



Testing Capital Asset Pricing Models with Single Stocks: An Instrumental Variable Approach

Mehdi Khorramabadi* : Assistant Professor, Department of Accounting, Payame Noor University, Tehran, Iran
M.Khorramabadi@pnu.ac.ir

Seyede Zahra Mirashrafi : Assistant Professor, Department of Accounting, Payame Noor University, Tehran, Iran
Z_mirashrafi@pnu.ac.ir

Mona Mirrezaie: Master of Accounting, Payame Noor University, Tehran, Iran
mmirr1399@gmail.com

Abstract

The primary objective of this study was to evaluate the explanatory power of risk-adjusted excess returns in single-stock capital asset pricing models (CAPM) using an instrumental variable approach, compared to portfolio-based factor models, with the aim of identifying the superior pricing model. The models assessed include single-factor CAPM, the three-factor and five-factor Fama-French models, the Carhart four-factor model, the Hou, Xue, and Zhang q-factor model, and the modified q-factor model by Hou et al. These models were examined under three specifications: constant beta, time-varying beta, and single-stock characteristics. Data from 196 companies listed on the Tehran Stock Exchange from 2015 to 2024 were analyzed using Ordinary Least Squares (OLS) and Generalized Method of Moments (GMM). The findings indicate significant differences in the explanatory power of risk-adjusted excess returns between multifactor models and the single-factor model, as well as between models with time-varying betas and those with constant betas. Among the six models with constant betas and no single-stock characteristics, the Fama-French five-factor model demonstrated the highest explanatory power. In contrast, the time-varying beta specification of the Hou, Xue, and Zhang q-factor model exhibited the greatest ability to explain risk-adjusted excess returns. Moreover, factor models incorporating single-stock characteristics showed significantly higher explanatory power than those without such characteristics. Additionally, models estimated via OLS provided more accurate predictions of risk-adjusted excess returns compared to those estimated using GMM. The sensitivity analysis using the GMM approach indicates that while some complex models face overfitting risks within the instrumental variables framework, the augmented q-factor model with time-varying beta and single-stock characteristics remains the superior model and demonstrates high robustness across both OLS and GMM estimation methods, thereby confirming the main findings of the study.

Keywords: Time-Varying Asset Pricing Models, Baseline Portfolios, Single Stocks, Risk and Return, Factor Models

* Corresponding author

2322-3405 © The author(s) Publisher: University of Isfahan



Introduction

This study examines the explanatory power of six prominent asset pricing models in the Tehran Stock Exchange, employing a novel single-stock instrumental variable (IV) approach to address inherent empirical limitations. Traditional linear factor models including the CAPM, Fama-French three-, four-, and five-factor models, the q-factor model, and its enhanced version (q5) are known to face significant challenges such as time-varying systematic risk and errors-in-variables (EIV) bias when estimated betas are used. These issues can distort risk-return relationships and weaken statistical inferences. To overcome these shortcomings, an IV methodology at the individual stock level is applied and contrasted with conventional portfolio-based factor models. The TSE provides a compelling setting for this investigation due to its high volatility, sensitivity to macroeconomic shocks, and evolving market structure. The primary objective is to identify the most robust model for explaining risk-adjusted excess returns in this emerging market context. The findings are expected to contribute to more accurate risk estimation, improved investment decision-making, and enhanced market efficiency. This research underscores the necessity of adapting advanced econometric techniques to address measurement errors and multicollinearity in asset pricing applications within dynamic and complex market environments like Iran's.

Methodology

This applied, descriptive, and quantitative study employs a comparative approach to test the explanatory power of asset pricing models. Data are gathered from financial statements, the Codal website, and the Rahavard Novin software. The analysis is performed using Ordinary Least Squares (OLS) and Instrumental Variable (IV) regression methods in Excel and EViews. The sample consists of 196 companies listed on the Tehran Stock Exchange, selected through systematic screening based on continuous listing from 2015 to 2024, data availability, exclusion of financial intermediaries, no trading suspension exceeding three months in any year, and consistent fiscal year-end (March 20).

Findings

The Fama-French five-factor model (2015) with constant beta and no firm-specific characteristics demonstrates the highest explanatory power and lowest forecast error among its category, confirming the first hypothesis. Among models with time-varying beta, the q-factor model (Hou et al., 2015) shows superior performance. Comparative tests confirm that time-varying beta models have significantly higher predictive accuracy than constant-beta models, supporting the second hypothesis. The inclusion of firm-specific characteristics is found to significantly enhance the predictive accuracy of both constant-beta and time-varying beta models. The strongest models within these enhanced categories are identified as the Fama-French five-factor model and the augmented q-factor model (Hou et al., 2021), respectively, confirming the third hypothesis. Regarding estimation methodology, models using Ordinary Least Squares (OLS) provide greater predictive accuracy than those using the Generalized Method of Moments (GMM), confirming the fourth hypothesis. However, sensitivity analysis using GMM (Table 12) reveals that the augmented q-factor model exhibits only borderline validity in the GMM framework ($p=0.066$), highlighting the importance of cautious interpretation and the need for stronger instrumental variables in future research. A final comprehensive comparison establishes

the augmented q-factor model ([Hou et al., 2021](#)) with time-varying beta and firm-specific characteristics, estimated via OLS, as the overall superior model for explaining and predicting excess returns in the Tehran Stock Exchange.

Conclusion and Implications

This study demonstrates the superiority of multi-factor models over the single-factor CAPM for the Tehran Stock Exchange. Models with time-varying beta significantly outperform constant-beta specifications, and the inclusion of firm-specific characteristics further enhances explanatory power. The augmented q-factor model ([Hou et al., 2021](#)) with these dynamic and firm-level features, estimated via OLS, is identified as the most robust model. However, its borderline validity in the GMM framework highlights the need for stronger instrumental variables in future research. Therefore, investors and analysts are advised to adopt such dynamic, multi-factor frameworks that integrate both systematic and idiosyncratic risks for more accurate pricing and risk management. Future research should explore alternative instrumental variables, apply machine learning techniques, and incorporate investor sentiment factors to further refine asset pricing models in emerging market.

آزمون مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با تک‌سهم؛ رویکرد متغیرهای ابزاری

مهدی خرم‌آبادی* : استادیار، گروه حسابداری، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران

m.khorramabadi@pnu.ac.ir

سیده زهرا میراشرفی : استادیار، گروه حسابداری، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران

z_mirashrafi@pnu.ac.ir

منا میررضائی: کارشناسی‌ارشد حسابداری، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران

mmirr1399@gmail.com

چکیده

هدف اصلی پژوهش حاضر آزمون قدرت تبیین بازده مازاد بر ریسک مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با تک‌سهم با استفاده از رویکرد متغیر ابزاری در مقایسه با مدل‌های عاملی مبتنی بر پرتفوی‌های مبنا به منظور انتخاب مدل قیمت‌گذاری برتر است. مدل‌های تک‌عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، سه‌عاملی فاما و فرنچ، چهارعاملی کارهارت، پنج‌عاملی فاما و فرنچ، q عاملی هو و همکاران (۲۰۱۵)، q عاملی تعدیل‌شده هو و همکاران (۲۰۲۱)، با بتای ثابت، بتای متغیر با زمان و دارای ویژگی‌های تک‌سهم ارزیابی شدند. داده‌های ۱۹۶ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۴ تا پایان ۱۴۰۳ با روش حداقل مربعات معمولی و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته تجزیه و تحلیل شد. نتایج پژوهش حاکی از آن است که قدرت تبیین بازده مازاد بر ریسک بین مدل‌های چندعاملی و مدل تک‌عاملی، همچنین بین مدل‌های عاملی با بتای متغیر با زمان و مدل‌های عاملی با بتای ثابت، تفاوتی معنادار وجود دارد. مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ، در بین شش مدل، دارای بتای ثابت و بدون ویژگی‌های تک‌سهم، و مدل q عاملی هو و همکاران (۲۰۱۵) با بتای متغیر با زمان، بیشترین توانایی را در تبیین بازده مازاد بر ریسک سهام شرکت‌ها دارند. قدرت توضیحی بازده مازاد بر ریسک در مدل‌های عاملی دارای ویژگی‌های تک‌سهم و مدل‌های عاملی بدون ویژگی‌های تک‌سهم تفاوتی معنادار دارد و قدرت تبیین مدل‌های عاملی دارای ویژگی‌های تک‌سهم بیشتر است. همچنین، مدل‌های برآورده‌شده به روش OLS دقت بیشتری در پیش‌بینی بازده مازاد بر ریسک سهام نسبت به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته دارند. نتایج آزمون تحلیل حساسیت با روش GMM نیز نشان می‌دهد اگرچه در چارچوب متغیرهای ابزاری، برخی از مدل‌های پیچیده با ریسک بیش‌برازش مواجه هستند، مدل q عاملی تعدیل‌شده با بتای متغیر با زمان و ویژگی‌های تک‌سهم، به عنوان مدل برتر پژوهش، از پایداری زیادی در هر دو روش OLS و GMM برخوردار است.

واژه‌های کلیدی: مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی متغیر با زمان، پرتفوی مبنا، تک‌سهم، ریسک و بازده، مدل‌های عاملی

مقدمه

توسعه و پیشرفت جوامع در دنیای پرقاب‌ت امروز وابسته به استفاده کارآمد از منابع و هدایت صحیح آنهاست. سرمایه‌گذاران نیز برای دستیابی به اهدافشان نیازمند ابزارها و شاخص‌هایی معتبر هستند تا ارزش بالقوه فرصت‌های سرمایه‌گذاری را ارزیابی و تصمیم‌گیری کنند. پیش‌بینی و تحلیل رفتار قیمت اوراق بهادار مقوله‌ای است که دانشمندان علوم مالی و سرمایه‌گذاران همواره به دنبال بهینه‌سازی آن هستند که دلیل آن را هم می‌توان ماهیت پویا، غیرخطی، غیرپارامتریک و سیستم‌های آشفته بازار سهام امروزی دانست (Çam et al., 2024). بازده سهام، به عنوان یک معیار کلیدی، در بسیاری از تصمیم‌های مالی از جمله اعطای اعتبار و سرمایه‌گذاری در سهام، نقشی مهم ایفا می‌کند. حتی مدیران نیز به دلیل نقش آن در بررسی و تحلیل عملکردشان و همچنین دستیابی به میزان پاداش بیشتر، به آن توجه فراوانی می‌کنند (عبدی و همکاران، ۱۴۰۱). از طرفی، بازده مورد انتظار هر سرمایه‌گذار با ضریبی از ریسک که می‌پذیرد رابطه‌ای مستقیم دارد و چنانچه بازده انتظاری یک سرمایه‌گذاری جواب‌گوی ریسک برآوردی آن نباشد، مورد قبول قرار نمی‌گیرد. عدم بررسی ریسک و میزان آن در محاسبات بازده سهام موجب ایجاد بازده غیرعادی منتج از خطای محاسباتی می‌شود (Çam et al., 2024) و بیشتر اوقات، عدم موفقیت سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه معلول ناتوانی آنها در اندازه‌گیری مناسب ریسک است. در چنین شرایطی، الگوهای مختلف مدل‌سازی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با محاسبه ریسک سرمایه‌گذاری و نرخ بازده سهام مورد انتظار به افزایش دقت در تصمیم‌گیری، هدایت بهینه منابع مالی و کارایی بازار سرمایه کمک می‌کنند. مدل‌های تک‌عاملی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای شارپ (Sharpe, 1964)، سه‌عاملی فاما و فرنچ (Fama & French, 1993)، چهارعاملی کارهارت (Carhart, 1997)، پنج‌عاملی فاما و فرنچ (Fama & French, 2015)، q عاملی هو و همکاران (Hou et al., 2015) و q عاملی تعدیل‌شده با عامل رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار (کیو پنج) هو و همکاران (Hou et al., 2021) رابطه بین ریسک و بازده مورد انتظار دارایی‌های سهام را با استفاده از مدل عامل خطی برآورد و تحلیل می‌کنند (Candemir & Karahan, 2024). یکی از مشکلات تجربی ناشی از کاربرد این مدل‌ها فرض تأییدنشده ثابت‌ماندن عامل ریسک سیستماتیک (بتا) به دلیل هماهنگی کامل بازار با بازارهای جهانی بوده است که به توسعه و کاربرد مدل‌های متغیر با زمان به عنوان مدل جایگزین منجر شده است. همچنین، سوگیری خطاها در متغیرها (EIV) که به دلیل استفاده از بتای تخمینی برای محاسبه صرف ریسک ایجاد می‌شود، موجب تحریف روابط میان متغیرها و تضعیف اعتبار تحلیل‌های آماری مبتنی بر مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی کلاسیک و معرفی رویکرد نوآورانه متغیر ابزاری (IV) و استفاده از تک‌سهام به عنوان ابزار آزمایشی شده است (Candemir & Karahan, 2024). هدف پژوهش حاضر آزمون قدرت تبیین بازده مازاد بر ریسک مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با تک‌سهام با استفاده از رویکرد متغیر ابزاری در مقایسه با مدل‌های عاملی مبتنی بر پرتفوی‌های مبنا در بورس اوراق بهادار تهران است. معرفی روش بهینه در برآورد دقیق‌تر ریسک و بازده مازاد سرمایه‌گذاری توسط سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران بازار سرمایه نتیجه‌بخش خواهد بود.

