Financial Research Journal

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

Redesigning the Consumption-Based Asset Pricing Model Based on Fundamental Accounting Variables

Parisa Jozemoghaddam
MSc., Department of Accounting, Faculty of Social Sciences, Imam Khomeini International University, Qazvin, Iran. E-mail: jozmoghadamparisa@gmail.com

Gholamreza Kordestani *
*Corresponding Author, Prof., Department of Accounting, Faculty of Social Sciences, Imam Khomeini International University, Qazvin, Iran. E-mail: kordestani@soc.ikiu.ac.ir

Hamid Azizmohammadlou
Associate Prof., Department of Accounting, Faculty of Social Sciences, Imam Khomeini International University, Qazvin, Iran. E-mail: azizmohammadlou@soc.ikiu.ac.ir

Abstract

Objective

One of the main concerns of financial scholars is to identify an appropriate asset pricing model that not only explains stock returns but also measures the expected rate of return with a higher degree of confidence. Accordingly, this study aims to enhance the accuracy of asset pricing models in measuring the expected return by incorporating consumption-based accounting variables.

Methods

In the present study, data from 202 companies listed on the Tehran Stock Exchange and the Iran Farabourse over the period 2010 to 2019 were used. Drawing on the theory of consumption, the principle of income realization, and the concept of conservatism, the study identified characteristics influencing expected profit growth and stock returns. These accounting characteristics were then empirically tested using a panel data regression approach. The period from 2010 to 2019 was tested. Then, using the cross-sectional

Citation: Jozemoghaddam, Parisa; Kordestani, Gholamreza & Azizmohammadlou, Hamid (2025). Redesigning the Consumption-Based Asset Pricing Model Based on Fundamental Accounting Variables. *Financial Research Journal*, 27(3), 742-777. https://doi.org/10.22059/FRJ.2025.382605.1007646 (*in Persian*)

Financial Research Journal, 2025, Vol. 27, No.3, pp. 742-777
Published by University of Tehran, Faculty of Management
https://doi.org/10.22059/FRJ.2025.382605.1007646
Article Type: Research Paper
© Authors
Received: September 22, 2024
Received in revised form: November 26, 2024
Accepted: February 01, 2025
Published online: September 20, 2025

regression approach, the relevant characteristics were summarized into a single factor called the fundamental factor of expected return. This factor was then used over the period from 2015 to 2020 to develop multi-factor capital asset pricing models, including the Fama and French three-factor model, the Carhart four-factor model, and the Fama and French five-factor model. Finally, with the help of the panel data regression approach, the performance of the expanded models was compared with the fundamental factor of expected return and common pricing models.

Results

The findings of the research highlight the importance of financial statement information, emphasizing its informational content and undeniable role in predicting the expected return. The study also found that incorporating the fundamental factor—derived from accounting variables related to consumption—into the Fama and French three-factor model, Carhart four-factor model, and Fama and French five-factor model increases the adjusted coefficient of determination. This indicates improved model performance and a significant enhancement in the explanatory power of the models that include the fundamental factor of expected return compared to their original versions. Additionally, the findings reveal a positive and significant relationship between the fundamental factor of expected return and stock risk across all three models.

Conclusion

Adding the fundamental factor of expected return to the models examined in this study enhances their performance in explaining various patterns of stock returns, with the improvement reflected in their explanatory power. Among the models, the Fama and French five-factor model demonstrates superior performance compared to the Fama and French three-factor model and the Carhart four-factor model. Therefore, it can be concluded that accounting variables related to consumption increase the accuracy of these asset pricing models in estimating the expected return.

Keywords: Asset pricing models, Expected return, Accounting variables, Consumption-based factors, Fama-French and Carhart models.

