شامل دارایی‌های آزمون مبتنی بر ریسک اعتباری و سرمایه‌گذاری، و همچنین دارایی‌های آزمون مبتنی بر ریسک اعتباری و سودآوری، کاهش قابل توجهی در معیارهای خطا مشاهده شده است. این تغییرات نشان‌دهنده بهبود قابل ملاحظه عملکرد نسخه بسط‌یافته مدل است.

در رتبه‌بندی‌های سه‌گانه نیز الگوی بهبود عملکرد مدل همچنان پایدار بوده است. در دارایی‌های آزمون بر مبنای اندازه شرکت، ریسک اعتباری و نسبت ارزش دفتری به بازار، مقدار آماره GRS از ۱/۰۵۸۹ به ۰/۹۳۵۹ کاهش یافته و احتمال متناظر آن از ۰/۳۹۳۶ به ۰/۵۷۰۶ افزایش یافته است. علاوه‌براین، مقادیر قدرمطلق عرض از مبدأ ($|A|\alpha_i|$) از ۰/۰۰۵۱ به ۰/۰۰۴۵کاهش یافته است؛ همچنین، نسبت پراکندگی مقطعی بازده‌های مازاد توضیح داده نشده دارایی‌های آزمون ($|A|\alpha_i|/ A|\bar{r}_i|$) از ۱/۰۰۸۵ به ۰/۸۹۱۳ و نسبت واریانس مقطعی بازده‌های مازاد توضیح داده نشده دارایی‌های آزمون ($|A|\alpha_i^2|/ A|\bar{r}_i^2|$) از ۱/۲۴۵۶ به ۰/۹۳۷۴ کاهش یافته است. در دو مجموعه دیگر شامل دارایی‌های آزمون بر مبنای اندازه شرکت، ریسک اعتباری و سرمایه‌گذاری و همچنین دارایی‌های آزمون بر مبنای اندازه شرکت، ریسک اعتباری و سودآوری نیز معیارهای خطای مدل کاهش یافته‌اند که به بهبود عملکرد مدل با لحاظ عامل ریسک اعتباری اشاره دارد. به‌طور کلی، نتایج جدول ۱۰ نشان می‌دهند که افزودن عامل ریسک اعتباری به مدل شش‌عاملی فاما و فرنچ به‌طور پایدار موجب کاهش آماره GRS، افزایش احتمال متناظر آن و کاهش سایر معیارهای خطا در تمامی مجموعه دارایی‌های آزمون شده است. بنابراین، فرضیه چهارم پژوهش مبنی بر ارتقای توان توضیحی مدل شش‌عاملی فاما و فرنچ از طریق لحاظ عامل ریسک اعتباری تأیید می‌شود.

جمع‌بندی نهایی نتایج آزمون فرضیات پژوهش نشان می‌دهد که افزودن عامل ریسک اعتباری به مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی، به‌طور معناداری دقت و توان توضیح‌دهندگی این مدل‌ها را در تبیین بازده سهام افزایش می‌دهد. بر این اساس، عامل ریسک اعتباری از ظرفیت تبیینی قابل‌توجهی در ساختار بازده سهام برخوردار بوده و می‌تواند به‌عنوان عاملی مکمل در کنار متغیرهای سنتی، نقشی مؤثر در بهبود دقت مدل‌های قیمت‌گذاری ایفا کند.