مبانی نظری و توسعه فرضیه‌ها

طی سال‌های اخیر، مطالعات انجام‌شده در بازارهای سرمایه دنیا در خصوص مدل‌های عاملی و محدودیت‌های آنها بسیاری از مفروضات نظریه نوین مالی را به چالش کشیده‌اند. یکی از چالش‌برانگیزترین مشاهدات در بازارهای مالی این است که برخلاف فرضیه بازار کارا که زیربنای بسیاری از نظریه‌های ارائه‌شده در نظریه مالی مدرن است، بازده سهام عادی در بازه‌های زمانی مختلف دارای رفتاری خاص است و سرمایه‌گذاران انفرادی می‌توانند بدون تحمل ریسک بیشتر و فقط با به‌کارگیری راهبرد سرمایه‌گذاری مناسب، بازدهی بیش از بازده بازار به دست آورند (طالبی و همکاران، ۱۴۰۳). مفهوم بازده مازاد سهام نشان می‌دهد بازده واقعی تا چه اندازه با انتظارات سرمایه‌گذار تفاوت داشته است (Candemir & Karahan, 2024). پژوهشگران در رابطه با کارایی راهبردهای مختلف سرمایه‌گذاری، بر سودمندی راهبرد مدیریت پرتفوی و مدل‌های عاملی مختلف در ایجاد بازدهی اضافی تأکید کرده‌اند (فتحی و همکاران، ۱۳۹۹). در مدل تک‌عاملی شارپ، بازده مازاد بر ریسک هر سهم تابعی از یک عامل مشترک به نام بازده مازاد بازار (صرف ریسک بازار) است که با ضریب حساسیت (بتا) برای هر سهم وزن‌دهی می‌شود (Sharpe, 1964). مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) یک مدل تک‌عاملی است که برای تعیین نرخ بازده مورد انتظار یک دارایی یا سرمایه‌گذاری، با در نظر گرفتن ریسک آن نسبت به ریسک بازار و تصمیم‌گیری استفاده می‌شود. این مدل بر فرض‌های اصلی از جمله رفتار سرمایه‌گذار در بازارهای بدون موج با تنوع‌پذیری کامل استوار است؛ در حالی که در پرتفویهای تک‌سهمی، هیچ گونه تنوعی برای حذف ریسک غیرسیستماتیک وجود ندارد. بنابراین، ممکن است بتای غیرمعمول یا ارتباطات غیرخطی بین ریسک و بازده بازار پدید آید، و در نتیجه، به خطاهای برازش یا قیمت‌گذاری نادرست به دلیل عدم هم‌سویی قیمت‌گذاری واقعی با پیش‌بینی‌های CAPM منجر شود (Sharpe, 1964). به علاوه، رفتار سرمایه‌گذاران، عدم کارایی بازار و محدودیت‌های دسترسی به اطلاعات نیز ممکن است به اختلال در کارایی CAPM منجر شوند (Fama, 1970). در مقابل مدل تک‌عاملی، مدل چندعاملی با هدف یافتن برخی از تأثیرات غیربازاری و ریسک غیرسیستماتیک که به حرکات توأم سهام با یکدیگر منجر می‌شوند، پدیده‌هایی مختلف را در نظر می‌گیرد که ممکن است بر بازدهی سهام تأثیر بگذارند. فاما و فرنچ، در الگوی سه‌عاملی خود، با واردکردن دو عامل اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به الگوی تک‌عاملی، مدعی شدند با واردشدن این عوامل، نقش بتا در توجیه پراکندگی بازده سهام به طریقی قابل ملاحظه کاهش می‌یابد (Fama & French, 1993). اگرچه این مدل توانست بی‌قاعدگی‌های شناخته‌شده در مدل CAPM را تا حدی زیاد توجیه کند، قادر نبود راهبرد مومنتوم (Jegadeesh & Titman, 1993)، یعنی تأثیر عملکرد گذشته اوراق بهادار را در ایجاد بازده غیرعادی توضیح دهد. کارهارت با اضافه‌کردن عامل مومنتوم برای پیش‌بینی بازده مازاد بر ریسک سهام به مدل فاما و فرنچ، مدل

چهارعاملی را مطرح کرد (Carhart, 1997). وی مدعی شد این مدل به میزانی قابل ملاحظه خطای قیمت‌گذاری مدل CAPM و الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ را کاهش می‌دهد و قدرت توضیح‌دهندگی بیشتری برای پرتفویهای تشکیل‌داده‌شده فراهم می‌کند. با این حال، حتی مدل چهارعاملی کارهارت نیز نتوانست همه بی‌قاعدگی‌های بازار را توضیح دهد (Carhart, 1997). فاما و فرنچ، با اضافه کردن دو عامل سرمایه‌گذاری و سودآوری به مدل قبلی خود، مدل پنج‌عاملی را مطرح کردند تا به این وسیله قدرت توضیح‌دهندگی مدل جدید را در مقایسه با مدل‌های قبلی اندازه‌گیری کنند (Fama & French, 2015). هو و همکاران نیز مدل چهارعاملی جدیدی را به نام مدل q عاملی ارائه کردند که توانست به بسیاری از بی‌قاعدگی‌هایی پاسخ بدهد که الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ و الگوی چهارعاملی کارهارت قادر به حل آنها نبود (Hou et al., 2015). این چهار عامل عبارت بودند از: ریسک سیستماتیک (بتا)، اندازه شرکت، سرمایه‌گذاری و سودآوری. در نهایت، هو و همکاران مدل چهارعاملی خود را با عامل رشد مورد انتظار تقویت و مدل تعدیل‌شده خود را ارائه کردند (Hou et al., 2021). طبق نظر کارهارت، در مدل‌های چندعاملی مشکل هم‌خطی وجود دارد؛ به این ترتیب که هر کدام از عوامل ممکن است علاوه بر اینکه بر پارامترهای بازار تأثیر می‌گذارند، به طور هم‌زمان تحت تأثیر همان پارامترها نیز تغییر کنند (Carhart, 1997). مشکلات پیچیدگی مدل و هم‌خطی بین عوامل، تفسیرپذیری محدود، حساسیت به نمونه‌های زمانی و داده‌های بورس‌محور و همچنین، اندازه‌گیری دقیق متغیرها به دلیل داده‌های ناقص در برخی از بازارها، مدل‌های عاملی را با عدم قطعیت در برآورد مواجه می‌کنند. برای مواجهه با هم‌خطی و مشکلات داده‌ای، استفاده از متغیر ابزاری (IV) با قدرت توضیحی مناسب می‌تواند به شناسایی و تفکیک اثرات علیت از اثرات بازار کمک کند (Angrist & Krueger, 2001).

به این منظور، در پژوهش حاضر، شش مدل مختلف قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای شامل مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تک‌عاملی شارب (1964)، سه‌عاملی فاما و فرنچ (1993)، چهارعاملی کارهارت (1997)، پنج‌عاملی فاما و فرنچ (2015)، مدل q عاملی هو و همکاران (2015) و مدل q عاملی تعدیل‌شده (کیو پنج) هو و همکاران (2021) برآورد و سپس قدرت تبیین این مدل‌ها و روش‌ها مقایسه می‌شود. بازار سرمایه ایران با وجود بازبودن نسبی و حضور سرمایه‌گذاران خرد و نهادی، از نظر کارایی با فرازوفرودهای ساختاری مواجه است و به دلیل حساسیت بازار به رویدادهای اقتصاد کلان، با نوسانات شدید قیمت‌ها روبه‌رو است. به همین دلیل، ارزیابی دقیق مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در سطح تک‌سهام‌ها و با استفاده از تحلیل قیمت سهام با رویکرد اقتصادمحور و داده‌های با کیفیت بازار و تحلیل خطاهای اندازه‌گیری ضروری است. تشخیص اینکه آیا عامل‌های ریسک کلاسیک در قیمت‌گذاری در سطح تک‌سهام در بازار سهام ایران به‌درستی منعکس می‌شوند یا خیر، می‌تواند به بهبود مدل‌های قیمت‌گذاری، کاهش بی‌ثباتی قیمت، مدیریت ریسک و تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران، بهبود شفافیت و توسعه بازارهای کارآمد کمک کند.

پیشینه تجربی

طالبی و همکاران (۱۴۰۳) واکنش بازده سهام به مدل‌های اندازه‌گیری گشتاورهای ریسک غیرسیستماتیک با نقش هم‌زمان محدودیت آربیتراژ و توجهات محدود سرمایه‌گذاران شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۸ را تحلیل کردند. بر اساس نتایج، با افزایش گشتاورهای ریسک غیرسیستماتیک محاسبه‌شده با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ، بازده آتی سهام کاهش می‌یابد که با مفاهیم نظریه کارایی بازار سرمایه قابل توجیه است. همچنین، تأثیر گشتاورهای ریسک غیرسیستماتیک بر بازده آتی سهام با تعامل هم‌زمان بین توجهات محدود سهامداران و محدودیت‌های آربیتراژ تشدید می‌شود که نشان می‌دهد سرمایه‌گذاران به دلیل اولویت‌های غیرمنطقی برای سهام با چولگی مثبت ریسک‌پذیر هستند. این امر منجر می‌شود تا شرکت‌ها با ریسک بیشتری در خصوص کاهش آتی قیمت سهام روبه‌رو باشند.

سجودی و موسوی (۱۴۰۱) در پژوهشی مدل هفت‌عاملی در بورس اوراق بهادار تهران را ارزیابی و آن را با مدل CAPM و مدل فاما و فرنچ به منظور پیش‌بینی بازده مورد انتظار سهام شرکت‌های فعال در بخش مالی بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۸ مقایسه کردند. نتایج نشان می‌دهد مدل هفت‌عاملی، نسبت به مدل‌های CAPM و فاما و فرنچ، برآوردی بهتر از بازده مورد انتظار به دست می‌دهد. همچنین، در مدل هفت‌عاملی، متغیرهای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، مومنتوم، نسبت گردش نقدینگی و شاخص کالا اثری منفی و معنادار بر روی بازده مورد انتظار دارند، اما عامل بازار، شاخص اوراق قرضه دولتی و اندازه شرکت تأثیری معنادار بر روی بازده مورد انتظار ندارند.

شهرزادی و فروغی (۱۴۰۱) در پژوهش خود استمرار رابطه منفی ریسک نامطلوب و بازده مورد انتظار آتی ۱۲۰ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۷ را بررسی و تحلیل کردند. یافته‌ها حاکی از آن است که ناهنجاری رابطه منفی بین ریسک نامطلوب و بازده مازاد مورد انتظار وجود دارد. همچنین، ناهنجاری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک توضیح‌دهنده ناهنجاری ریسک نامطلوب نیست. علاوه بر آن، ریسک نامطلوب در دوره آتی نیز استمرار دارد و هرچه میزان ریسک نامطلوب بیشتر باشد، شدت استمرار آن نیز بیشتر است.

پهلوان و همکاران (۱۴۰۱) در پژوهشی تأثیر ریسک‌های مالی، اقتصادی سیاسی و بین‌الملل بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از داده‌های فصلی از سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۸ و به روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) بررسی و تحلیل کردند. نتایج نشان داد، در کوتاه‌مدت و بلندمدت، ریسک مالی تأثیر منفی بر شاخص دارد و ریسک اقتصادی و بین‌الملل تأثیر مثبت در کوتاه‌مدت داشته‌اند. در بلندمدت، ریسک مالی و ریسک اقتصادی تأثیر منفی، اما ریسک بین‌الملل تأثیر مثبت داشته است.

مجبی (۱۴۰۰) ارتباط بین مومنتوم و ریسک سیستماتیک با بازده مازاد شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۸ را بررسی کرد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش بیانگر این است که مومنتوم بر بازده مازاد تأثیری منفی و معنادار دارد.

کشاوری و رضایی (۱۴۰۰) در پژوهشی اثر ریسک اقتصادی، مالی و سیاسی بر ریسک و بازده بورس اوراق بهادار تهران را در چارچوب روش اقتصادسنجی خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) برای دوره ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۸ با استفاده از داده‌های ماهانه بررسی کردند. نتایج حاصل از توابع واکنش آنی نشان می‌دهد با کاهش ریسک مالی، بازده سهام افزایش یافته است و اثر شاخص ریسک اقتصادی بر بازده سهام منفی است. همچنین، از بین سه شاخص ریسک مالی، سیاسی و اقتصادی، شاخص ریسک اقتصادی بیشترین توضیح‌دهندگی را در بازده و ریسک بازدهی بازار سهام داشته است.

کندمیر و کاراهان در پژوهشی به طور تجربی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی با بازده‌های زمانی متغیر را در بازار نوظهور استانبول با تک‌سهام بررسی کردند. آنها در مقابل روش‌های متداول آزمون مدل بر اساس اندازه‌گیری خطا، از تکنیک متغیرهای ابزاری (IV) مبتنی بر حساسیت به عامل (بار عاملی) در مدل‌های چندعاملی و رابطه علت و معلولی بین عوامل و بازده‌ها استفاده کردند. نتایج نشان می‌دهد در مدل‌های کلاسیک قیمت‌گذاری با تک‌سهام، بارهای عاملی با بازده دارایی ارتباطی معنادار ندارند و برای توضیح صرف ریسک خوب عمل نمی‌کنند (Candemir & Karahan, 2024).

کاسار و همکاران در پژوهشی رابطه بین ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام در کشورهای BRICS (برزیل، روسیه، هند، چین و آفریقای جنوبی) را با استفاده از رویکردهای پارامتریک و ناپارامتریک و ریسک غیرسیستماتیک را با گروه‌بندی شرکت‌ها بر اساس عوامل بنیادی مانند ریسک بازار، محدودیت‌های مالی و موقعیت نقدینگی بررسی کردند. نتایج نشان داد در طول دوره مدنظر، بازده سهام به طور منفی و معنادار با ریسک غیرسیستماتیک مرتبط است و آریتراز در این بازارها به طرزی قابل ملاحظه با قیمت‌گذاری هم‌سو است. مطابق نظریه عدم تقارن آریتراز، این رابطه منفی بین شرکت‌های با ریسک بتای زیاد، نقدشوندگی و محدودیت مالی قوی‌تر و معنادارتر از سایر شرکت‌هاست (Kausar et al., 2023).

کلارک و مومنی شهرکی در پژوهشی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی بر روی تک‌سهام را مقایسه و آزمون کردند. نتایج حاصل از آزمون قدرت هفت مدل عاملی برتر (CAPM)، مدل‌های سه، چهار، پنج و شش عاملی، مدل‌های q عاملی هو و همکاران (Hou et al., 2015) و مدل کلی و همکاران (Kelly et al., 2019) نشان داد بیشتر مدل‌های قوی و مشهور قیمت‌گذاری دارایی (مانند CAPM یا مدل شش عاملی فاما و فرنچ) نمی‌توانند تک‌سهام را به خوبی قیمت‌گذاری کنند. همچنین، اضافه کردن عامل‌های متعدد به مدل‌ها نیز الزاماً به بهبود قیمت‌گذاری برای تک‌سهام منجر نمی‌شود و برخلاف انتظار، نتایج برخی از مدل‌ها با چند عامل مانند فاما و فرنچ شش عاملی یا فاما و فرنچ پنج عاملی + مومنتوم، در داده‌های تک‌سهام، سطحی بالا از قیمت‌گذاری نادرست را نشان می‌دهد. آزمون مدل‌ها با تک‌سهام می‌تواند ابزاری قدرتمند برای ارزیابی پایداری مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها باشد و از مشکلات گزینش و اندازه‌گیری داده‌ها در شاخص‌های کلاسیک جلوگیری کند (Clarke & Momeni, 2023).

بوزیته و همکاران در بررسی رابطه بین ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام ایالات متحده طی دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۳، همبستگی مثبتی بین ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام یافتند؛ در حالی که مطالعات قبلی عدم همبستگی یا حتی همبستگی منفی را گزارش کرده بودند. ممکن است این رابطه بازتاب اثر متقابل صرف ریسک با تحمل ریسک متغیر زمانی یا ملاحظات سرمایه‌گذاری دیگر مانند حرکت سرمایه به سوی دارایی‌های امن‌تر و نگرانی‌های مربوط به نقدشوندگی باشد (Bouzouita et al., 2017).