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

بازطراحی مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف بر مبنای متغیرهای بنیادی حسابداری

پریسا جزءمقدم
کارشناس ارشد، گروه حسابداری، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه بین‌المللی امام خمینی (ره)، قزوین، ایران. رایانامه: jozmoghadamparisa@gmail.com

غلامرضا کردستانی
* نویسنده مسئول، استاد، گروه حسابداری، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه بین‌المللی امام خمینی (ره)، قزوین، ایران. رایانامه: kordestani@soc.ikiu.ac.ir

حمید عزیز محمدلو
دانشیار، گروه حسابداری، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه بین‌المللی امام خمینی (ره)، قزوین، ایران. رایانامه: azizmohammadlou@soc.ikiu.ac.ir

چکیده

هدف: یکی از دغدغه‌های بسیار مهم اندیشمندان مالی، شناسایی مدل قیمت‌گذاری دارایی مناسب است تا علاوه‌بر اینکه بازده سهام را توضیح دهد، بتواند نرخ بازده مورد انتظار را با درصد اطمینان بیشتری اندازه‌گیری کند. در این راستا هدف پژوهش حاضر، افزایش دقت مدل‌های قیمت‌گذاری در اندازه‌گیری بازده مورد انتظار، به‌کمک متغیرهای حسابداری مرتبط با مصرف است.

روش: در پژوهش حاضر از داده‌های ۲۰۲ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران، طی بازهٔ زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۹ استفاده شده است. بر اساس نظریهٔ مصرف، اصل تحقق درآمد و مفهوم محافظه‌کاری، ویژگی‌های اثرگذار بر رشد سود مورد انتظار و بازده سهام شناسایی و به‌دنبال آن، ویژگی‌های حسابداری مذکور، به‌صورت تجربی با استفاده از رویکرد رگرسیون پنل دیتا، طی بازهٔ زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ آزمون شد. سپس با استفاده از رویکرد رگرسیون مقطعی، ویژگی‌های مربوطه در یک عامل تحت عنوان عامل بنیادی بازده مورد انتظار خلاصه شد و از این عامل، برای بازهٔ زمانی ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۹ به‌منظور بسط مدل‌های چند عاملی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، از جمله مدل سه عاملی فاما و فرنچ، مدل چهار عاملی کارهارت و مدل پنج عاملی فاما و فرنچ استفاده شد. در نهایت با کمک رویکرد رگرسیون پنل دیتا، عملکرد مدل‌های بسط یافته با عامل بنیادی بازده مورد انتظار و مدل‌های قیمت‌گذاری متداول مقایسه شد.

یافته‌ها: یافته‌های پژوهش بیانگر این مهم است که اطلاعات صورت‌های مالی، محتوای اطلاعاتی دارد و در پیش‌بینی بازده مورد انتظار، نقش انکارناپذیری ایفا می‌کند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که افزودن عامل بنیادی مبتنی بر متغیرهای حسابداری مرتبط با مصرف

استناد: جزء مقدم، پریسا؛ کردستانی، غلامرضا و عزیز محمدلو، حمید (۱۴۰۴). بازطراحی مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف بر مبنای متغیرهای بنیادی حسابداری. *تحقیقات مالی*، ۲۷(۳)، ۷۴۲- ۷۷۷.

تحقیقات مالی، ۱۴۰۴، دوره ۲۷، شماره ۳، صص. ۷۴۲- ۷۷۷
ناشر: دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران
نوع مقاله: علمی پژوهشی
© نویسندگان
تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۷/۰۱
تاریخ ویرایش: ۱۴۰۳/۰۹/۰۶
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۱/۱۳
تاریخ انتشار: ۱۴۰۴/۰۶/۲۹
doi: https://doi.org/10.22059/FRJ.2025.382605.1007646

به مدل‌های قیمت‌گذاری سه عاملی فاما فرنچ، چهار عاملی کارهارت و مدل پنج عاملی فاما و فرنچ، موجب می‌شود که ضریب تعیین تعدیل‌شدهٔ مدل‌های مذکور افزایش یابد که این موضوع، عملکرد را بهبود و قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌های حاوی عامل بنیادی بازده مورد انتظار نسبت به مدل‌های متناظر آن‌ها را به‌طور شایان توجهی افزایش می‌دهد. همچنین، یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که در مدل‌های قیمت‌گذاری سه عاملی فاما فرنچ، چهار عاملی کارهارت و مدل پنج عاملی فاما و فرنچ، بین عامل بنیادی بازده مورد انتظار و صرف ریسک سهام رابطهٔ مثبت و معناداری وجود دارد.