آزمون استحکام نتایج با استفاده از آزمون فاما ـ مکبث

در ادامه به‌منظور بررسی دقیق‌تر قابلیت پیش‌بینی بازده مازاد مقطعی توسط بارهای عاملی مرتبط با عامل ریسک اعتباری، از روش رگرسیون دومرحله‌ای فاما ـ مکبث (۱۹۷۳) بهره گرفته شده است. در این راستا، قیمت ریسک عوامل مدل شش‌عاملی بسط‌یافته با عامل ریسک اعتباری (FF6+UMT) در بازار سرمایه ایران برآورد شده است. این تحلیل در ابتدا در سطح سهام‌های منفرد انجام شده است، اما با توجه به احتمال بروز خطای تخمین در برآورد بارهای عاملی در سطح تک سهمی، بررسی‌ها در سطح پرتفوی‌ها نیز صورت‌گرفته است. برای این منظور، دو گروه از پرتفوی‌های مرتب‌سازی شده شامل ۲۵ پرتفوی تشکیل‌شده بر اساس ویژگی‌های ریسک اعتباری و اندازه شرکت و ۳۲ پرتفوی تشکیل‌شده بر مبنای ویژگی‌های اندازه شرکت، ریسک اعتباری و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام (B/M) نیز مورد تحلیل قرار گرفتند. نتایج حاصل از این تحلیل در جدول ۱۱ ارائه شده است.

جدول ۱۱. نتایج آزمون رگرسیون فاما – مکبث

متغیر	MKT	SMB	HML	RMW	CMA	MOM	UMT
سهام‌های منفرد							
میانگین ضرایب ($\bar{\gamma}$)	۰/۳۷۵۰	۰/۳۷۵۹	۰/۴۲۰۰	۰/۵۹۶۷	۰/۵۴۶۲	۰/۴۷۵۲	۰/۵۲۲۹
آمارهٔ t	۴/۶۶۴۶	۳/۳۸۰۳	۴/۰۱۸	۳/۸۶۲۵	۳/۹۴۲۹	۳/۷۸۵۰	۳/۸۴۷۸
ارزش احتمال فرکانسی	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۱
ارزش احتمال بیزین	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۳۲	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۰۶
دارایی‌های آزمون دوگانه (۲۵ پرتفوی ۵ ×۵) بر مبانی ویژگی‌های ریسک اعتباری و اندازه شرکت							
میانگین ضرایب ($\bar{\gamma}$)	۰/۴۱۹۶	۰/۴۶۸۷	۰/۴۷۲۰	۰/۶۲۱۹	۰/۶۰۲۶	۰/۵۱۱۹	۰/۵۹۴۷
آمارهٔ t	۲/۳۵۷۸	۲/۹۵۴۶	۲/۶۰۱۶	۲/۹۶۶۸	۲/۸۱۴۶	۳/۰۳۶۹	۳/۰۶۱۳
ارزش احتمال فرکانسی	۰/۰۱۹۶	۰/۰۰۳۶	۰/۰۱۰۲	۰/۰۰۳۵	۰/۰۰۵۵	۰/۰۰۲۸	۰/۰۰۲۶
ارزش احتمال بیزین	۰/۰۵۸۴	۰/۰۱۲۵	۰/۰۳۲۷	۰/۰۱۲۱	۰/۰۱۸۶	۰/۰۰۹۸	۰/۰۰۹۱
دارایی‌های آزمون سه‌گانه (۳۲ پرتفوی ۴ ×۴ ×۲) بر مبانی ویژگی‌های اندازه شرکت، ریسک اعتباری و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار							
میانگین ضرایب ($\bar{\gamma}$)	۰/۲۶۴۸	۰/۳۲۰۱	۰/۳۴۳۵	۰/۴۸۹۷	۰/۴۵۹۳	۰/۴۱۳۹	۰/۴۲۹۹
آمارهٔ t	۳/۳۸۴۰	۳/۴۹۳۹	۳/۵۵۸۶	۳/۳۴۸۰	۳/۵۶۲۲	۳/۴۵۵۹	۳/۵۲۸۴
ارزش احتمال فرکانسی	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۱۰	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۰۵
ارزش احتمال بیزین	۰/۰۰۳۲	۰/۰۰۲۲	۰/۰۰۱۷	۰/۰۰۳۶	۰/۰۰۱۷	۰/۰۰۲۵	۰/۰۰۱۹

نتایج تحلیل حاکی از آن است که میانگین ضریب بارهای عاملی ریسک اعتباری (UMT) که می‌توان آن را به‌عنوان صرف ریسک هر واحد عامل ریسک اعتباری نیز تفسیر کرد، در سهام‌های منفرد برابر با ۰/۵۲۲۹ درصد است و این مقدار در سطح احتمال فرکانسی ۱درصد معنادار است. این ضریب مثبت و معنادار نشان‌دهندهٔ آن است که عامل