کاتر و همکاران در پژوهشی ارتباط قیمت‌گذاری با ریسک سیستماتیک و غیرسیستماتیک در بازار سهام بریتانیا را بررسی کردند. نتایج نشان داد ریسک غیرسیستماتیک به طرزی قابل ملاحظه تأثیر منفی بر قیمت‌گذاری و بازده سهام دارد و نقدینگی، اندازه و ریسک شرکت در توضیح بازده سهام تأثیرگذار است (Cotter et al., 2015).

با توجه به مبانی نظری و پیشینه پژوهش، فرضیه‌های زیر تدوین یافته‌اند:

فرضیه اول: قدرت توضیحی بازده مازاد بر ریسک در مدل‌های چندعاملی و مدل تک‌عاملی تفاوتی معنادار دارد.

فرضیه دوم: قدرت توضیحی بازده مازاد بر ریسک در مدل‌های عاملی دارای بتای متغیر با زمان و مدل‌های عاملی دارای بتای ثابت تفاوتی معنادار دارد.

فرضیه سوم: قدرت توضیحی بازده مازاد بر ریسک در مدل‌های عاملی دارای ویژگی‌های تک‌سهم و مدل‌های عاملی تفاوتی معنادار دارد.

فرضیه چهارم: قدرت توضیحی بازده مازاد بر ریسک مدل‌های عاملی برآوردشده به روش حداقل مربعات معمولی و روش متغیر ابزاری تفاوتی معنادار دارد.

روش پژوهش

پژوهش حاضر با هدف آزمون قدرت تبیین بازده مازاد بر ریسک مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با تک‌سهم با استفاده از رویکرد متغیر ابزاری در مقایسه با مدل‌های عاملی مبتنی بر پرتفوی‌های مبنای کاربردی، توصیفی و کمی است. به منظور بسط ادبیات علمی موضوع و پیشینه پژوهش‌های انجام‌شده، از روش کتابخانه‌ای و برای جمع‌آوری داده‌های مدل از روش اسنادی و بهره‌گرفتن از مجموعه صورت‌های مالی و داده‌های بازار در نرم‌افزار ره‌آورد نوین و اطلاعیه‌ها و گزارش‌های منتشرشده در سایت کدال استفاده شده است. آماده‌سازی داده‌ها، محاسبات و تجزیه و تحلیل آنها با استفاده از نرم‌افزارهای Excel 2016 و Eviews13 و به روش رگرسیون حداقل مربعات معمولی و متغیر ابزاری (IV) انجام شده است. نمونه آماری شامل ۱۹۶ شرکت از شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران با روش سیستماتیک مبتنی بر شاخص‌های زیر انتخاب شده است: شرکت‌هایی که از ابتدای ۱۳۹۴ تا پایان سال ۱۴۰۳ به طور مستمر در بورس حضور داشته‌اند، پایان سال مالی آنها منتهی به ۲۹ اسفند است، طی دوره پژوهش تغییر فعالیت یا تغییر سال مالی نداشته‌اند، اطلاعات مالی آنها

برای کل بازه زمانی مورد بررسی در دسترس است، در هر یک از سال‌های دوره پژوهش، وقفه معاملاتی بیش از سه ماه نداشته‌اند و جزو شرکت‌ها و صندوق‌های سرمایه‌گذاری، هلدینگ، واسطه‌گر مالی، بیمه، بانک‌ها، لیزینگ و ... نیستند.

مدل‌های آماری پژوهش

برای آزمون فرضیه اول پژوهش که قدرت توضیحی بازده مازاد بر ریسک مدل‌های چندعاملی با مدل تک‌عاملی را مقایسه می‌کند، ابتدا مدل‌های تک‌عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای شارپ (1964)، مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (1993)، مدل چهارعاملی کاره‌ارت (1997)، مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ (2015)، مدل q عاملی هو و همکاران (2015) و مدل q عاملی تعدیل‌شده هو و همکاران (2021) به روش حداقل مربعات معمولی برآورد می‌شوند. سپس، خطای جذر میانگین مربع‌ها برای مدل‌ها محاسبه و مدل‌ها بر آن اساس به ترتیب از کوچک به بزرگ مرتب می‌شوند و مدلی که دارای خطای جذر میانگین مربع‌های کوچک‌تری باشد، توان بیشتری برای تبیین بازده مازاد بر ریسک سهام در بورس اوراق بهادار تهران دارد. به منظور بررسی معناداری اختلاف میان شاخص میانگین مجذور خطا در مدل‌ها، از آزمون دیبولد-ماریانو استفاده می‌شود و خطای جذر میانگین مربع‌های مدل‌ها با یکدیگر از نظر آماری مقایسه می‌شود. مدل‌های عاملی یادشده به شرح زیر بر اساس متغیرهای مستقل محاسبه‌شده بر اساس پرتفوی‌های مبنا برآورد می‌شوند:

۱- مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (تک‌عاملی): مدل تک‌عاملی شارپ طبق رابطه (۱) برای تبیین بازده مازاد بر ریسک سهام از یک عامل بازار (ریسک سیستماتیک) استفاده می‌شود (Sharpe, 1964):

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(MKT_t) + \varepsilon_{i,t} \quad \text{رابطه (۱)}$$

$R_{i,t} - R_{f,t}$ = صرف ریسک (تفاوت بازده سهام و بازده بدون ریسک) سهام i در ماه t

α_i = عرض از مبدأ

β_i = ضریب عامل بازار (بتا)

MKT_t = عامل بازار در ماه t

$\varepsilon_{i,t}$ = خطای مدل (بازده غیرعادی سهام) شرکت i در ماه t

در رابطه (۱)، α_i (عرض از مبدأ)، میانگین بازده غیرعادی سهام i است که در مدل (CAPM) معادل صفر فرض شده است.

۲- مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ: طبق مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ، در رابطه (۲)، فرض می‌شود بازده مازاد بر ریسک سهام به سه عامل بازار، اندازه و رشد (ارزش) مرتبط است (Fama & French, 1993):

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(MKT_t) + S_i(SMB_t) + H_i(HML_t) + \varepsilon_{i,t} \quad \text{رابطه (۲)}$$

S_i = ضریب عامل اندازه شرکت‌ها i در ماه t

SMB_t = عامل اندازه شرکت‌ها در ماه t

H_i = ضریب عامل رشد سهام شرکت i در ماه t

HML_t = عامل رشد (ارزش) سهام شرکت‌ها در ماه t

۳- مدل چهارعاملی کاره‌ارت: این مدل گسترش‌یافته مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ است که عامل مومنتوم (مومنتوم ماهانه) را در کنار سه عامل بازار، اندازه و رشد (ارزش) طبق رابطه (۳) برای پیش‌بینی بازده مازاد بر ریسک سهام در نظر می‌گیرد (Carhart, 1997):

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(MKT_t) + S_i(SMB_t) + H_i(HML_t) + M_i(MOM_t) + \varepsilon_{i,t} \quad \text{رابطه (۳)}$$

M_i = ضریب عامل مومنتوم شرکت i در ماه t

MOM_t = صرف مورد انتظار از عامل مومنتوم شرکت‌ها در ماه t

۴- مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ: در این مدل، برای تبیین بازده مازاد بر ریسک سهام از پنج عامل شامل بازار، اندازه، رشد (ارزش)، سودآوری و سرمایه‌گذاری طبق رابطه (۴) استفاده می‌شود (Fama & French, 2015):

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(MKT_t) + S_i(SMB_t) + H_i(HML_t) + R_i(RMW_t) + C_i(CMA_t) + \varepsilon_{i,t} \quad \text{رابطه (۴)}$$

R_i = ضریب عامل سودآوری سهام شرکت i در ماه t

RMV_t = عامل سودآوری سهام شرکت‌ها در ماه t

C_i = ضریب عامل سرمایه‌گذاری سهام شرکت i در ماه t

CMA_t = عامل سرمایه‌گذاری سهام شرکت‌ها در ماه t

$\varepsilon_{i,t}$ = بازده غیرمتعارف سهام شرکت i در ماه t

۵- مدل q عاملی هو و همکاران: در مدل قیمت‌گذاری q عاملی ارائه‌شده توسط هو و همکاران، برای تبیین بازده مازاد بر ریسک سهام از چهار عامل شامل بازار، اندازه، سودآوری و سرمایه‌گذاری طبق رابطه (۵) استفاده می‌شود (Hou et al., 2015):

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(MKT_t) + S_i(SMB_t) + R_i(RMW_t) + C_i(CMA_t) + \varepsilon_{i,t} \quad \text{رابطه (۵)}$$

۶- مدل q عاملی تعدیل‌شده هو و همکاران: آنها مدل چهارعاملی خود را با عامل رشد مورد انتظار طبق رابطه (۶) تقویت کردند (Hou et al., 2021):

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(MKT_t) + S_i(SMB_t) + R_i(RMW_t) + C_i(CMA_t) + EC_i(EG_t) + \varepsilon_{i,t} \quad \text{رابطه (۶)}$$

EC_i = ضریب عامل رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار سهام شرکت i در ماه t

EG_t = عامل رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار سهام شرکت‌ها

در مدل‌های عاملی، عامل بازار هر ماه بر بازده مازاد بر ریسک سهام شرکت‌ها در همان ماه رگرسیون می‌شود، اما به دلیل احتمال عدم هم‌زمانی تغییرات قیمت سهام برخی از شرکت‌ها با تغییرات شاخص بازار، ممکن است رابطه‌ای معنادار بین عامل بازار و بازده مازاد بر ریسک سهام در برخی از ماه‌ها مشاهده نشود و این عدم هم‌زمانی ممکن است قدرت تبیین مدل‌های عاملی را کاهش دهد. بنابراین، در این پژوهش، برای آزمون فرضیه

دوم پژوهش که قدرت توضیحی بازده مازاد بر ریسک مدل‌های عاملی دارای بتای متغیر با زمان و مدل‌های عاملی دارای بتای ثابت را مقایسه می‌کند، سه عامل بازار ماه قبل، ماه جاری و ماه آتی هم‌زمان در مدل وارد می‌شوند تا اثرات عدم هم‌زمانی بازده سهام شرکت‌ها با شاخص بازار از بین برود. مدل تک‌عاملی طبق رابطه (۷) برآورد می‌شود:

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \sum_{k=-1}^1 \beta_i(MKT_{t+k}) + \varepsilon_{i,t} \quad \text{رابطه (۷)}$$

پس از برآورد رابطه (۷)، خطای جذر میانگین مربع‌ها محاسبه و از طریق آزمون دیبولد-ماریانو، با خطای جذر میانگین مربع‌ها در رابطه (۱) از نظر آماری مقایسه می‌شود. عامل بازار با یک وقفه پس‌رو و پیش‌رو به سایر مدل‌های چندعاملی هم اضافه و پس از برآورد، با مدل عاملی متناظر بدون وقفه خود که دارای بتای ثابت است، از نظر آماری مقایسه می‌شود.

برای آزمون فرضیه سوم پژوهش که قدرت توضیحی بازده مازاد بر ریسک مدل‌های عاملی با مدل‌های عاملی دارای ویژگی‌های تک‌سهام را مقایسه می‌کند، ابتدا مدل‌های تک‌عاملی شارپ (1964)، سه‌عاملی فاما و فرنچ (1993)، چهارعاملی کاره‌ارت (1997)، پنج‌عاملی فاما و فرنچ (2015)، q عاملی هو و همکاران (2015)، q عاملی تعدیل‌شده هو و همکاران (2021)، پس از اضافه‌کردن متغیرهای مستقل بر اساس ویژگی‌های تک‌سهام (اندازه، ارزش دفتری، سودآوری عملیاتی و نسبت سرمایه‌گذاری) طبق رابطه (۸) به روش حداقل مربعات معمولی برآورد می‌شود. سپس، خطای جذر میانگین مربع‌ها برای مدل‌ها محاسبه و با خطای جذر میانگین مربع‌ها با مدل عاملی متناظر خود، رابطه (۱)، از طریق آزمون دیبولد-ماریانو از نظر آماری مقایسه می‌شود:

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(MKT_t) + \alpha_1 SIZE_{i,t} + \gamma_1 BM_{i,t} + \varphi_1 OP_{i,t} + \omega_1 INV_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{رابطه (۸)}$$

$SIZE_{i,t}$ = اندازه شرکت i در ماه t

$BM_{i,t}$ = نسبت ارزش دفتری شرکت i در ماه t

$OP_{i,t}$ = سودآوری عملیاتی شرکت i در ماه t

$INV_{i,t}$ = نسبت سرمایه‌گذاری شرکت i در ماه t

برای آزمون فرضیه چهارم که قدرت توضیحی بازده مازاد بر ریسک مدل‌های عاملی به روش حداقل مربعات معمولی را با روش متغیر ابزاری مقایسه می‌کند، ابتدا مدل‌های قیمت‌گذاری تک‌عاملی شارپ (1964)، سه‌عاملی فاما و فرنچ (1993)، چهارعاملی کاره‌ارت (1997)، پنج‌عاملی فاما و فرنچ (2015)، q عاملی هو و همکاران (2015) و q عاملی تعدیل‌شده هو و همکاران (2021)، پس از اضافه‌کردن متغیرهای مستقل بر اساس ویژگی‌های تک‌سهام، به روش حداقل مربعات معمولی و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) با واردکردن ویژگی‌های تک‌سهام به عنوان متغیرهای ابزاری برآورد می‌شوند. در واقع، رویکرد متغیر ابزاری در پژوهش حاضر به صورت مرحله‌ای و به ترتیب زیر اجرا می‌شود: در مرحله اول، مدل‌های قیمت‌گذاری (روابط ۱ تا ۸) بدون استفاده از متغیرهای ابزاری و صرفاً با متغیرهای مستقل مبتنی بر پرتفوی مبنا یا تک‌سهام، به روش حداقل مربعات معمولی برآورد می‌شوند. در مرحله دوم، به منظور برطرف‌کردن مشکل درون‌زایی و خطای اندازه‌گیری که از جمله

چالش‌های شناخته‌شده در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای هستند (Angrist & Krueger, 2001)، مدل‌های یادشده مجدداً با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) برآورد می‌شوند. در این مرحله، ویژگی‌های تک‌سهم (اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری، سودآوری عملیاتی و نسبت سرمایه‌گذاری) با یک وقفه زمانی، با هدف اطمینان از عدم همبستگی آنها با جمله خطای جاری، به عنوان متغیرهای ابزاری وارد مدل می‌شوند. سپس، خطای جذر میانگین مربع‌های حاصل از روش GMM با نتایج OLS از طریق آزمون دیبولد-ماریانو از نظر آماری مقایسه می‌شود.