نتیجه‌گیری: نتایج پژوهش نشان می‌دهد که افزودن عامل بنیادی بازده مورد انتظار به مدل‌های مورد بررسی پژوهش، عملکرد مدل‌های مذکور را در توضیح الگوهای مختلف بازده سهام بهبود می‌دهد که این تفاوت عملکرد، از لحاظ قدرت توضیح‌دهندگی، در مدل پنج عاملی فاما و فرنچ نسبت به مدل سه عاملی فاما و فرنچ و مدل چهار عاملی کارهارت بیشتر است. بدین ترتیب، می‌توان نتیجه گرفت که متغیرهای حسابداری مرتبط با مصرف، دقت مدل‌های قیمت‌گذاری یادشده را در اندازه‌گیری بازده مورد انتظار افزایش می‌دهند.

کلیدواژه‌ها: بازده مورد انتظار، متغیرهای حسابداری مرتبط با مصرف، مدل‌های چند عاملی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، مدل‌های فاما، فرنچ و کارهارت.

مقدمه

افراد فعال در حوزهٔ مالی برای اندازه‌گیری نرخ بازده مورد انتظار خود، از ابزارها و مدل‌ها تخمینی گوناگونی استفاده می‌کنند که یکی از مدل‌های تخمینی بسیار معروف در این زمینه، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM)[1] ارائه شدهٔ شارپ[2] (۱۹۶۴) و لیتنر[3] (۱۹۶۵) است که برای برآورد بازده موردانتظار، تنها از یک متغیر بتا (شاخص ریسک سیستماتیک) استفاده می‌کند. در این مدل فرض می‌شود که بین ریسک و بازده موردانتظار، رابطهٔ خطی ساده وجود دارد. اما پژوهش‌های بسیاری نشان داده‌اند که این مدل تک‌عاملی برای توضیح بازده مورد انتظار به اندازه کافی دقیق نیست (برای مثال؛ بلک[4]، ۱۹۷۲؛ بانز[5]، ۱۹۸۱؛ فاما و فرنچ[6]، ۱۹۹۲ و کمپبل و وولتیناهو[7]، ۲۰۰۴)؛ به همین دلیل، پژوهشگران حوزهٔ مالی، به‌دنبال متغیرهای حسابداری‌ای بودند که برآورد بازده مورد انتظار را بهبود دهند. در این راستا پژوهش‌های پیشین نشان داده‌اند که با افزودن عوامل و متغیرهای حسابداری نظیر عامل اندازه و ارزش به مدل تک عاملی CAPM قدرت توضیح‌دهندگی بازده موردانتظار را در مدل‌های متناظر افزایش می‌دهد. همچنین، برخی از تحقیقات نشان داده‌اند که متغیرهای حسابداری مرتبط با مصرف، می‌توانند بهبود شایان توجهی در تشریح بازده مورد انتظار داشته باشند؛ زیرا این متغیرها عوامل مهمی هستند که نشان می‌دهند چگونه بازده مورد انتظار تحت تأثیر مصرف قرار می‌گیرد. از این رو، هدف اصلی پژوهش حاضر، افزایش دقت مدل‌ها در اندازه‌گیری بازده مورد انتظار با استفاده از متغیرهای بنیادی مرتبط با مصرف است.