ریسک اعتباری، توانایی پیش‌بینی بازده مازاد آینده را حتی پس از کنترل اثر سایر عوامل نظیر MKT، SMB، HML، CMA، RMW و MOM دارد. به عبارت دیگر، هرچه میزان مواجهه یک شرکت با عامل ریسک اعتباری بیشتر باشد، بازده مازاد بالاتری نیز برای آن شرکت پیش‌بینی می‌شود. علاوه‌براین، نتایج احتمال بیزین به‌طور معناداری فرضیه صفر مبنی بر عدم قیمت‌گذاری ریسک اعتباری را رد می‌کند. در تحلیل پرتفوی‌های رتبه‌بندی دوگانه و سه‌گانه نیز میانگین ضرایب بارهای عاملی، به‌ترتیب برابر ۰/۵۹۴۷ درصد و ۰/۴۱۳۹ درصد بوده است که همچنان از لحاظ آماری معنادار است. این یافته‌ها به‌وضوح نشان می‌دهند که پذیرش ریسک اعتباری مستلزم صرف ریسک مثبت بوده و این عامل را می‌توان به‌عنوان یک متغیر بنیادین و سیستماتیک در فرایند قیمت‌گذاری دارایی‌ها در بازار سرمایه ایران معرفی کرد.

بحث و نتیجه‌گیری

ریسک اعتباری، به‌عنوان یکی از عوامل بنیادین در تحلیل بازارهای مالی، به‌دلیل ارتباط ساختاری آن با چرخه‌های اقتصادی، نوسان‌های کلان مالی و سرایت نکول در سیستم بانکی و اعتباری، ماهیتی سیستماتیک و تنوع‌ناپذیر دارد. مطابق با نظریهٔ قیمت‌گذاری دارایی‌ها، عوامل ریسکی که قابلیت تنوع‌بخشی نداشته باشند، باید در مدل‌های عاملی لحاظ شوند و دارای صرف ریسک باشند. با این حال، بسیاری از مدل‌های متداول قیمت‌گذاری دارایی‌ها، از جمله مدل‌های عاملی سنتی نظیر مدل‌های عاملی فاما و فرنچ، این متغیر را در تحلیل‌های خود لحاظ نکرده‌اند.

پژوهش حاضر، با هدف بررسی نقش ریسک اعتباری در تبیین بازده سهام و سنجش میزان اثرگذاری آن در بهبود عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری، از مدل گسک به‌عنوان چارچوبی پیشرفته برای محاسبه احتمال نکول و تشکیل عامل ریسک اعتباری بهره برده است. بر اساس این چارچوب، عامل ریسک اعتباری، بر اساس تفاوت بازدهی شرکت‌های دارای احتمال نکول بالا و پایین تعریف و به مدل‌های چندعاملی قیمت‌گذاری دارایی‌ها افزوده شد. یافته‌های این پژوهش، از ابعاد گوناگون، بر اهمیت بنیادین ریسک اعتباری در تبیین بازده سهام و ارتقای کارایی مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌ها دلالت دارد.

نخست، آزمون رگرسیون پوششی نشان داد که عامل ریسک اعتباری حاوی اطلاعات مستقل و معناداری است که توسط سایر عوامل موجود در مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌ها توضیح‌پذیر نیست. این یافته، بر اهمیت لحاظ‌کردن عامل ریسک اعتباری در مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌ها تأکید دارد؛ زیرا حذف آن می‌تواند به برآوردهای نادرست و ناکارآمدی مدل‌های قیمت‌گذاری منجر شود. این یافته‌ها با نتایج مطالعات خان و تران (۲۰۲۳)، لی و لین (۲۰۲۱)، فریوالد و همکاران (۲۰۱۴)، هوانگ و همکاران (۲۰۱۰) و واسالو و زینگ (۲۰۰۴) هم‌راستا است.