متغیرهای پژوهش

متغیر وابسته:

بازده مازاد بر ریسک ($ER_{i,t}$): بازده اضافی ماهیانه سهام شرکت نسبت به بازده بدون ریسک (نرخ سود ماهیانه اوراق مشارکت دولتی) یا صرف ریسک سهام از تفاوت بازده ماهیانه واقعی سهام و بازده ماهیانه اوراق مشارکت دولتی به شرح زیر محاسبه می‌شود:

$$ER_{i,t} = R_{i,t} - R_{f,t} \quad \text{رابطه (۹)}$$

$$R_{i,t} = \text{بازده واقعی سهام } i \text{ در ماه } t$$

$$R_{f,t} = \text{نرخ بازده بدون ریسک در ماه } t$$

متغیرهای مستقل:

در این پژوهش، متغیرهای مستقل در دو گروه بر اساس پرتفوی‌های مبنا و تک‌سهم به شرح زیر قابل طبقه‌بندی هستند:

الف) متغیرهای مستقل بر اساس پرتفوی‌های مبنا: فاما و فرنچ برای تبیین و پیش‌بینی بازده مازاد بر ریسک سه عامل ریسک بتا، اندازه و ارزش را در مدل سه‌عاملی خود پیشنهاد کردند (Fama & French, 1993). در این رویکرد، شرکت‌های نمونه آماری بر اساس ارزش بازار (عامل اندازه) و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار زیاد (عامل ارزش یا رشد) در پرتفوی‌های مختلف طبقه‌بندی و اختلاف میانگین بازده هر پرتفوی به عنوان عامل پیش‌بین اندازه و ارزش در کنار ریسک بتا در مدل رگرسیونی سه‌عاملی برای پیش‌بینی بازده سهام شرکت‌های نمونه آماری قرار داده می‌شود. گفتنی است، در مدل‌های عاملی، عامل ریسک بتا، عامل اندازه و ارزش و عامل‌های دیگر برای تمامی شرکت‌های نمونه آماری در مقطع زمانی مدنظر ثابت در نظر گرفته می‌شوند. نحوه محاسبه متغیرهای مستقل پژوهش بر اساس رویکرد پرتفوی‌های مبنا به شرح زیر است:

۱) عامل بازار (MKT): تفاوت بازده ماهیانه بازار و بازده بدون ریسک (نرخ سود ماهیانه اوراق مشارکت دولتی) ماهیانه به عنوان عامل بازار یا ریسک بتا در نظر گرفته و از طریق رابطه زیر اندازه‌گیری می‌شود:

$$MKT_t = (R_{m,t} - R_{f,t}) \quad \text{رابطه (۱۰)}$$

$$R_{m,t} = \text{بازده واقعی بازار در ماه } t$$

۲) عامل اندازه (SMB): تفاوت بین میانگین بازده‌های ماهیانه پرتفوی سهام شرکت‌های کوچک و پرتفوی سهام شرکت‌های بزرگ به عنوان عامل اندازه در نظر گرفته می‌شود.

۳) عامل رشد (HML): تفاوت بین میانگین بازده‌های ماهیانه پرتفوی سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار زیاد و پرتفوی سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار کم به عنوان عامل رشد یا ارزش در نظر گرفته می‌شود.

برای محاسبه عامل اندازه و عامل رشد، ابتدا پرتفویهای مبنا تشکیل می‌شوند؛ به این ترتیب که ابتدا، در ابتدای هر سال کلیه شرکت‌ها بر اساس ارزش بازار مرتب و از میانه به دو پرتفوی شرکت‌های با اندازه بزرگ و شرکت‌های با اندازه کوچک تقسیم شده‌اند؛ طوری که هر پرتفوی ۵۰ درصد کل شرکت‌ها را شامل شده است. سپس، شرکت‌ها بر اساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام رتبه‌بندی و به سه گروه تقسیم شده‌اند که شامل به ترتیب ۳۰ درصد شرکت‌های دارای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار زیاد، ۴۰ درصد شرکت‌های دارای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار متوسط و ۳۰ درصد شرکت‌های دارای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار کم هستند. به این ترتیب، شرکت‌ها بر اساس دو عامل اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، به شش پرتفوی طبقه‌بندی می‌شوند. در نهایت، عامل اندازه شرکت از تفاوت بین میانگین ساده بازده پرتفوی‌های مبنای ساخته‌شده شرکت‌های بزرگ‌تر از میانه و میانگین ساده بازده پرتفوی‌های مبنای ساخته‌شده شرکت‌های کوچک‌تر از میانه در هر ماه به شرح رابطه (۱۱) به دست می‌آید:

$$\text{SMB} = \frac{(S/L + S/M + S/H)}{3} - \frac{(B/L + B/M + B/H)}{3} \quad \text{رابطه (۱۱)}$$

S/L = شرکت‌هایی که از نظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها کم است.

S/M = شرکت‌هایی که از نظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها متوسط است.

S/H = شرکت‌هایی که از نظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها زیاد است.

B/L = شرکت‌هایی که از نظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها کم است.

B/M = شرکت‌هایی که از نظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها متوسط است.

B/H = شرکت‌هایی که از نظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها زیاد است.

عامل ارزش شرکت از تفاوت بین میانگین بازده دو پرتفوی ۳۰ درصد با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار زیاد و میانگین بازده دو پرتفوی ۳۰ درصد با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار کم به شرح رابطه (۱۲) در هر ماه محاسبه می‌شود:

$$\text{HML} = \frac{(S/H + B/H)}{2} - \frac{(S/L + B/L)}{2} \quad \text{رابطه (۱۲)}$$

۴) عامل سودآوری (RMW): تفاوت بین میانگین بازده‌های ماهیانه پرتفوی سهام شرکت‌ها با سودآوری زیاد و پرتفوی سهام شرکت‌های با سودآوری کم، در شرایطی که متغیرهای اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار کنترل شده‌اند، به عنوان عامل سودآوری در نظر گرفته می‌شود. در واقع، این عامل به تبیین میزان حساسیت

بازده مورد انتظار یک سهم به تفاوت عملکرد شرکت‌های با سودآوری کم و شرکت‌های با سودآوری زیاد اختصاص دارد.

بر این اساس، برای واردکردن متغیر عامل سودآوری، ۱۸ پرتفوی با استفاده از روش مرتب‌سازی مستقل بر اساس اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و سودآوری عملیاتی تشکیل می‌شوند که از این طریق، اثرات عامل اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار کنترل شده‌اند و فقط تأثیر خالص متغیر سودآوری (بازده حقوق صاحبان سهام یا ROE بر تفاوت بازده سنجیده می‌شود. عامل سودآوری به صورت رابطه (۱۳) محاسبه می‌شود:

$$\text{RMW} = \frac{(\text{HRMW})}{6} - \frac{(\text{LRMW})}{6} \quad \text{رابطه (۱۳)}$$

۵) عامل سرمایه‌گذاری (CMA): تفاوت بین میانگین بازده‌های ماهیانه پرتفوی سهام شرکت‌ها با سرمایه‌گذاری زیاد (جسورانه) و سهام شرکت‌ها با سرمایه‌گذاری کم (محافظه‌کار)، در شرایطی که متغیرهای اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار کنترل شده‌اند، به عنوان عامل سرمایه‌گذاری در نظر گرفته می‌شود. در واقع، این عامل بیانگر میزان حساسیت رفتار بازده مورد انتظار هر سهم نسبت به میزان استفاده از فرصت‌های سرمایه‌گذاری در بازار است.

بر این اساس، برای واردکردن متغیر عامل سرمایه‌گذاری ۱۸ پرتفوی تشکیل می‌شوند؛ به این صورت که ابتدا، شرکت‌ها بر اساس متغیر اندازه به شرکت‌های بزرگ و کوچک و نیز به طور مستقل بر اساس متغیر B/M به شرکت‌های ارزشی (ارزش دفتری به ارزش بازار زیاد)، متوسط و رشدی (ارزش دفتری به ارزش بازار کم) طبقه‌بندی می‌شوند. در طبقه‌بندی شرکت‌ها، بر اساس متغیر اندازه، نقاط تفکیک پرتفوی‌ها میانه است. سپس، شرکت‌ها بر اساس سرمایه‌گذاری (رشد دارایی‌ها) به طور مستقل به سه طبقه، شرکت‌های با سرمایه‌گذاری زیاد، متوسط و کم تقسیم می‌شوند. سپس، این گروه‌های سه‌گانه سرمایه‌گذاری، با پرتفوی‌های شش‌گانه قبلی (که بر اساس اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار تشکیل شده‌اند) به صورت تقاطعی ترکیب می‌شوند تا ۱۸ پرتفوی نهایی تشکیل شوند. به این ترتیب، اثرات عامل اندازه و ارزش دفتری به ارزش بازار کنترل می‌شوند و فقط تأثیر خالص متغیر سرمایه‌گذاری بر بازده سهام از طریق رابطه (۱۴) محاسبه و اندازه‌گیری می‌شود:

$$\text{CMA} = \frac{(\text{HCMA})}{6} - \frac{(\text{LCMA})}{6} \quad \text{رابطه (۱۴)}$$

۶) عامل شتاب (مومنتوم) (MOM): مومنتوم یک سهم تمایل قیمت سهم برای ادامه‌دادن روند قبلی خود (تمایل به افزایش قیمت، اگر قیمت در حال افزایش است و تمایل به کاهش قیمت، اگر قیمت در حال کاهش است) است. در پژوهش حاضر، عامل مومنتوم بر اساس راهبرد (Jegadeesh & Titman, 1993) محاسبه شده است. به این منظور، برای تشکیل پرتفوی مبنای در ابتدای هر سال، میانگین بازده ماهیانه سهام شرکت‌ها در ماه‌های (t-۱۲) تا (t-۲) (دوره تشکیل ۱۱ ماهه) محاسبه می‌شود. به عبارت دیگر، بین پایان دوره تشکیل (پایان ماه t-۲) و شروع دوره نگهداری (ابتدای ماه t)، یک ماه فاصله در نظر گرفته می‌شود تا از سوگیری ناشی از معاملات کوتاه مدت، اصطکاک بازار و اثرات بازگشت به میانگین جلوگیری شود. سپس، بر اساس میانگین بازده محاسبه‌شده، شرکت‌ها از میانه به دو گروه تقسیم می‌شوند: شرکت‌های دارای میانگین بازده ماهیانه سهام بیشتر از

میان (سهام برنده) و شرکت‌های دارای میانگین بازده ماهیانه سهام کمتر از میان (سهام بازنده). در نهایت، از این شرکت‌ها پرتفوی‌های برنده و بازنده تشکیل می‌شوند و عامل مومنتوم در هر ماه به عنوان تفاوت بین میانگین بازده پرتفوی برنده و میانگین بازده پرتفوی بازنده طبق رابطه (۱۵) محاسبه می‌شود:

$$\text{MOM}_t = R_{W,t} - R_{L,t} \quad \text{رابطه (۱۵)}$$

$$R_{W,t} = \text{میانگین بازده پرتفوی برنده در ماه } t$$

$$R_{L,t} = \text{میانگین بازده پرتفوی بازنده در ماه } t$$

(۷) عامل رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار (EG): تفاوت میانگین بازده ماهیانه پرتفوی سهام شرکت‌های با رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار زیاد و پرتفوی سهام شرکت‌های با رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار کم به عنوان عامل رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار در نظر گرفته می‌شود. رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار یک عامل قابل مشاهده نیست و باید پیش‌بینی شود. بر اساس روش ارائه‌شده توسط هو و همکاران، رگرسیون پیش‌بینی مقطعی سالیانه برای پیش‌بینی تغییر یک سال آینده در نسبت سرمایه‌گذاری به دارایی با استفاده از چندین متغیر مالی کلیدی به عنوان متغیر کنترلی در یک دوره چرخشی ۵ ساله برآورد می‌شود (Hou et al., 2021). به طور خاص، نسبت کیوتوبین، جریان‌های نقد عملیاتی و تغییر در بازده حقوق صاحبان سهام به عنوان متغیر کنترلی برای پیش‌بینی رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار در مدل رگرسیونی طبق رابطه (۱۶) به کار می‌رود:

$$IA_{i,t} = \alpha + \beta_1 IA_{i,t-1} + \beta_2 \text{TOBIN}q_{i,t} + \beta_3 \text{CFO}_{i,t} + \beta_4 \text{DROE}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{رابطه (۱۶)}$$

$$IA_{i,t} = \text{سرمایه‌گذاری (نسبت اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات به کل دارایی‌های) شرکت } i \text{ در سال } t$$

$$IA_{i,t-1} = \text{سرمایه‌گذاری (نسبت اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات به کل دارایی‌های) شرکت } i \text{ در سال } t-1$$

$$\text{TOBIN}q_{i,t} = \text{نسبت کیوتوبین شرکت } i \text{ در سال } t$$

$$\text{CFO}_{i,t} = \text{جریان‌های نقدی عملیاتی به کل دارایی‌های شرکت } i \text{ در سال } t$$

$$\text{DROE}_{i,t} = \text{تغییرات بازده حقوق صاحبان سهام شرکت } i \text{ در سال } t \text{ نسبت به سال } t-1$$

پس از برآورد رابطه (۱۶) در یک دوره چرخشی ۵ ساله، در ابتدای هر سال، بر اساس داده‌های هر شرکت به صورت مقطعی و به روش حداقل مربعات معمولی، ضریب β_1 نشان‌دهنده روند تغییرات سرمایه‌گذاری در ۵ سال گذشته است که بر اساس آن می‌توان رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار سال آتی را برآورد کرد. بنابراین، در ابتدای هر سال، بر اساس ضریب β_1 ، شرکت‌ها از میان به دو قسمت تقسیم می‌شوند. شرکت‌های دارای ضریب β_1 بیشتر از میان به عنوان شرکت‌های دارای رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار زیاد و شرکت‌های دارای ضریب β_1 کمتر از میان به عنوان شرکت‌های دارای رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار کم طبقه‌بندی می‌شوند و در دو پرتفوی قرار می‌گیرند. سپس، عامل رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار در هر ماه طبق رابطه (۱۷) محاسبه می‌شود:

$$\text{EG}_t = R_{\text{HEG},t} - R_{\text{LEG},t} \quad \text{رابطه (۱۷)}$$

$$R_{\text{HEG},t} = \text{میانگین بازده پرتفوی دارای رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار زیاد در ماه } t$$

$$R_{\text{LEG},t} = \text{میانگین بازده پرتفوی دارای رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار کم در ماه } t$$

ب) متغیرهای مستقل بر اساس تک‌سهم: بر اساس پژوهش کندمیر و کاراهان، متغیرهای $OP_{i,t}$ ، $BM_{i,t}$ ، $SIZE_{i,t}$ و $INV_{i,t}$ در ابتدای هر سال و بر اساس داده‌های پایان سال مالی قبل ($t-1$) تشکیل می‌شوند؛ سپس، برای پیش‌بینی بازده مازاد بر ریسک ماه‌های سال جاری (t) در مدل‌های عاملی (رگرسیونی) به عنوان متغیرهای پیش‌بین مبتنی بر تک‌سهم به کار می‌روند (Candemir & Karahan, 2024). داده‌های استفاده‌شده برای محاسبه این متغیرها (سمت راست روابط) مربوط به پایان سال مالی قبل ($t-1$) هستند.