طراحی مدلی که بتواند بازده مورد انتظار را با دقت بیشتری اندازه‌گیری کند، همواره در کانون توجه پژوهشگران، متخصصان و به‌ویژه سرمایه‌گذاران بازار سهام بوده است (راشد، زاهد و صادق[8]، ۲۰۲۲). در این راستا، پژوهشگران مالی ضمن تلاش برای ارائهٔ مدل قیمت‌گذاری مناسب، عوامل متعددی را شناسایی کردند که بر بازده مورد انتظار تأثیر داشتند. اغلب عوامل شناسایی شده توسط آن‌ها (مانند نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، معیارهای مختلف سودآوری و سرمایه‌گذاری)، به‌طور عمده، بر مبنای داده‌کاوی به‌دست آمده‌اند و هیچ‌گونه پایهٔ نظری اقتصادی و مالی مشخصی نداشته‌اند (هو ژو و ژانگ[9]، ۲۰۱۵؛ پنمن و ژو[10]، ۲۰۲۲). بر این اساس، در پژوهش حاضر عامل بنیادی بازده مورد انتظار ($ER_{i,t}$)، برای بسط مدل‌های قیمت‌گذاری معرفی می‌شود که از تئوری مصرف و اصول و مفروضات حسابداری نشئت گرفته است. عامل نام برده، متغیرهای بنیادی حسابداری را از طریق اصل تحقق درآمد و فرض محافظه‌کاری به مصرف و ریسک مصرف مرتبط می‌کند.

1. Capital Asset Pricing Model
2. Sharpe
3. Lintner
4. Black
5. Banz
6. Fama & French
7. Campbell & Vuolteenaho
8. Rasheed, Zahid & Sadiq
9. Hou, Xue & Zhang
10. Penman & Zhu

پژوهش‌های پیشین نشان می‌دهد که در پاسخ به انتقادهای وارده بر مدل تک عاملی CAPM، پژوهشگران مدل‌هایی مختلفی را طراحی و معرفی کرده‌اند. برخی از این مدل‌ها مانند مدل قیمت‌گذارای دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM)[1] در پاسخ به انتقادهای وارده بر مفروضات غیرواقعی این مدل طراحی شده‌اند. برخی دیگر، مانند مدل‌های قیمت‌گذاری چند عاملی (مدل ۳ عاملی و ۵ عاملی فاما و فرنچ)، در پاسخ به انتقادهای وارده بر رویکرد یک‌عاملی مدل CAPM معرفی شده‌اند. پژوهش‌های اخیر نشان می‌دهند که برخی از پژوهشگران، بر مبنای مفروضات CAPM، عواملی را به مدل‌های تعدیل یافته افزوده‌اند (لاوسون و شوارتز[2]، ۲۰۱۸؛ علیزاده، شهیکی تاش و روشن، ۱۳۹۹، بوروپ و شوته[3]، ۲۰۲۲). برخی دیگر، بر مبنای رویکرد یک‌عاملی CAPM عواملی را به مدل‌های قیمت‌گذاری تعدیل یافته افزوده‌اند (فاما و فرنچ، ۲۰۱۵؛ اعلمی‌فر، خانی و امیری، ۱۳۹۹؛ پنمن و ژو، ۲۰۲۲؛ هوانگ، لیو و شو[4]، ۲۰۲۳). پنمن و ژو (۲۰۲۲) در محیط اقتصادی آمریکا، عامل بنیادی بازده مورد انتظار را بر اساس متغیرهای حسابداری ساختند. آن‌ها دریافتند که این عامل در مدل‌های تعدیل یافته، بر مبنای رویکرد یک‌عاملی CAPM بازده مقطعی را به‌خوبی توضیح می‌دهد. در محیط اقتصادی ایران نیز، اعلمی‌فر و همکاران (۱۳۹۹) تأثیر ویژگی بازده مورد انتظار را بر مدل‌های تعدیل یافته، بر مبنای رویکرد یک عاملی CAPM بررسی کردند. نتایج آن‌ها نشان داد که در صورت افزودن ویژگی بازده موردانتظار به مدل‌های مورد بررسی، قدرت توضیح‌دهندگی این مدل‌ها افزایش می‌یابد.