در گام دوم، مقایسهٔ عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها در این پژوهش نشان داد که افزودن عامل ریسک اعتباری به مدل‌های سه‌عاملی فاما و فرنچ، چهارعاملی کارهارت، پنج‌عاملی و شش‌عاملی فاما و فرنچ، به‌طور معناداری دقت این مدل‌ها را در توضیح تفاوت بازده دارایی‌های آزمون افزایش می‌دهد. کاهش معنادار مقادیر میانگین قدرمطلق عرض از مبدأ و نسبت‌های پراکندگی و واریانس مقطعی بازده‌های مازاد توضیح داده‌نشده دارایی‌های آزمون، نشان‌دهندهٔ

بهبود توان توضیحی مدل‌های بسط‌یافته با عامل ریسک اعتباری است. این شواهد حاکی از آن است که ریسک اعتباری به‌عنوان یک عامل سیستماتیک در بازار سرمایهٔ ایران ایفای نقش می‌کند. به‌بیان دیگر، مدل‌هایی که فاقد این متغیر باشند، توان تبیینی مناسبی نسبت به رفتار بازده سهام نخواهند داشت. دلایل بروز این وضعیت را می‌توان در وابستگی گستردهٔ شرکت‌های ایرانی به تأمین مالی از طریق بدهی، فقدان استانداردهای شفاف در افشای اطلاعات اعتباری و هم‌بستگی ساختاری بالا میان شرکت‌ها جست‌وجو کرد. چنین شرایطی سبب می‌شود که شوک‌های اعتباری، اثرهای هم‌زمان و فراگیری در بازار ایجاد کنند و به نوسان‌های سیستماتیک در بازده دارایی‌ها منجر شوند؛ بنابراین با توجه به ساختار خاص بازارهای مالی در ایران، ریسک اعتباری از سطح خاص شرکتی فراتر می‌رود و آثار آن در سطح کلان و به‌صورت سیستماتیک بروز می‌یابد؛ به همین دلیل، در قیمت‌گذاری دارایی‌ها، باید اثرهای فراگیر آن مدنظر قرار گیرد. این یافته‌ها نیز با مطالعات خان و تران (۲۰۲۳)، لی و لین (۲۰۲۱)، فریوالد و همکاران (۲۰۱۴) و هوانگ و همکاران (۲۰۱۰) هم‌راستا است و بر نقش معنادار ریسک اعتباری در بهبود عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی تأکید دارد.

در نهایت، نتایج آزمون دومرحله‌ای فاما ـ مکبث حاکی از آن بود که میانگین ضرایب عامل ریسک اعتباری مثبت و معنادار است که وجود صرف ریسک برای این عامل در بازار سرمایهٔ ایران را نشان می‌دهد. به‌عبارتی، سرمایه‌گذاران برای پذیرش سطح بالاتری از ریسک اعتباری، انتظار دریافت بازده بیشتری دارند. این یافته به‌طور تجربی فرضیهٔ وجود پاداش ریسک برای ریسک اعتباری را تأیید می‌کند و با نتایج مطالعات لی و سان (۲۰۲۳)، لی و لین (۲۰۲۱)، آرتز و همکاران (۲۰۱۸)، چاوا و پورناناندام (۲۰۱۰) و واسالو و زینگ (۲۰۰۴) هم‌سو است. در این چارچوب، می‌توان نتیجه گرفت که ریسک اعتباری، به‌مثابهٔ ریسک سیستماتیک، در فرایند قیمت‌گذاری دارایی‌ها منعکس می‌شود و قابلیت تنوع‌بخشی ندارد که منشأ آن را باید در ساختار نهادی و ویژگی‌های خاص بازار مالی ایران جست‌وجو کرد. افزون‌براین، نتایج تحلیل‌های مبتنی بر احتمال بیزی نیز فرضیهٔ صفر مبنی بر عدم قیمت‌گذاری این عامل را رد و اهمیت آن را در مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌ها تأیید کرد.