۱) اندازه شرکت (SIZE): از طریق لگاریتم ارزش بازار سهام شرکت در ابتدای سال t طبق رابطه (۱۸) اندازه‌گیری می‌شود:

$$SIZE_{i,t} = \ln(\text{market equity}_{i,t-1}) \quad \text{رابطه (۱۸)}$$

$\text{market equity}_{i,t-1}$ = ارزش بازار سهام شرکت i در پایان سال $t-1$

۲) نسبت ارزش دفتری (BM): نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار دارایی‌های شرکت در ابتدای سال t طبق رابطه (۱۹) محاسبه می‌شود:

$$BM_{i,t} = \frac{BTA_{i,t-1}}{MVE_{i,t-1} + BVD_{i,t-1}} \quad \text{رابطه (۱۹)}$$

$BTA_{i,t-1}$ = ارزش دفتری کل دارایی‌های شرکت i در پایان سال $t-1$

$MVE_{i,t-1}$ = ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت i در پایان سال $t-1$

$BVD_{i,t-1}$ = ارزش دفتری بدهی‌های شرکت i در پایان سال $t-1$

۳) سودآوری عملیاتی (OP): از تقسیم سود عملیاتی سال گذشته به ارزش کل دارایی‌های شرکت در ابتدای سال t طبق رابطه (۲۰) محاسبه می‌شود:

$$OP_{i,t} = \frac{OI_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}} \quad \text{رابطه (۲۰)}$$

$OI_{i,t-1}$ = سود عملیاتی شرکت i در سال $t-1$

$TA_{i,t-1}$ = ارزش دفتری کل دارایی کل شرکت i در پایان سال $t-1$

۴) نسبت سرمایه‌گذاری (INV): از طریق نسبت کل اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات سال گذشته به کل دارایی‌های شرکت در ابتدای سال t طبق رابطه (۲۱) محاسبه می‌شود:

$$INV_{i,t} = \frac{PPE_{i,t-1}}{TA_{i,t-1}} \quad \text{رابطه (۲۱)}$$

$PPE_{i,t-1}$ = اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات شرکت i در پایان سال $t-1$

$TA_{i,t-1}$ = ارزش دفتری کل دارایی کل شرکت i در پایان سال $t-1$

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

برای ارائه نمای کلی از ویژگی‌های مهم متغیرهای محاسبه‌شده، برخی از آمارهای توصیفی این متغیرها، شامل میانگین، میانه، انحراف معیار، حداقل و حداکثر، چولگی و کشیدگی مشاهدات در **نگاره (۱)** ارائه شده است.

نگاره ۱: آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

Table 1: Descriptive Statistics of Research Variables

متغیر	بازده	مازاد بر ریسک	عامل بازار	عامل اندازه	عامل رشد (ارزش)	عامل شتاب (مومتوم)	عامل سودآور	عامل سرمایه گذاری	عامل رشد سرمایه گذاری مورد انتظار	اندازه شرکت	نسبت ارزش دفتری	نسبت سودآوری عملیاتی	نسبت سرمایه گذاری
علامت	ABR	MKT	SMB	HML	MOM	RMW	CMA	EG	SIZE	BM	OP	INV	
میانگین	۰/۰۲۹۳	۰/۰۳۲۰	۰/۰۰۷۵	-۰/۰۲۰۹	۰/۷۱۷۰	-۰/۰۰۰۸	-۰/۰۰۰۷	۰/۰۳۶۰	۱۵/۲۶۱	۳/۰۵۸۹	۰/۱۷۰۳	۰/۰۴۹۲	
میانه	-۰/۰۰۷۹	۰/۰۱۳۷	۰/۰۰۲۹	-۰/۰۲۴۳	۰/۲۰۱۱	۰/۰۰۳۶	-۰/۰۰۶۴	۰/۰۲۴۳	۱۵/۰۳۶	۲/۰۶۰۶	۰/۱۴۳۴	۰/۰۱۲۳	
حداکثر	۳/۳۰۹۸	۰/۴۹۴۷	۰/۱۴۵۹	۰/۱۲۳۵	۳۱/۷۷۷۰	۰/۱۳۵۶	۰/۲۱۶۸	۰/۱۷۷۲	۲۱/۵۷۱	۷۶/۰۲۲	۰/۸۴۲۲	۰/۹۴۴۸	
حداقل	-۰/۹۸۸	-۰/۲۱۳	-۰/۱۲۰	-۰/۲۶۶۰	-۰/۹۸۳۲	-۰/۱۶۴۳	-۰/۱۳۰۶	-۰/۰۵۰۹	۱۱/۱۹۷	۰/۶۸۲۱	-۰/۵۳۵۵	-۱/۴۸۵	
انحراف معیار	۰/۱۹۴۵	۰/۱۰۳۹	۰/۰۴۴۷	۰/۰۵۸۵	۱/۶۱۹۷	۰/۰۵۰۹	۰/۰۴۴۹	۰/۰۴۹۲	۱/۶۹۰۷	۳/۶۷۸۵	۰/۱۵۴۵	۰/۱۱۹۱	
چولگی	۱/۵۵۴۴	۱/۴۹۱۶	۰/۳۱۹۴	-۰/۳۳۵۷	۳/۸۵۴۳	-۰/۳۳۹۴	۰/۵۰۳۲	۰/۸۸۳۱	۰/۶۹۰۵	۹/۳۸۰۷	۰/۴۱۸۶	۱/۵۹۹۳	
کشیدگی	۱۴/۰۷۵	۶/۹۹۰۳	۴/۰۷۷۱	۴/۶۶۷۱	۳۲/۶۹۵۵	۳/۶۹۳۷	۷/۵۸۲۲	۳/۴۹۶۱	۳/۷۴۶۱	۱۵۲/۸۴	۳/۶۰۲۲	۲۷/۱۴۳	
جارك‌برا	۱۲۹۶۹	۲۴۳۲۶	۱/۱۵۳۷	۵/۳۱۶۵	۹/۸۳۷۸۶۷	۴۱/۹۲۳	۲۱۵۶۹	۳/۳۲۹۸	۸/۲۴۱۴	۲۲۳۴۹۹	۳/۱۰۴۲	۵۸۱۲۵	
احتمال	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	
فراوانی	۲۳۵۲۰	۲۳۵۲۰	۲۳۵۲۰	۲۳۵۲۰	۲۳۵۲۰	۲۳۵۲۰	۲۳۵۲۰	۲۳۵۲۰	۲۳۵۲۰	۲۳۵۲۰	۲۳۵۲۰	۲۳۵۲۰	۲۳۵۲۰

(منبع: یافته‌های پژوهش)

مطابق **نگاره (۱)**، میانگین بازده مازاد بر ریسک سهام شرکت‌های نمونه آماری به صورت میانگین ماهیانه ۰/۰۲۹ است. فاصله مقدار میانگین (۰/۰۲۹) از میانه (-۰/۰۰۷) این متغیر نشان می‌دهد توزیع آن به توزیع نرمال نزدیک نیست. همچنین، میزان انحراف معیار این متغیر ۰/۱۹۴ و مقدار بیشینه و کمینه آن به ترتیب برابر ۳/۳۰۹ و -۰/۹۸۸ است. در بین متغیرهای پژوهش، نسبت ارزش دفتری بیشترین و عامل اندازه کمترین انحراف معیار را دارد. ضریب چولگی همه متغیرها به جز عامل رشد و عامل سودآوری مثبت است که به اصطلاح چولگی به سمت راست است و می‌توان اظهار کرد مقادیر این داده‌ها در زیر میانگین تمرکز یافته است. طبق آماره آزمون جارك-برا، هیچ یک از متغیرهای ماهیانه پژوهش دارای توزیع نرمال نیستند. گفتنی است، قبل از برآورد مدل‌های رگرسیونی، به منظور اطمینان از ثبات ضرایب و قابل اتکا بودن آنها و همچنین کاذب‌نبودن نتایج،

آزمون عامل تورم واریانس (VIF) اجرا شد که نتایج آزمون نشان داد در مدل‌های پژوهش، میزان تورم واریانس متغیرهای مستقل پژوهش در حد مجاز (کمتر از ۱۰) قرار دارد و مشکل هم‌خطی وجود ندارد. همچنین، نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته بیانگر آن بود که متغیرها در طی دوره پژوهش، در سطح پایا بوده‌اند و میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال‌های مختلف ثابت بوده است و استفاده از این متغیرها در مدل باعث به وجود آمدن رگرسیون کاذب نمی‌شود.

تجزیه و تحلیل آماری و آزمون فرضیه‌ها

آزمون فرضیه اول: قدرت توضیحی بازده مازاد بر ریسک مدل‌های چندعاملی و مدل تک‌عاملی تفاوتی معنادار دارد.

خلاصه نتایج برآورد مدل‌های تک‌عاملی و چندعاملی قیمت‌گذاری دارای بتای ثابت و بدون ویژگی‌های تک‌سهم به روش حداقل مربعات معمولی و قدرت پیش‌بینی هر مدل به شرح [نگاره \(۲\)](#) و [نگاره \(۳\)](#) است.

نگاره ۲: خلاصه نتایج برآورد مدل‌های تک‌عاملی و چندعاملی قیمت‌گذاری دارای بتای ثابت و بدون ویژگی‌های تک‌سهم

Table 2: Summary of the Estimation Results of Constant Beta Factor Models without Firm-Specific Characteristics

خطای جذر میانگین مربع‌ها	ضریب تعیین تعدیل شده	مدل
۰/۱۸۰۱۴	۰/۱۴۲۲۶	مدل تک‌عاملی شارپ (1964) دارای بتای ثابت و بدون ویژگی‌های تک‌سهم
۰/۱۷۶۱۳	۰/۱۷۹۹۲	مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (1993) دارای بتای ثابت و بدون ویژگی‌های تک‌سهم
۰/۱۸۰۸۰	۰/۱۷۹۰۰	مدل چهارعاملی کارهات (1997) دارای بتای ثابت و بدون ویژگی‌های تک‌سهم
۰/۱۷۵۷۲	۰/۱۸۳۶۸	مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ (2015) دارای بتای ثابت و بدون ویژگی‌های تک‌سهم
۰/۱۷۵۷۵	۰/۱۸۳۴۴	مدل q عاملی هو و همکاران (2015) دارای بتای ثابت و بدون ویژگی‌های تک‌سهم
۰/۱۷۵۷۵	۰/۱۸۳۴۴	مدل q عاملی تعدیل شده هو و همکاران (2021) دارای بتای ثابت و بدون ویژگی‌های تک‌سهم

(منبع: یافته‌های پژوهش)

طبق [نگاره \(۲\)](#)، مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ (2015) دارای بتای ثابت و بدون ویژگی‌های تک‌سهم بزرگ‌ترین ضریب تعیین تعدیل شده که نشان‌دهنده توان تبیین مدل و کوچک‌ترین میزان خطای جذر میانگین مربع‌ها که نشان‌دهنده خطای پیش‌بینی متغیر وابسته توسط مدل رگرسیونی است را داراست. بنابراین، در بین شش مدل، دارای بتای ثابت و بدون ویژگی‌های تک‌سهم، توان بیشتری برای تبیین بازده مازاد بر ریسک سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران دارد. همچنین، طبق نتایج آزمون ترکیبی یا آزمون فراگیر پیش‌بینی در [نگاره \(۳\)](#)، از آنجا که مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ (2015) دارای بتای ثابت و بدون ویژگی‌های تک‌سهم، خطای جذر میانگین مربع‌های کوچک‌تری نسبت به سایر مدل‌ها دارد، دقت پیش‌بینی بازده مازاد بر ریسک سهام

بیشتری نسبت به مدل‌های دیگر دارای بتای ثابت و بدون ویژگی‌های تک‌سهم دارد؛ در نتیجه، فرضیه اول پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید می‌شود.

نگاره ۳: نتایج آزمون ترکیبی یا آزمون فراگیر پیش‌بینی مدل‌های تک‌عاملی و چندعاملی

Table 3: Results of the Comprehensive Forecasting Test for Single-Factor and Multifactor Models

نتیجه آزمون	سطح معنا داری	آماره آزمون	خطای جذر میانگین مربع‌ها	مدل
رد H0	۰/۰۰۰۰	۷۸/۷۸۸۰۳	۰/۱۸۰۱۴	مدل تک‌عاملی شارپ (1964) دارای بتای ثابت و بدون ویژگی‌های تک‌سهم
رد H0	۰/۰۰۰۰	۷/۷۱۶۳۰	۰/۱۷۶۱۳	مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (1993) دارای بتای ثابت و بدون ویژگی‌های تک‌سهم
رد H0	۰/۰۰۰۰	۱۱۶۷/۵۵	۰/۱۸۰۸۰	مدل چهارعاملی کارهات (1997) دارای بتای ثابت و بدون ویژگی‌های تک‌سهم
رد H0	۰/۰۰۰۰	۱۳/۵۹۰	۰/۱۷۵۷۲	مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ (2015) دارای بتای ثابت و بدون ویژگی‌های تک‌سهم
رد H0	۰/۰۰۰۰	۱۵/۰۰۵	۰/۱۷۵۷۵۴	مدل q عاملی هو و همکاران (2015) دارای بتای ثابت و بدون ویژگی‌های تک‌سهم
رد H0	۰/۰۰۰۰	۷۸/۷۸۸۰۳	۰/۱۸۰۱۴	مدل q عاملی تعدیل‌شده هو و همکاران (2021) دارای بتای ثابت و بدون ویژگی‌های تک‌سهم
مدل برتر: مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ (2015) دارای بتای ثابت و بدون ویژگی‌های تک‌سهم				

(منبع: یافته‌های پژوهش)

آزمون فرضیه دوم: قدرت توضیحی بازده مازاد بر ریسک مدل‌های عاملی دارای بتای متغیر با زمان و مدل‌های عاملی دارای بتای ثابت تفاوتی معنادار دارد.