با توجه به ادبیات تحقیق، پژوهش حاضر در پی پاسخ به این پرسش است که آیا متغیرهای بنیادی حسابداری مرتبط با مصرف، برآورد بازده مورد انتظار را بهبود می‌بخشد؟ برای پاسخ به این سؤال، ابتدا آن دسته از متغیرهای حسابداری که بر اساس اصل تحقق درآمد و فرض محافظه‌کاری، رشد سود و ریسک آن را پیش‌بینی می‌کنند، شناسایی و سپس به‌صورت تجربی (بر اساس علائم مورد انتظار در رابطه) تأیید می‌شود. در مرحلهٔ بعد، متغیرهایی که رشد سود و ریسک آن را پیش‌بینی می‌کنند، می‌بایست بازده آتی و بازده سهام آتی را نیز در همان جهت، پیش‌بینی کنند؛ سپس بر اساس متغیرهای انتخابی، عامل بنیادی ($ER_{i,t}$) برای افزودن به مدل‌های قیمت‌گذاری ساخته می‌شود.

دانش‌افزایی پژوهش حاضر از سه بُعد مد نظر قرار می‌گیرد؛ اول، در پژوهش حاضر عامل بنیادی مبتنی بر متغیرهای حسابداری مصرف ارائه می‌شود که این عامل بر اساس تئوری بوده و قابل مشاهده است و برخلاف ریسک عوامل اندازه و ارزش و حتی عوامل بنیادی حسابداری مانند عامل سودآوری و عامل سرمایه‌گذاری، مطابق با مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ که به‌روشنی قابل انتساب به ریسک و بازده نیستند، تفسیرشدنی و شفاف است. بنابراین، عامل بنیادی ($ER_{i,t}$)، به‌عنوان معیاری برای ارزیابی سایر عوامل در مورد میزان جذب ریسک بنیادی عمل می‌کند. دوم، هدف از قیمت‌گذاری دارایی، هم توضیح مقطعی از بازده تحقق یافته در نمونه و هم به‌دست آوردن بازده مورد انتظار در زمان واقعی (خارج از نمونه) برای سرمایه‌گذاران در عمل است. این همان نکته‌ای است که بلک (۱۹۹۳) بر آن تأکید کرده است. به عبارت دیگر، تجزیه‌وتحلیل‌ها در پژوهش حاضر، علاوه‌براینکه بازده مورد انتظار خارج از نمونه را به‌دست می‌آورد (بازده واقعی را

1. Consumption Capital Asset Pricing Model
2. Lawson & Schwartz
3. Borup & Schütte
4. Huang, Liu & Shu

پیش‌بینی می‌کند)، بلکه ریسک بازدهی را که سرمایه‌گذاران واقعاً تجربه می‌کنند و همچنین ریسک سودی که از آن سود سهام (مصرف را خریداری می‌کند) را پرداخت می‌کند، به‌دست می‌آورد. سوم، تاکنون در پژوهش‌های انجام شده در محیط اقتصادی ایران، عاملی مطرح نشده که بتواند ویژگی محافظت از سود در شرایط بد را نشان دهد. این در حالی است که عامل بنیادی ($ER_{i,t}$)، منعکس‌کنندهٔ این ویژگی کلیدی نظریهٔ قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف است. به عبارتی، زمانی که بازارها روند نزولی دارند و احتمالاً مصرف کم است، این ویژگی‌ها یک مدل دو عاملی با یک عامل بازار و یک پرتفوی محافظ در برابر زیان ناشی از مصرف ایجاد می‌کند. پرتفوی‌ای که عدم اطمینان بین زمانی را به فرصت‌های مصرف ـ سرمایه‌گذاری که توسط متغیرهای حالت بیان می‌شود، پوشش می‌دهد (مانند مرتون[1]، ۱۹۷۳؛ کمپبل، ۱۹۹۳).