با توجه به نتایج این پژوهش، پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی، چارچوب‌های نظارتی کارآمدتری را برای شناسایی، اندازه‌گیری و مدیریت ریسک اعتباری در نظام مالی تدوین کنند. ایجاد استانداردهای شفاف‌تر برای افشای اطلاعات نکول و وضعیت اعتباری شرکت‌ها، می‌تواند دقت مدل‌های قیمت‌گذاری را افزایش دهد و از عدم تقارن اطلاعاتی در بازارهای مالی جلوگیری کند. همچنین، به سرمایه‌گذاران توصیه می‌شود که ریسک اعتباری را به‌عنوان یکی از عوامل کلیدی در تحلیل بازده سهام در نظر بگیرند؛ زیرا یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که این متغیر نه‌تنها یک عامل سیستماتیک است، بلکه صرف ریسک مثبتی دارد و در بازار سرمایه ایران قیمت‌گذاری می‌شود. ازاین‌رو، عدم لحاظ آن در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری، می‌تواند به برآوردهای نادرست از بازده مورد انتظار و افزایش ریسک پرتفوی منجر شود. به‌ویژه، سرمایه‌گذاران نهادی و مدیران پرتفوی، می‌توانند با بهره‌گیری از مدل‌های پیشرفته‌ای مانند مدل گسک، ارزیابی دقیق‌تری از احتمال نکول شرکت‌ها داشته باشند و استراتژی‌های سرمایه‌گذاری خود را بر مبنای داده‌های معتبرتر و تحلیلی‌تر تنظیم کنند.

پژوهش حاضر مسیرهای جدیدی را برای مطالعات آتی پیشنهاد می‌کند. نخست آن که بررسی پویایی صرف ریسک اعتباری در بستر تغییرات ساختاری بازارهای مالی، به‌ویژه در دوره‌های مواجهه با شوک‌های اقتصادی نظیر رکود، بحران‌های بانکی یا نوسان‌های شدید ارزی، می‌تواند به درک عمیق‌تری از رفتار این متغیر در شرایط ناپایدار بازار منجر شود. همچنین، تحلیل تطبیقی عملکرد عامل ریسک اعتباری در میان صنایع مختلف، با هدف شناسایی ناهمگنی ساختاری و تفاوت‌های میان صنعتی در حساسیت به ریسک نکول، می‌تواند افق‌های نوینی در تحلیل ریسک و قیمت‌گذاری دارایی‌ها بگشاید. در نهایت، شناسایی روابط علّی میان صرف ریسک اعتباری و متغیرهای کلان اقتصادی از طریق الگوهای اقتصادسنجی ساختاری، امکان طراحی سیاست‌های مؤثر در حوزه مدیریت ریسک‌های سیستماتیک و ارتقای ثبات مالی را فراهم می‌سازد.

منابع

ارضاء، امیرحسین؛ پیمانی، مسلم و صیفی، فرناز (۱۳۹۶). محاسبه ریسک اعتباری و تأثیر آن بر بازدهی در بورس اوراق بهادار تهران. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۱۴(۵۵)، ۱۶۹-۱۹۶.

اعلمی‌فر، ساناز؛ خانی، عبداله و امیری،هادی (۱۴۰۰). بسط مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری q فاکتور و q فاکتور تعدیل‌شده با عامل رشد ـ سرمایه‌گذاری مورد انتظار با استفاده از عامل بازده مورد انتظار. *تحقیقات مالی*، ۲۳(۴)، ۵۹۳- ۶۲۴.

باقری، محمدمهدی و صدیقی، روح‌الله (۱۴۰۲). رابطه رتبه اعتباری و بازده سهام با تأکید بر نقش احساسات سرمایه‌گذاران. *مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۱۱(۳)، ۱-۲۲.

دهقان، عبدالمجید؛ فرهادی شریف‌آباد، محسن و فهیمی، علیرضا (۱۳۹۸). بررسی ارتباط ریسک اعتباری بانک‌ها و ریسک و بازده سهام آن‌ها در بورس اوراق بهادار تهران. *دانش سرمایه‌گذاری*، ۸(۲۹)، ۲۴۱- ۲۵۶.

سلگی، محمد و نظاری، سید مرتضی (۱۴۰۲). آسیب‌شناسی تأمین مالی تولید با تأکید بر بازار بدهی در ایران. *مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۱۱(۴)، ۹۳-۱۲۰.