خلاصه نتایج برآورد مدل‌های تک‌عاملی و چندعاملی قیمت‌گذاری با بتای متغیر و بدون ویژگی‌های تک‌سهم به روش حداقل مربعات معمولی و قدرت پیش‌بینی هر مدل به شرح نگاره (۴) و نگاره (۵) است.

نگاره ۴: خلاصه نتایج برآورد مدل‌های تک‌عاملی و چندعاملی قیمت‌گذاری دارای بتای متغیر و بدون ویژگی‌های تک‌سهم

Table 4: Summary of the Estimation Results of Time-Varying Beta Factor Models without Firm-Specific Characteristics

خطای جذر میانگین مربع‌ها	ضریب تعیین تعدیل‌شده	مدل
۰/۱۷۹۴۱	۰/۱۴۹۲۲	مدل تک‌عاملی شارپ (1964) دارای بتای متغیر و بدون ویژگی‌های تک‌سهم
۰/۱۷۵۹۴	۰/۱۸۱۷۰	مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (1993) دارای بتای متغیر و بدون ویژگی‌های تک‌سهم
۰/۱۸۱۲۰	۰/۱۸۱۵۰	مدل چهارعاملی کارهات (1997) دارای بتای متغیر و بدون ویژگی‌های تک‌سهم

۰/۱۷۵۳۶	۰/۱۸۷۰۱	مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ (2015) دارای بتای متغیر و بدون ویژگی‌های تک‌سهم
۰/۱۷۵۳۶	۰/۱۸۷۰۴	مدل q عاملی هو و همکاران (2015) دارای بتای متغیر و بدون ویژگی‌های تک‌سهم
۰/۱۷۵۳۶	۰/۱۸۷۰۰	مدل q عاملی تعدیل‌شده هو و همکاران (2021) دارای بتای متغیر و بدون ویژگی‌های تک‌سهم
مدل برتر: مدل q عاملی هو و همکاران (2015) دارای بتای متغیر و بدون ویژگی‌های تک‌سهم		

(منبع: یافته‌های پژوهش)

طبق **نگاره ۴**، مدل q عاملی هو و همکاران (2015) دارای بتای متغیر با زمان و بدون ویژگی‌های تک‌سهم بزرگ‌ترین ضریب تعیین تعدیل‌شده و کوچک‌ترین میزان خطای جذر میانگین مربع‌ها را دارد. بنابراین، در بین شش مدل، دارای بتای متغیر با زمان و بدون ویژگی‌های تک‌سهم، توان بیشتری برای تبیین بازده مازاد بر ریسک سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران دارد.

نگاره ۵: نتایج آزمون دیبولد-ماریانو برای مقایسه دقت پیش‌بینی شش جفت مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (دارای بتای متغیر با زمان و دارای بتای ثابت)

Table 5: Diebold-Mariano Test Results for Comparing the Predictive Accuracy of Six Pairs of Asset Pricing Models (Time-Varying Beta vs. Constant Beta)

مدل	روش	علامت اختصاری	خطای جذر میانگین مربع‌ها	آماره آزمون	سطح معناداری	نتیجه آزمون	مدل برتر
مدل تک‌عاملی شارپ (1964) بدون ویژگی‌های تک‌سهم	دارای بتای ثابت	CAPMFB	۰/۱۸۰۱	۵/۵۰۹۷۵	۰/۰۰۰۰	رد H0	CAPMVB
	دارای بتای متغیر	CAPMVB	۰/۱۷۹۴				
مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (1993) بدون ویژگی‌های تک‌سهم	دارای بتای ثابت	THREEFFB	۰/۱۷۶۱	۲/۷۱۳۲۳۸	۰/۰۰۶۷	رد H0	THREEFVB
	دارای بتای متغیر	THREEFVB	۰/۱۷۵۹				
مدل چهارعاملی کارهات (1997) بدون ویژگی‌های تک‌سهم	دارای بتای ثابت	FOURFFB	۰/۱۸۰۸	۲/۳۴۹۱۰۱	۰/۰۱۸۸۱	رد H0	FOURFVB
	دارای بتای متغیر	FOURFVB	۰/۱۸۰۲				
مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ (2015) بدون ویژگی‌های تک‌سهم	دارای بتای ثابت	FIVEFFB	۰/۱۷۵۷	۳/۸۴۴۹۵۳	۰/۰۰۰۱	رد H0	FIVEFVB
	دارای بتای متغیر	FIVEFVB	۰/۱۷۵۳				
مدل q عاملی هو و همکاران (2015) بدون ویژگی‌های تک‌سهم	دارای بتای ثابت	QFFB	۰/۱۷۵۷	۴/۰۷۴۸۵۴	۰/۰۰۰۰	رد H0	QFVB
	دارای بتای متغیر	QFVB	۰/۱۷۵۳				
مدل q عاملی تعدیل‌شده	دارای بتای	AQFFB	۰/۱۷۵۷	۴/۰۲۰۱۷۰	۰/۰۰۰۱	رد H0	AQFVB

					ثابت	هو و همکاران (2021) بدون ویژگی‌های تک‌سهم
					دارای بتای متغیر	
			۰/۱۷۵۳	AQFVB		

(منبع: یافته‌های پژوهش)

همچنین، طبق نتایج آزمون دیبولد-ماریانو به شرح **نگاره (۵)**، در تمامی جفت مدل‌ها، مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای دارای بتای متغیر با زمان، خطای جذر میانگین مربع‌های کوچک‌تری دارند؛ در نتیجه، دقت پیش‌بینی بازده مازاد بر ریسک سهام بیشتری نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای دارای بتای ثابت دارند و فرضیه دوم پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید می‌شود.

آزمون فرضیه سوم: قدرت توضیحی بازده مازاد بر ریسک مدل‌های عاملی دارای ویژگی‌های تک‌سهم و مدل‌های عاملی تفاوتی معنادار دارد.

خلاصه نتایج برآورد مدل‌های تک‌عاملی و چندعاملی قیمت‌گذاری دارای بتای ثابت با ویژگی‌های تک‌سهم به روش حداقل مربعات معمولی و قدرت پیش‌بینی هر مدل به شرح **نگاره (۶)** و **نگاره (۷)** است.

نگاره ۶: خلاصه نتایج برآورد مدل‌های تک‌عاملی و چندعاملی قیمت‌گذاری دارای بتای ثابت و ویژگی‌های تک‌سهم

Table 6: Summary of the Estimation Results of Constant Beta Factor Models with Firm-Specific Characteristics

خطای جذر میانگین مربع‌ها	ضریب تعیین تعدیل شده	مدل
۰/۱۸۰۰۵	۰/۱۴۳۰۰	مدل تک‌عاملی شارپ (1964) دارای بتای ثابت و ویژگی‌های تک‌سهم
۰/۱۷۵۹۹	۰/۱۸۱۰۹	مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (1993) دارای بتای ثابت و ویژگی‌های تک‌سهم
۰/۱۸۰۷۱	۰/۱۷۹۸۰	مدل چهارعاملی کارهات (1997) دارای بتای ثابت و ویژگی‌های تک‌سهم
۰/۱۷۵۵۶	۰/۱۸۵۰۷	مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ (2015) دارای بتای ثابت و ویژگی‌های تک‌سهم
۰/۱۷۵۵۹	۰/۱۸۴۷۵	مدل q عاملی هو و همکاران (2015) دارای بتای ثابت و ویژگی‌های تک‌سهم
۰/۱۷۵۵۸	۰/۱۸۴۸۵	مدل q عاملی تعدیل‌شده هو و همکاران (2021) دارای بتای ثابت و ویژگی‌های تک‌سهم
مدل برتر: مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ (2015) دارای بتای ثابت و ویژگی‌های تک‌سهم		

(منبع: یافته‌های پژوهش)

طبق نگاره (۶)، مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ (2015) دارای بتای ثابت و ویژگی‌های تک‌سهم بزرگ‌ترین ضریب تعیین تعدیل‌شده و کوچک‌ترین میزان خطای جذر میانگین مربع‌ها را دارد. بنابراین، در بین شش مدل دیگر، توان بیشتری برای تبیین بازده مازاد بر ریسک سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران دارد. همچنین، طبق نتایج آزمون دیبولد-ماریانو در **نگاره (۷)** و سطح معناداری آماره آزمون، دقت پیش‌بینی بازده مازاد بر ریسک سهام شش جفت مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای دارای بتای ثابت، بدون و با ویژگی‌های تک‌سهم یکسان نیست و اضافه‌کردن ویژگی‌های تک‌سهم به مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای دارای بتای ثابت دقت پیش‌بینی بازده مازاد بر ریسک سهام آنها را افزایش می‌دهد.

نگاره ۷: نتایج آزمون دیبولد-ماریانو برای مقایسه دقت پیش‌بینی شش جفت مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (دارای بتای ثابت بدون و با ویژگی‌های تک‌سهم)

Table 7: Diebold-Mariano Test Results for Comparing the Predictive Accuracy of Six Pairs of Asset Pricing Models (Constant Beta without vs. with Firm-Specific Characteristics)

مدل	روش	علامت اختصاری	خطای جذر میانگین مربع‌ها	آماره آزمون	سطح معناداری	نتیجه آزمون	مدل برتر
مدل تک‌عاملی شارپ (1964) با بتای ثابت	بدون ویژگی‌های تک‌سهم	CAPMFB	۰/۱۸۰۱	۲/۳۸۶۳	۰/۰۱۷۰	رد H0	CAPMFBIS
	با ویژگی‌های تک‌سهم	CAPMFBIS	۰/۱۸۰۰				
مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (1993) دارای بتای ثابت	بدون ویژگی‌های تک‌سهم	THREEFFB	۰/۱۷۶۱	۳/۰۲۵۱	۰/۰۰۲۵	رد H0	THREEFFBIS
	با ویژگی‌های تک‌سهم	THREEFFBIS	۰/۱۷۵۹				
مدل چهارعاملی کارهات (1997) دارای بتای ثابت	بدون ویژگی‌های تک‌سهم	FOURFFB	۰/۱۸۰۸	۲/۳۹۲	۰/۰۱۶۷	رد H0	FOURFFBIS
	با ویژگی‌های تک‌سهم	FOURFFBIS	۰/۱۸۰۷				
مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ (2015) دارای بتای ثابت	بدون ویژگی‌های تک‌سهم	FIVEFFB	۰/۱۷۵۷	۳/۲۷۱۵	۰/۰۰۱۱	رد H0	FIVEFFBIS
	با ویژگی‌های تک‌سهم	FIVEFFBIS	۰/۱۷۵۵				
مدل q عاملی هو و همکاران (2015) دارای بتای ثابت	بدون ویژگی‌های تک‌سهم	QFFB	۰/۱۷۵۷	۳/۱۲۵۷	۰/۰۰۱۸	رد H0	QFFBIS
	با ویژگی‌های تک‌سهم	QFFBIS	۰/۱۷۵۵				
مدل q عاملی تعدیل شده هو و همکاران (2021) دارای بتای ثابت	بدون ویژگی‌های تک‌سهم	AQFFB	۰/۱۷۵۷	۳/۳۰۲۸	۰/۰۰۱۰	رد H0	AQFFBIS
	با ویژگی‌های تک‌سهم	AQFFBIS	۰/۱۷۵۵				

(منبع: یافته‌های پژوهش)

خلاصه نتایج برآورد مدل‌های تک‌عاملی و چندعاملی قیمت‌گذاری دارای بتای متغیر با ویژگی‌های تک‌سهم به روش حداقل مربعات معمولی و قدرت پیش‌بینی هر مدل به شرح نگاره (۸) و نگاره (۹) است.

طبق **نگاره (۸)**، مدل q عاملی تعدیل‌شده هو و همکاران (2021) دارای بتای متغیر و ویژگی‌های تک‌سهم بزرگ‌ترین ضریب تعیین تعدیل‌شده و کوچک‌ترین میزان خطای جذر میانگین مربع‌ها را دارد. بنابراین، در بین شش مدل دیگر، توان بیشتری برای تبیین بازده مازاد بر ریسک سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران دارد. همچنین، طبق نتایج آزمون دیبولد-ماریانو در **نگاره (۹)** و سطح معناداری آماره آزمون، دقت پیش‌بینی بازده مازاد بر ریسک سهام شش جفت مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای دارای بتای متغیر، بدون و با ویژگی‌های تک‌سهم یکسان نیست و اضافه‌کردن ویژگی‌های تک‌سهم به مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای دارای بتای متغیر دقت پیش‌بینی بازده مازاد بر ریسک سهام آنها را افزایش می‌دهد. بنابراین، با توجه به نتایج **نگاره (۸)** و **نگاره (۹)**، فرضیه سوم پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید می‌شود.