ساختار پژوهش حاضر در ادامه بدین صورت سازمان‌دهی شده است. ابتدا مبانی نظری و پیشینه پژوهش بیان شده است؛ سپس روش‌شناسی پژوهش ارائه و پس از آن، یافته‌های پژوهش تجزیه‌وتحلیل می‌شود. در نهایت، نتیجه‌گیری و پیشنهادها بر اساس یافته‌ها مطرح خواهد شد.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM)

مدل CAPM یکی از مدل‌های قیمت‌گذاری بسیار معروف است که نخستین‌بار شارپ (۱۹۶۴)، لینتنر (۱۹۶۵) و موسین[2] (۱۹۹۶) آن را برای توضیح چگونگی قیمت‌گذاری ریسک اوراق بهادار در بازار، ارائه کردند. در این مدل فرض بر این است که قیمت دارایی‌ها نباید تحت تأثیر همه ریسک‌های مرتبط با آن‌ها قرار گیرد. به این ترتیب، ریسک یک دارایی به دو دسته ریسک غیرسیستماتیک و ریسک سیستماتیک تقسیم می‌شود. ریسک غیرسیستماتیک تنوع‌پذیر است و می‌تواند در یک سبد با تنوع کافی حذف شود، درحالی‌که ریسک سیستماتیک تنوع‌پذیر نیست و فرض می‌کند که مهم نیست یک پورتفولیو چقدر متنوع باشد، برخی از ریسک‌ها را نمی‌توان حذف کرد (آیرینن[3]، ۲۰۲۱). بنابراین، این مدل بینشی را در خصوص نوع ریسک مرتبط با بازده ارائه می‌دهد (روسی[4]، ۲۰۱۶). به عبارت دیگر، در این مدل ریسک سیستماتیک تنها عامل تأثیر گذار بر روی بازده مورد انتظار است.

در مدل CAPM صرف ریسک بازار توسط متغیری به نام بتا اندازه‌گیری می‌شود. در واقع بتا به‌عنوان یک شاخص اندازه‌گیری ریسک، حساسیت بازده آن سهم را نسبت به بازده کل بازار می‌سنجد. هرچه بتا بیشتر باشد، بازده سهام نسبت به تغییرات بازار حساس‌تر است و نوسان‌های سهام بیشتر می‌شود؛ به‌طوری که سرمایه‌گذاران از این سهام تقاضای

1. Merton
2. Mossin
3. Airinen
4. Rossi

بازده اضافی می‌کنند). پژوهش‌های پیشین نشان می‌دهند که صرف ریسک بر بازده اضافی تأثیر مثبت‌دارد (پاسیربو[1]، ۲۰۱۰؛ جلنی و تجیونگ[2]، ۲۰۱۴).

مدل CAPM از زمانی که معرفی شد بارها در زمان‌ها و بازارهای مختلف مورد آزمون قرار گرفت و انتقادهایی بر آن وارد شد. برخی از انتقادها بر مفروضات غیرواقعی این مدل وارد شد و به پدید آمدن مدل‌های تعدیل یافته بر مبنای آن انجامید. برای مثال، یکی از فرض‌های اساسی در این مدل، آن است که سرمایه‌گذاران انتظارات مشابهی در خصوص بازده موردانتظار و ریسک دارند؛ این درحالی است که هانس و ریچارد (۱۹۸۷) نشان داده‌اند که تمام سرمایه‌گذاران انتظارات مشابهی ندارند و دلیل اصلی آن، تغییرات شرایط بازار است. بنابراین مرتون (۱۹۷۳) در پاسخ به این انتقاد، مدل CAPM بین دوره‌ای (ICAPM)[3] را معرفی کرد. علاوه‌براین، یافته‌های مانیکو و شاپیرو[4] (۱۹۸۶) نشان داد که مدل CAPM ماهیت بین زمانی تصمیمات پورتفوی را دربرنمی‌گیرد. همچنین این مدل به‌طور ضمنی اشکال دیگری از ثروت، به‌جز بازار سهام را در نظر نمی‌گیرد. در پاسخ به این انتقاد، بریدن[5] (۱۹۷۹) مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM) را طراحی و معرفی کرد.