سلمانی، بهزاد و خداوردیزاده، صابر (۱۳۹۸). بررسی اثر وضع مالیات بر نرخ سود سپرده‌های بانکی بر متغیرهای اقتصادی ـ امنیتی و ارائه راه‌کارهای مرتبط با آن جهت تحقق سیاست‌های کلی اقتصاد مقاومتی. *فصلنامه اقتصاد دفاع و توسعه پایدار*، ۴(۱۱)، ۹۳- ۱۱۶.

فدایی‌نژاد، محمد اسمعیل، شهریاری، سارا و سلیم، فرشاد (۱۳۹۴). معمای رابطه ریسک درماندگی مالی با بازده سهام ــ مطالعه تجربی در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۳(۲)، ۳۳- ۵۴.

معصوم‌زاده، سارا؛ آقاجانی، حبیب و میرزائی‌مهر، غلامرضا (۱۴۰۳). ریسک اعتباری در بازدهی سهام بانک‌های منتخب در بازار بورس اوراق بهادار تهران: شواهدی از رفتار سیستمی پویا. *دانش مدیریت مالی*، ۱(۱)، ۱۸- ۲۷.

میرزائی، مهدی؛ خانی، عبداله و بت‌شکن، محمود (۱۳۹۸). بسط مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌ها با استفاده از چرخه عمر شرکت. *تحقیقات مالی*، ۲۱(۴)، ۵۴۵- ۵۶۹.

References

Aalamifar, S., Khani, A. & Amiri, H. (2022). Developing Q-factor and adjusted Q-factor pricing models by the expected investment growth factor using an expected return factor. *Financial Research Journal, 23*(4), 593-624. (*in Persian*)

Agarwal, V. & Poshakwale, S. (2010). Size and book-to-market anomalies and omitted leverage risk. *The European Journal of Finance*, 16(3), 263-279.

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

Anginer, D. & Yıldızhan, C. (2018). Is there a distress risk anomaly? Pricing of systematic default risk in the cross-section of equity returns. *Review of Finance, 22*(2), 633-660.

Aretz, K., Florackis, C. & Kostakis, A. (2018). Do stock returns really decrease with default risk? New international evidence. *Management Science, 64*(8), 3821-3842.

Avramov, D., Chordia, T., Jostova, G. & Philipov, A. (2009). Credit ratings and the cross-section of stock returns. *Journal of Financial Markets, 12*(3), 469-499.

Bagheri, M. M. & Seddighi, R. (2023). The relationship between credit rating and stock returns with an emphasis on the role of investors' emotions. *Journal of Asset Management and Financing, 11*(3), 1-22. (*in Persian*)

Bai, J., Collin-Dufresne, P., Goldstein, R. S. & Helwege, J. (2015). On bounding credit-event risk premia. *The Review of Financial Studies, 28*(9), 2608-2642.

Ball, R., Gerakos, J., Linnainmaa, J. T. & Nikolaev, V. (2016). Accruals, cash flows, and operating profitability in the cross section of stock returns. *Journal of Financial Economics*, 121(1), 28-45.

Bauer, J. & Agarwal, V. (2014). Distress risk and stock returns: The neglected profitability effect. *Working Paper.*

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

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

Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *The Journal of finance*, *52*(1), 57-82.

Chava, S. & Purnanandam, A. (2010). Is default risk negatively related to stock returns? *The Review of Financial Studies, 23*(6), 2523-2559.

Conrad, J. S., Kapadia, N. & Xing, Y. (2012). What explains the distress risk puzzle: Death or glory? *Working Paper.*

Corvino, R. & Fusai, G. (2020). Default risk premium and asset prices. *Journal of Financial Stability, 60*, 1-44.

Crouzet, N. & Mehrotra, N. R. (2020). Small and large firms over the business cycle. *American Economic Review, 110*(11), 3549-3601.

Da, Z. & Gao, P. (2010). Clientele change, liquidity shock, and the return on financially distressed stocks. *Journal of Financial and Quantitative Analysis, 45*(1), 27-48.