نگاره ۸: خلاصه نتایج برآورد مدل‌های تک‌عاملی و چندعاملی قیمت‌گذاری دارای بتای متغیر و ویژگی‌های تک‌سهم

Table 8: Summary of the Estimation Results of Time-Varying Beta Factor Models with Firm-Specific Characteristics

خطای جذر میانگین مربع‌ها	ضریب تعیین تعدیل‌شده	مدل
۰/۱۷۹۲۷	۰/۱۵۰۳۳	مدل تک‌عاملی شارپ (1964) دارای بتای متغیر و ویژگی‌های تک‌سهم
۰/۱۷۵۷۷	۰/۱۸۳۱۱	مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (1993) دارای بتای متغیر و ویژگی‌های تک‌سهم
۰/۱۸۱۱۰	۰/۱۸۲۳۱	مدل چهارعاملی کارهات (1997) دارای بتای متغیر و ویژگی‌های تک‌سهم
۰/۱۷۵۱۵۵	۰/۱۸۸۸۳	مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ (2015) دارای بتای متغیر و ویژگی‌های تک‌سهم
۰/۱۷۵۱۵۶	۰/۱۸۸۸۵	مدل q عاملی هو و همکاران (2015) دارای بتای متغیر و ویژگی‌های تک‌سهم
۰/۱۷۵۱۵۲	۰/۱۸۸۸۶	مدل q عاملی تعدیل‌شده هو و همکاران (2021) دارای بتای متغیر و ویژگی‌های تک‌سهم
مدل برتر: مدل q عاملی تعدیل‌شده هو و همکاران (2021) دارای بتای متغیر و ویژگی‌های تک‌سهم		

(منبع: یافته‌های پژوهش)

نگاره ۹: نتایج آزمون دیبولد-ماریانو برای مقایسه دقت پیش‌بینی شش جفت مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (دارای بتای متغیر بدون و با ویژگی‌های تک‌سهم)

Table 9: Diebold-Mariano Test Results for Comparing the Predictive Accuracy of Six Pairs of Asset Pricing Models (Time-Varying Beta without vs. with Firm-Specific Characteristics)

مدل برتر	نتیجه آزمون	سطح معناداری	آماره آزمون	خطای جذر میانگین مربع‌ها	علامت اختصاری	روش	مدل
CAPMVBIS	رد H_0	۰/۰۰۲۶	۳/۰۰۹۶	۰/۱۷۹۴	CAPMVB	بدون ویژگی‌های تک‌سهم	مدل تک‌عاملی شارپ (1964) با بتای ثابت
				۰/۱۷۹۲	CAPMVBIS	با ویژگی‌های تک‌سهم	
THREEFVBIS	رد H_0	۰/۰۰۱۰	۳/۳۰۴۴	۰/۱۷۵۹	THREEFVB	بدون ویژگی‌های تک‌سهم	مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (1993) دارای بتای ثابت
				۰/۱۷۵۷	THREEFVBIS	با ویژگی‌های تک‌سهم	

مدل	روش	علامت اختصاری	خطای جذر میانگین مربع‌ها	آماره آزمون	سطح معناداری	نتیجه آزمون	مدل برتر
مدل چهارعاملی کارهات (1997) دارای بتای ثابت	بدون ویژگی‌های تک‌سهم	FOURFVB	۰/۱۸۱۲	۲/۶۳۷۴	۰/۰۰۸۳	رد H0	FOURFVBIS
	با ویژگی‌های تک‌سهم	FOURFVBIS	۰/۱۸۱۱				
مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ (2015) دارای بتای ثابت	بدون ویژگی‌های تک‌سهم	FIVEFVB	۰/۱۷۵۳	۳/۷۳۰۳	۰/۰۰۰۲	رد H0	FIVEFVBIS
	با ویژگی‌های تک‌سهم	FIVEFVBIS	۰/۱۷۵۱				
مدل q عاملی هو و همکاران (2015) دارای بتای ثابت	بدون ویژگی‌های تک‌سهم	QFVB	۰/۱۷۵۳	۳/۷۰۲۳	۰/۰۰۰۲	رد H0	QFVBIS
	با ویژگی‌های تک‌سهم	QFVBIS	۰/۱۷۵۱				
مدل q عاملی تعدیل‌شده هو و همکاران (2021) دارای بتای ثابت	بدون ویژگی‌های تک‌سهم	AQFVB	۰/۱۷۵۳	۳/۷۸۹۳	۰/۰۰۰۲	رد H0	AQFVBIS
	با ویژگی‌های تک‌سهم	AQFVBIS	۰/۱۷۵۱				

(منبع: یافته‌های پژوهش)

آزمون فرضیه چهارم: قدرت توضیحی بازده مازاد بر ریسک مدل‌های عاملی برآوردشده به روش حداقل مربعات معمولی و روش متغیر ابزاری تفاوتی معنادار دارد.

نگاره ۱۰: نتایج آزمون دیبولد-ماریانو برای مقایسه مدل‌های عاملی به رگرسیون حداقل مربعات معمولی و گشتاورهای تعمیم‌یافته

Table 10: Diebold-Mariano Test Results for Comparing Factor Models Estimated via Ordinary Least Squares (OLS) and Generalized Method of Moments (GMM)

روش	خطای جذر میانگین مربع‌ها	آماره آزمون	سطح معناداری	نتیجه آزمون	روش	مدل
OLS	۰/۱۸۱۲	۵/۹۱۱۰	۰/۰۰۰۰	رد H0	GMM	مدل تک‌عاملی شارپ (1964) دارای بتای ثابت و ویژگی‌های تک‌سهم
	۰/۱۸۰۰				OLS	
OLS	۰/۱۸۳۳	۱۵/۰۰۱	۰/۰۰۰۰	رد H0	GMM	مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (1993) دارای بتای ثابت و ویژگی‌های تک‌سهم
	۰/۱۷۵۹				OLS	
OLS	۰/۳۰۹۹	۳۹/۰۰۰	۰/۰۰۰۰	رد H0	GMM	مدل چهارعاملی کارهات (1997) دارای بتای ثابت و ویژگی‌های تک‌سهم
	۰/۱۸۰۷				OLS	
OLS	۰/۱۸۴۵	۱۷/۴۹۷	۰/۰۰۰۰	رد H0	GMM	مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ (2015) دارای بتای ثابت و ویژگی‌های تک‌سهم
	۰/۱۷۵۵				OLS	
OLS	۰/۱۸۱۴	۱۵/۴۶۷	۰/۰۰۰۰	رد H0	GMM	مدل q عاملی هو و همکاران (2015) دارای بتای ثابت و

				۰/۱۷۵۵	OLS	ویژگی‌های تک‌سهم
OLS	H0 رد	۰/۰۰۰۰	۱۲/۵۸۲۹	۰/۱۸۰۳	GMM	مدل q عاملی تعدیل‌شده هو و همکاران (2021) دارای
				۰/۱۷۵۵	OLS	بتای ثابت و ویژگی‌های تک‌سهم

(منبع: یافته‌های پژوهش)

طبق نتایج آزمون دیبولد-ماریانو برای مقایسه مدل‌های عاملی به رگرسیون حداقل مربعات معمولی و گشتاورهای تعمیم‌یافته در **نگاره (۱۰)** و سطح معناداری آماره آزمون، مدل‌های برآوردشده به روش حداقل مربعات معمولی دقت پیش‌بینی بازده مازاد بر ریسک سهام بیشتری نسبت به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته دارند و فرضیه چهارم پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید می‌شود.

در نهایت، قدرتمندترین مدل از بین چهار مدل برتر یادشده از لحاظ قدرت تبیین و دقت پیش‌بینی بازده مازاد بر ریسک سهام به روش حداقل مربعات معمولی برآورد و سپس، با آزمون ترکیبی از نظر آماری مقایسه شد. طبق نتایج **نگاره (۱۱)** و سطح معناداری آماره آزمون، مدل q عاملی تعدیل‌شده هو و همکاران (2021) با بتای متغیر با زمان و ویژگی‌های تک‌سهم، دقت پیش‌بینی بازده مازاد بر ریسک سهام بیشتری نسبت به مدل‌های دیگر دارد. بنابراین، به عنوان مدل برتر پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید می‌شود.

نگاره ۱۱: نتایج آزمون ترکیبی یا آزمون فراگیر پیش‌بینی مدل‌های منتخب

Table 11: Results of the Comprehensive Forecasting Test for Selected Models

نتیجه آزمون	سطح معناداری	آماره آزمون	خطای جذر میانگین مربع‌ها	مدل
H0 رد	۰/۰۰۰۰	۵۱/۶۸۸	۰/۱۷۵۷۲	مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ (2015) با بتای ثابت و بدون ویژگی‌های تک‌سهم
H0 رد	۰/۰۰۰۰	۱۸/۸۴۳	۰/۱۷۵۳۶	مدل q عاملی هو و همکاران (2015) با بتای متغیر با زمان و بدون ویژگی‌های تک‌سهم
H0 رد	۰/۰۰۰۰	۳۶/۹۵۱	۰/۱۷۵۵۶	مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ (2015) با بتای ثابت و ویژگی‌های تک‌سهم
H0 رد	۰/۰۰۰۰	۲۵/۰۲۱	۰/۱۷۵۱۵	مدل q عاملی تعدیل‌شده هو و همکاران (2021) با بتای متغیر با زمان و ویژگی‌های تک‌سهم
مدل برتر نهایی: مدل q عاملی تعدیل‌شده هو و همکاران (2021) با بتای متغیر و ویژگی‌های تک‌سهم				

(منبع: یافته‌های پژوهش)

تحلیل حساسیت نسبت به روش برآورد: رویکرد GMM

به منظور بررسی پایداری نتایج نسبت به روش برآورد و اعتبار ابزارها، مدل‌های عاملی مطرح‌شده با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) مجدداً برآورد شدند. **نگاره (۱۲)** خلاصه‌ای از نتایج این برآوردها شامل ضریب تعیین تعدیل‌شده، آماره آزمون سارگان برای بررسی اعتبار کلی متغیرهای ابزاری در روش GMM و سطح معناداری آن را به همراه وضعیت اعتبار هر مدل ارائه می‌دهد.

نتایج برآورد مدل‌های عاملی با روش GMM نشان می‌دهد از میان شش مدل مورد بررسی، چهار مدل تک‌عاملی شارپ (1964)، سه‌عاملی فاما و فرنچ (1993)، پنج‌عاملی فاما و فرنچ (2015) و q عاملی هو و

همکاران (2015) در آزمون سارگان معتبر هستند. در مقابل، مدل‌های چهارعاملی کارهات (1997) و q عاملی تعدیل‌شده هو و همکاران (2021) با سطوح معناداری به ترتیب $0/066$ و $0/061$ در مرز اعتبار قرار دارند. با وجود اینکه بیشترین ضریب تعیین متعلق به مدل چهارعاملی کارهات است، این مدل و مدل q عاملی تعدیل‌شده به دلیل اعتبار مرزی و مواجهه با ریسک بیش‌برازش و وجود متغیرهای ابزاری ضعیف، نمی‌توانند به عنوان مدل برتر در چارچوب GMM معرفی شوند. از سوی دیگر، مدل‌های سه‌عاملی (1993) و پنج‌عاملی (2015) فاما و فرنچ نیز با وجود اعتبار قابل قبول، کمترین ضریب تعیین را دارا هستند که نشان‌دهنده عملکرد ضعیف عوامل سودآوری و سرمایه‌گذاری در مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ (2015) و عدم کارایی لازم در روش GMM است. بنابراین، نمی‌توان صرفاً بر اساس ابزارها، مدلی را برتر دانست. بررسی تعادل بین اعتبار و قدرت تبیین نشان می‌دهد مدل q عاملی هو و همکاران با ضریب تعیین $0/1295$ و بالاترین سطح اطمینان سارگان، بهترین تعادل را ارائه می‌دهد و به عنوان مدل منتخب و پایدارترین مدل در روش GMM انتخاب می‌شود. مدل q عاملی تعدیل‌شده اگرچه ضریب تعیین بیشتری نسبت به مدل q عاملی دارد، این اختلاف در قدرت تبیین به بهای کاهش اعتبار مدل از معتبر به مرزی تمام شده است که نشان‌دهنده افزودن متغیرهای غیرضروری در نسخه تعدیل‌شده است. همچنین، مدل تک‌عاملی شارپ با ضریب تعیین $0/1320$ و اعتبار زیاد، عملکردی قابل ملاحظه برای یک مدل تک‌عاملی دارد و پس از مدل q عاملی، دومین گزینه مناسب در روش GMM محسوب می‌شود.

نگاره ۱۲: تحلیل حساسیت نسبت به روش برآورد: نتایج GMM

Table 12: Sensitivity Analysis of the Estimation Method: GMM Results

وضعیت سارگان	سطح معناداری	آماره آزمون	ضریب تعیین تعدیل‌شده	مدل
معتبر	$0/815$	$0/943$	$0/1320$	مدل تک‌عاملی شارپ (1964) دارای بتای متغیر و ویژگی‌های تک‌سهم
معتبر	$0/137$	$5/599$	$0/1118$	مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (1993) دارای بتای متغیر و ویژگی‌های تک‌سهم
مرزی	$0/061$	$3/498$	$0/2172$	مدل چهارعاملی کارهات (1997) دارای بتای متغیر و ویژگی‌های تک‌سهم
معتبر	$0/242$	$4/191$	$0/1065$	مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ (2015) دارای بتای متغیر و ویژگی‌های تک‌سهم
معتبر	$0/486$	$0/486$	$0/1295$	مدل q عاملی هو و همکاران (2015) دارای بتای متغیر و ویژگی‌های تک‌سهم
مرزی	$0/066$	$3/384$	$0/1403$	مدل q عاملی تعدیل‌شده هو و همکاران (2021) دارای بتای متغیر و ویژگی‌های تک‌سهم

(منبع: یافته‌های پژوهش)

بحث و نتیجه‌گیری

بازده سهام، به عنوان شاخصی کلیدی از عملکرد شرکت، نقشی اساسی در جذب سرمایه‌گذاری ایفا می‌کند. با توجه به اینکه بازده معمولاً با نوسانات و در نتیجه ریسک همراه است، هماهنگی بازده و قیمت سهام با میزان ریسک‌پذیری سرمایه‌گذاران از اهمیت زیادی برخوردار است. بازده مازاد و ریسک از جمله مباحث مهمی هستند

که توجه پژوهشگران حوزه مالی را به خود جلب کرده‌اند. سرمایه‌گذاران نیازمند ارزیابی میزان حساسیت دارایی‌های مالی خود نسبت به سطوح مختلف ریسک هستند. پژوهش حاضر با هدف مقایسه قدرت تبیین بازده مازاد بر ریسک مدل‌های عاملی با تک‌سهم با استفاده از رویکرد متغیر ابزاری با مدل‌های عاملی مبتنی بر پرتفوی های مبنا در بورس اوراق بهادار تهران و انتخاب مدل قیمت‌گذاری برتر، مدل‌های تک‌عاملی شارپ (1964)، سه عاملی فاما و فرنچ (1993)، چهارعاملی کارهات (1997)، پنج‌عاملی فاما و فرنچ (2015)، q عاملی هو و همکاران (2015)، q عاملی تعدیل‌شده هو و همکاران (2021) را با بتای ثابت، بتای متغیر با زمان و دارای ویژگی‌های تک‌سهم برآورد کرد.