Dang, C., Li, Z. F. & Yang, C. (2018). Measuring firm size in empirical corporate finance. *Journal of Banking & Finance, 86*, 159-176.

De Groot, W. & Huij, J. (2018). Are the Fama-French factors really compensation for distress risk? *Journal of International Money and Finance, 86*, 50-69.

Dehghan, A., Farhadi Sharif Abad, M. & Fahimi, A. (2019). Investigating the relationship between default risk of banks and risk-return of their stocks in Tehran Stock Exchange. *Journal of Investment Knowledge, 8*(29), 241-256. (*in Persian*)

Delianedis, G. & Geske, R. L. (2003). *Credit risk and risk-neutral default probabilities: Information about rating migrations and defaults*. Available at SSRN 424301.

Denis, D. J. & Denis, D. K. (1995). Causes of financial distress following leveraged recapitalizations. *Journal of Financial Economics, 37*(2), 129-157.

Dichev, I. D. (1998). Is the risk of bankruptcy a systematic risk? *The Journal of Finance, 53*(3), 1131-1147.

Duong, L. Q., Khanh, P. D. & Tran, M. D. (2023). Default risk, size, and equity returns: Evidence from an emerging stock market. *Corporate Governance and Organizational Behavior Review*, 7(3), 444–451.

Edwards, W., Lindman, H. & Savage, L. J. (1963). Bayesian statistical inference for psychological research. *Psychological review*, 70(3), 193.

Erza, A. H., Peymany, M. & Seifi, F. (2017). Calculation of credit risk and its effect on return in Tehran Stock Exchange. *Empirical Studies in Financial Accounting*, 14(55), 169–196. (*in Persian*)

Fadaei Nejad, M. E., Shahryari, S. & Salim, F. (2015). A relation of the distress risk and equity returns puzzle - Empirical evidence from the Tehran Stock Exchange. *Journal of Asset Management and Financing, 3(2),* 33-54. (*in Persian*)

Fama, E. F. & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics, 33*(1), 3-56.

Fama, E. F. & French, K. R. (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics, 116*(1), 1-22.

Fama, E. F. & French, K. R. (2018). Choosing factors. *Journal of Financial Economics, 128*(2), 234-253.

Fama, E. F. & MacBeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*, *81*(3), 607-636.

Ferguson, M. F. & Shockley, R. L. (2003). Equilibrium "anomalies." *The Journal of Finance, 58*(6), 2549-2580.

Friewald, N., Wagner, C. & Zechner, J. (2014). The cross-section of credit risk premia and equity returns. *The Journal of Finance, 69*(6), 2419-2469.

Fu, M. C., Li, B., Li, F. & Wu, R. (2025). Contagion network, portfolio credit risk, and financial crisis. *European Journal of Operational Research, 321*(3), 942-957.

Gao, P., Parsons, C. A. & Shen, J. (2018). Global relation between financial distress and equity returns. *The Review of Financial Studies*, 31(1), 239-277.

Garlappi, L. & Yan, H. (2011). Financial distress and the cross□section of equity returns. *The Journal of Finance, 66*(3), 789-822.

Garlappi, L., Shu, T. & Yan, H. (2008). Default risk, shareholder advantage, and stock returns. *The Review of Financial Studies, 21*(6), 2743-2778.

Geng, X., Han, B., Yang, D. & Zhao, J. (2024). Credit risk contagion of supply chain finance: An empirical analysis of supply chain listed companies. *PLOS ONE, 19*(8), 1-22.

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

Gibbons, M. R., Ross, S. A. & Shanken, J. (1989). A test of the efficiency of a given portfolio. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 5(7), 1121-1152.

Giesecke, K. & Weber, S. (2004). Cyclical correlations, credit contagion, and portfolio losses. *Journal of Banking & Finance, 28*(12), 3009-3036.

Griffin, J. M. & Lemmon, M. L. (2002). Book-to-market equity, distress risk, and stock returns. *The Journal of Finance*, *57*(5), 2317-2336.

Han, H., Yang, Y., Zhang, R. & Brekhna, B. (2020). FCM-based P2P network lending platform credit risk dynamic assessment. *IEEE Access*, 8(1), 195664-195674.

Harvey, C. R. (2017). Presidential address: The scientific outlook in financial economics. *The Journal of Finance*, *72*(4), 1399-1440.

Hwang, Y. S., Min, H. G., McDonald, J. A., Kim, H. & Kim, B. H. (2010). Using the credit spread as an option-risk factor: Size and value effects in CAPM. *Journal of Banking & Finance, 34*(12), 2995-3009.

Jain, M. & Singla, R. (2022). Role of leverage and liquidity risk in asset pricing: Evidence from Indian stock market. *Vilakshan-XIMB Journal of Management*, *19*(2), 128-141.

Jorion, P. & Zhang, G. (2009). Credit contagion from counterparty risk. *The Journal of Finance*, *64*(5), 2053-2087.

Li, T. & Lin, H. (2021). Credit risk and equity returns in China. *International Review of Economics & Finance*, *76*, 588-613.

Li, T. & Sun, X. (2023). Predicting stock market returns using aggregate credit risk. *International Review of Economics & Finance*, *88*, 1087-1103.

Liew, J. & Vassalou, M. (2000). Can book-to-market, size and momentum be risk factors that predict economic growth?. *Journal of Financial Economics*, 57(2), 221-245.

Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economic Statistics, 47*(1), 13-37.

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

Masoomzadeh, S., Aghajani, H. & Mirzaei Mehr, G. R. (2024). Credit risk in stock returns of selected banks in Tehran stock market: Evidence of the generalized method of moments. *Journal of Financial Management Knowledge, 1*(1), 18-27. (*in Persian*)

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

Mirzaie, M., Khani, A. & Botshekan, M. (2020). Developing Multifactor Asset Pricing Models Using Firm's Life Cycle. *Financial Research Journal*, *21*(4), 545-569. (*in Persian*)

Mossin, J. (1966). Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 768-783.

Naili, M. & Lahrichi, Y. (2022). Banks' credit risk, systematic determinants and specific factors: recent evidence from emerging markets. *Heliyon*, 8(2),1-16.

Ohlson, J. A. (1980). Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy. *Journal of accounting research*, 18(1), 109-131.

Rodriguez-Nieto, J. A. & Mollick, A. V. (2021). The US financial crisis, market volatility, credit risk and stock returns in the Americas. *Financial Markets and Portfolio Management*, *35*(2), 225-254.

Ross, S. A. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory, 13*(3), 341–360.

Salmani, B. & Khodaverdi Zadeh, S. (2019). An examination of effect of taxation on interest rate deposits bank on economic-security variables and providing sustainable solutions to implementation the fulfillment of the overall Resistive Economy policy. *Defense Economics & Sustainable Development*, *4*(11), 93-116. (*in Persian*)

Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance, 19*(3), 425-442.

Solgi, M. & Nazari, S. M. (2023). Identifying production financing with emphasis on the debt market in Iran. *Journal of Asset Management and Financing, 11*(4), 93-120. (*in Persian*)

Taffler, R. J. (1984). Empirical models for the monitoring of UK corporations. *Journal of banking & finance*, 8(2), 199-227.

Tang, D. Y. & Yan, H. (2010). Market conditions, default risk and credit spreads. *Journal of Banking & Finance, 34*(4), 743-753.

Tian, T. (2024). Credit default risk, internal control and stock returns. *Finance Research Letters*, 67(1), 1-7.

Tolikas, K. & Topaloglou, N. (2017). Is default risk priced equally fast in the credit default swap and the stock markets? An empirical investigation. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 51*, 39-57.

Tubastuvi, N., Yuswandani, A. E., Fitriati, A., Darmawan, A. & Jaroenwanit, P. (2024). Profitability as a moderator: Assessing the influence of capital structure, investment decision, and firm size on firm value. *Riset Akuntansi dan Keuangan Indonesia, 9*(1), 125-137.

Vassalou, M. & Xing, Y. (2004). Default risk in equity returns. *The journal of finance*, 59(2), 831-868.