نتایج بخش اول پژوهش نشان داد قدرت توضیحی بازده مازاد بر ریسک مدل‌های چندعاملی و مدل تک‌عاملی تفاوتی معنادار دارد و مدل‌های چندعاملی با لحاظ کردن عوامل ریسک فراتر از ریسک سیستماتیک بازار، در تبیین دقیق‌تر بازده مازاد بر ریسک موفق بوده‌اند و کاستی‌های مدل تک‌عاملی را جبران کرده‌اند. یافته‌های بخش دوم پژوهش نیز حاکی از آن است که تفاوتی معنادار در قدرت تبیین بازده مازاد بر ریسک بین مدل‌های عاملی با بتای متغیر با زمان و مدل‌های عاملی با بتای ثابت وجود دارد؛ به گونه‌ای که مدل‌های دارای بتای متغیر با زمان از قدرت پیش‌بینی بیشتری برخوردار هستند. می‌توان این گونه استدلال کرد که تفاوت چشمگیر در قدرت توضیحی میان مدل‌های عاملی با بتای متغیر با زمان و مدل‌های عاملی با بتای ثابت عمدتاً به این دلیل است که مدل‌های عاملی دارای بتای متغیر با زمان، با در نظر گرفتن تغییرات طبیعی ریسک سیستماتیک سهام شرکت‌ها در طول زمان در بازارهای پویا و پرنوسان مانند بازار سرمایه ایران، قادر هستند بازده مازاد بر ریسک را با دقت و پویایی بیشتری نسبت به مدل‌هایی که ریسک سیستماتیک سهام را ثابت فرض می‌کنند، تبیین کنند. بخش سوم تحلیل‌های آماری پژوهش نشان داد قدرت توضیحی بازده مازاد بر ریسک مدل‌های عاملی دارای ویژگی‌های تک‌سهم و مدل‌های عاملی بدون ویژگی‌های تک‌سهم تفاوتی معنادار دارد و قدرت تبیین مدل‌های عاملی دارای ویژگی‌های تک‌سهم بیشتر است. به عبارتی، اضافه کردن ویژگی‌های خاص شرکت‌ها (اندازه، ارزش دفتری، سودآوری عملیاتی و نسبت سرمایه‌گذاری) در کنار عامل‌های استخراج‌شده از تفاوت بازده شرکت‌های مختلف در پرتفوی‌های مبنا به افزایش قدرت توضیحی مدل‌های عاملی منجر خواهد شد. تفاوت معنادار در قدرت توضیحی بین مدل‌های عاملی با و بدون ویژگی‌های تک‌سهم ممکن است دلایلی متعدد داشته باشد: ۱- هر سهم دارای ویژگی‌هایی خاص و منحصر به فرد است که ممکن است در مدل‌های عاملی که فقط به عوامل عمومی بازار (مانند اندازه شرکت، ارزش، مومنتوم و غیره) نگاه می‌کنند، نادیده گرفته شوند. این ویژگی‌ها ممکن است شامل میزان دارایی‌ها، نسبت بدهی، جریان‌های نقدی، سودآوری و سایر شاخص‌های مالی خاص هر شرکت باشند. با در نظر گرفتن این اطلاعات خاص، مدل می‌تواند حرکات قیمت سهم را با دقت بیشتری توضیح دهد؛ زیرا نوسانات قیمت معمولاً به دلیل ترکیبی از عوامل عمومی بازار و رویدادهای خاص شرکت رخ می‌دهند. ۲- مدل‌های عاملی سعی می‌کنند بازده دارایی‌ها را با استفاده از مجموعه‌ای کوچک از عوامل مشترک توضیح دهند. بخش زیادی از نوسانات بازده که توسط این عوامل توضیح داده نمی‌شود، به عنوان ریسک غیرسیستماتیک یا خطای باقی‌مانده در نظر گرفته می‌شود. با افزودن ویژگی‌های خاص هر سهم به مدل، بخشی از این خطای باقی

مانده که ناشی از اطلاعات نادیده‌گرفته‌شده بود، توضیح داده و به کاهش خطای مدل و افزایش قدرت توضیحی آن منجر می‌شود. ۳- در مدل‌های عاملی ساده، معمولاً فرض می‌شود رابطه خطی بین عوامل و بازده وجود دارد. ویژگی‌های تک‌سهم می‌توانند تعاملاتی پیچیده‌تر را که ممکن است بین عوامل وجود داشته باشند، به تصویر بکشند. ۴- ویژگی‌های تک‌سهم ممکن است شامل اطلاعات بازار مانند حجم معاملات، شکاف قیمتی، نوسانات تاریخی خاص سهم و عمق بازار باشند. این اطلاعات می‌توانند توضیحاتی درباره نقدشوندگی، فشار خرید/فروش و سایر تحرکات بازار خاص سهم ارائه دهند که عوامل عمومی معمولاً به آنها اشاره ندارند. رفتار معامله‌گران نیز می‌تواند به مدل در درک رفتار معامله‌گران برای یک سهم خاص کمک کند که این امر می‌تواند به نوبه خود به توضیح نوسانات قیمتی کمک کند. ۵- مدل‌هایی که هم عوامل عمومی و هم ویژگی‌های تک‌سهم را در بر می‌گیرند، می‌توانند تصویری جامع‌تر و قابل تفسیرتر از محرک‌های بازده سهم ارائه دهند؛ به این ترتیب که چه مقدار از بازده توسط عوامل کلان و چه مقدار توسط ویژگی‌های خاص شرکت توضیح داده می‌شود. نتایج بخش چهارم پژوهش نیز نشان داد مدل‌های برآوردشده به روش حداقل مربعات معمولی دقت پیش‌بینی بازده مازاد بر ریسک سهم بیشتری نسبت به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته دارند. در بخش پنجم تحلیل آماری، مشخص شد مدل q عاملی تعدیل‌شده هو و همکاران (2021) با بتای متغیر با زمان و ویژگی‌های تک‌سهم به عنوان مدل برتر بیشترین قدرت پیش‌بینی بازده مازاد بر ریسک سهم در بازار سرمایه ایران را دارد. در نهایت، نتایج تحلیل حساسیت نسبت به روش برآورد نشان می‌دهد در چارچوب GMM، مدل‌های ساده‌تر و پایدارتر مانند مدل q عاملی هو و همکاران (2015) و مدل تک‌عاملی شارپ (1964) عملکردی بهتر نسبت به مدل‌های پیچیده‌تر دارند. این یافته با نتایج حاصل از OLS تفاوتی معنادار دارد و نشان می‌دهد انتخاب روش برآورد تأثیری قابل ملاحظه بر عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری دارد. همچنین، مؤید اهمیت انجام تحلیل حساسیت نسبت به روش برآورد و لزوم گزارش هم‌زمان هر دو روش OLS و GMM در پژوهش‌های تجربی مالی است. به پژوهشگران آتی پیشنهاد می‌شود به منظور افزایش اعتبار برآوردها، از ابزارهای قوی‌تر مانند شوک‌های صنعت، تغییرات قوانین و مقررات، یا متغیرهای کلان برون‌زا برای برآورد GMM استفاده کنند. بازده مازاد بر ریسک سهم شرکت‌ها با استفاده از روش‌های یادگیری هوش مصنوعی برآورد شود و برآورد مقایسه‌ای مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با توجه به عامل صرف ریسک احساسات سرمایه‌گذاران نیز صورت گیرد. به سرمایه‌گذاران، تحلیل‌گران و فعالان بازارهای مالی ایران پیشنهاد می‌شود در پیش‌بینی بازده مازاد بر ریسک در بازار سرمایه ایران برای تصمیم‌گیری‌های مربوط به مدیریت ریسک و سرمایه‌گذاری و برآورد بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاری، علاوه بر تحلیل حرکت قیمت سهم با حرکت کلی بازار سهم (ریسک سیستماتیک یا بتا) به عوامل دیگر مانند فرصت‌های رشد، ارزش بازار، بازده حقوق صاحبان سهم و رشد دارایی‌های شرکت (۵ عامل مدل فاما و فرنچ) به عنوان عوامل مؤثر بر بازده سهم نیز توجه کنند.

منابع

پهلوان، ساره، نجفی مقدم، علی، امام وردی، قدرت‌اله، و دارابی، رویا (۱۴۰۱). بررسی تأثیر ریسک‌های مالی،

- اقتصادی سیاسی و بین‌الملل بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش ARDL. دانش سرمایه‌گذاری، ۱۱، ۳۳۲-۳۰۳. <https://sanad.iau.ir/Journal/jik/Article/842656/FullText>
- سجودی، سکینه، و موسوی، فاطمه (۱۴۰۱). مقایسه مدل هفت‌عاملی با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ برای پیش‌بینی بازده مورد انتظار سهام در بورس اوراق بهادار تهران. راهبرد مدیریت مالی، ۱۰(۴)، ۳۰-۱. <https://doi.org/10.22051/jfm.2022.39196.2637>
- شهرزادی، مهشید، و فروغی، داریوش (۱۴۰۱). تحلیل استمرار رابطه منفی ریسک نامطلوب و بازده مورد انتظار آتی. مدیریت دارایی و تأمین مالی، ۱۰(۱)، ۲۴-۱. <https://doi.org/10.22108/amf.2021.125483.1598>
- طالبی، رقیه، زنجیردار، مجید، و پورفخاران، محمدرضا (۱۴۰۳). تحلیل واکنش بازده سهام به مدل‌های اندازه‌گیری گشتاورهای ریسک غیرسیستماتیک با نقش هم‌زمان محدودیت آربیتراژ و توجهات محدود سرمایه‌گذاران. پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، ۱۶، ۱۴۳-۱۷۴. <https://sanad.iau.ir/journal/faar/Article/1073177>
- عبدی، مجید، حسینی، عاطفه، و غلام‌ابری، امیر (۱۴۰۱). مدل‌سازی شوک متغیرهای اثرگذار بر پیش‌بینی بازده سهام. مدل‌سازی اقتصادی، ۱۶، ۸۷-۱۱۲. <https://doi.org/10.30495/ECO.2022.1972863.2706>
- فتحی، سعید، توکلی، فریده، و استاد، ایمان (۱۳۹۹). فراتحلیلی بر مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای. دانش سرمایه‌گذاری، ۹(۴)، ۸۳-۹۷. http://www.jik-ifea.ir/article_16811.html
- کشاوری، هادی، و رضایی، محمد (۱۴۰۰). اثر ریسک اقتصادی، مالی و سیاسی بر ریسک و بازده بورس اوراق بهادار تهران. اقتصاد پولی مالی، ۲۸، ۱۲۷-۱۵۲. <https://doi.org/10.22067/mfe.2022.74053.1144>
- محبی، شیرین (۱۴۰۰). بررسی ارتباط بین مومتوم و ریسک سیستماتیک با بازده مازاد. پژوهش در حسابداری و علوم اقتصادی، ۵(۱)، ۳۱-۴۴. <https://ensani.ir/fa/article/457614>

References

- Abdi, M., Hosseini, A., & Gholam Abri, A. (2022). Modeling the shock of variables affecting stock return forecasting. *Economic Modeling*, 16, 87-112. <https://doi.org/10.30495/ECO.2022.1972863.2706> [In Persian]
- Angrist, J. D., & Krueger, A. B. (2001). Instrumental variables and the search for natural experiments. *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 69-85. <https://dx.doi.org/10.1257/jep.15.4.69>
- Bouzouita, N., Young, A. T., & Hyman, J. (2017). Systematic and unsystematic risk: A study of US stock market (1980-2013). *Journal of Business & Economic Policy*, 4(1), 31-37. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3181692>
- Çam, S., Uzkaralar, O., & Borak, M. (2024). Idiosyncratic risk and market volatility: Threat or opportunity for returns? A study of Borsa Istanbul stocks. *Borsa Istanbul Review*, 24(4), 698-709. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2024.04.001>

- Candemir, I., & Karahan, C. C. (2024). Testing asset pricing models with individual stocks: An instrumental variables approach. *Borsa Istanbul Review*, 24(5), 952–965. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2024.05.005>
- Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance*, 52(1), 57–82. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03808.x>
- Clarke, Ch., & Momeni, S. M. (2023). *Testing asset pricing models on individual stocks*. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3805109>.
- Cotter, J., Niall O., & Francesco R. (2015). The conditional pricing of systematic and idiosyncratic risk in the UK equity market. *International Review of Financial Analysis*, 37, 184–193. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2014.10.002>
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *Journal of Finance*, 25(2), 383–417. <https://doi.org/10.2307/2325486>
- 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. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(93\)90023-5](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(93)90023-5)
- Fama, E. F., & French, K. R. (2015). A five-factor asset pricing equation. *Journal of Financial Economics*, 116(1), 1–22. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jfineco.2014.10.010>
- Fathi, S., Tavakoli, F., & Ostad, I. (2020). A meta-analysis on the capital asset pricing model. *Journal of Investment Knowledge*, 9(4), 83–97. http://www.jik-ifea.ir/article_16811.html [In Persian]
- Hou, K., Mo, H., Xue, C., & Zhang, L. (2021). An augmented q-factor model with expected growth. *Review of Finance*, 25(1), 1–41. <http://dx.doi.org/10.1093/rof/rfaa004>
- Hou, K., Xue, C., & Zhang, L. (2015). Digesting anomalies: An investment approach. *The Review of Financial Studies*, 28(3), 650–705. <http://dx.doi.org/10.1093/rfs/hhu068>
- Jegadeesh, N., & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *Journal of Finance*, 48(1), 65–91. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1540-6261.1993.tb04702.x>
- Kausar, S., Rashid, A., & AliShah, Z. (2023). Idiosyncratic risk puzzle and its pricing: Do firm characteristics matter? Evidence of BRICS countries. *Borsa Istanbul Review*, 23(1), 149–168. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2022.09.013>
- Kelly, B. T., Pruitt, S., & Su, Y. (2019). Characteristics are covariances: A unified model of risk and return. *Journal of Financial Economics*, 134(3), 501–524. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2019.05.001>
- Keshavarz, H., & Rezaei, M. (2021). The effect of economic, financial and political risk on risk and return of the Tehran Stock Exchange. *Monetary & Financial Economics*, 28, 127–152. <https://doi.org/10.22067/mfe.2022.74053.1144> [In Persian]
- Mohebi, S. (2021). Investigating the relationship between momentum and systematic risk with excess return. *Research in Accounting and Economics*, 5(1), 31–44. <https://ensani.ir/fa/article/457614> [In Persian]
- Pahlavan, S., Najafi Moghadam, A., Emamverdi, G., & Darabi, R. (2022). Investigating the effect of financial, economic-political and international risks on the Tehran Stock Exchange index using the ARDL method. *Journal of Investment Knowledge*, 11, 303–332. <https://sanad.iau.ir/Journal/jik/Article/842656/FullText> [In Persian]
- Sajoudi, S., & Mousavi, F. (2022). Comparing the seven-factor model with the capital asset pricing model and the Fama-French three-factor model for predicting expected stock returns in the Tehran Stock Exchange. *Financial Management Strategy*, 10(4), 1–30. <https://doi.org/10.22051/jfm.2022.39196.2637> [In Persian]
- Shahrazadi, M., & Foroughi, D. (2022). Analysis of the persistence of the negative relationship between downside risk and future expected returns. *Asset Management and Financing*, 10(1), 1–24. <https://doi.org/10.22108/amf.2021.125483.1598> [In Persian]

- Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, 19(3), 425-442. <https://doi.org/10.2307/2977928>
- Talebi, R., Zanjirdar, M., & Pourfakharan, M. R. (2024). Analyzing the reaction of stock returns to models for measuring unsystematic risk moments with the simultaneous role of arbitrage constraints and limited investor attention. *Financial Accounting and Auditing Research*, 16, 143-174. <https://sanad.iau.ir/journal/faar/Article/1073177> [In Persian]