برخی دیگر از انتقادها، به ماهیت تک‌عاملی این مدل بود و به بسط و گسترش این مدل و پدید آمدن مدل‌های قیمت‌گذاری چند عاملی از جمله مدل مدل سه عاملی فاما و فرنچ (FF3)[6]، مدل چهار عاملی کارهارت، مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (FFF)[7] منجر شد.

مدل سه عاملی فاما و فرنچ (FF3)

ناتوانی مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در توضیح ناهنجاری‌های قیمت‌گذاری موجب شد که تحقیقاتی برای توسعه و بهبود مدل‌های قیمت‌گذاری انجام شود. در این راستا، فاما و فرنچ (۱۹۹۳) با افزودن دو متغیر اندازه (SMB) و ارزش (HML) به متغیر بتا مدل سه عاملی فاما و فرنچ را ارائه دادند. آن‌ها نشان دادند که در صورت افزودن این دو متغیر به مدلCAPM قدرت توضیح‌دهندگی مدل در تغییرات بازده، از ۶۱ تا ۹۲ درصد به ۸۳ تا ۹۷ درصد افزایش می‌یابد. در این راستا، با توجه به برتری مدل سه عاملی در تبیین بازده سهام، پژوهشگران مالی درصدد آن برآمدند که مدل سه عاملی فاما و فرنچ را در بازارهای متفاوت آزمون کنند (برای مثال؛ لی، ما و وانگ[8]، ۲۰۲۳؛ تائو[9]، ۲۰۲۲؛ آتوداریا، شاه و ناندانیا[10]، ۲۰۲۱؛ اسلامی بیدگلی و خجسته، ۱۳۸۷). یافته‌های این پژوهش‌ها برتری و اعتبار مدل سه عاملی را تأیید کرده است.

1. Pasaribu
2. Gleny & Tjong
3. Intertemporal Capital Asset Pricing Model
4. Mankiw & Shapiro
5. Breeden
6. Fama-French Three-Factor Model
7. Fama-French Five-Factor Model
8. Li, Ma & Wang
9. Tao
10 . Atodaria, Shah & Nandaniya

هرچند مدل سه عاملی فاما و فرنچ در پیش‌بینی بازده موفق بود، این مدل نیز سهم خود را انتقادها دریافت کرد. برای مثال، یکی از انتقادهای وارد بر مدل سه عاملی فاما و فرنچ این بود که این مدل قادر به توضیح عوامل دیگری به غیر از عامل بازار، ارزش و اندازه نیست. از این رو پژوهشگران عوامل دیگری، از جمله گردش مالی ۱۲ ماهه (هوانگ و همکاران، ۲۰۲۳)، اقلام تعهدی (سالور و اکینجی[1]، ۲۰۲۲)، احساسات سرمایه‌گذار (یو[2]، ۲۰۲۲)، سودآوری (نووی مارکس[3]، ۲۰۱۳)، مومنتوم (جگادیش و تیتمن[4]، ۱۹۹۳)، گرایش احساسی سرمایه‌گذاران (کیامهر، جنانی و همت‌فر، ۱۴۰۲)، اقلام تعهدی (عزیزی و جوکار، ۱۴۰۰)، ویژگی بازده موردانتظار (اعلمی‌فر و همکاران، ۱۳۹۹) و ریسک قیمت به عایدی (برکچیان، جوشقانی، آزرم سا، احمدی رنانی و اکباتانی، ۱۳۹۸) را به این مدل افزودند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که در صورت افزودن این عوامل به مدل سه عاملی فاما و فرنچ، دقت این مدل در اندازه‌گیری بازده افزایش می‌یابد. دیگر انتقاد وارده برمدل سه عاملی فاما و فرنچ، این است که عوامل اندازه و ارزش در این مدل پایه نظری و اقتصادی مشخصی ندارند و معیار کمّی برای این دو عامل تعریف نشده است (ساح[5]، ۲۰۰۹).

مدل چهار عاملی کارهارت

کارهارت[6] (۱۹۹۷) با استفاده از ناهنجاری مومنتوم که توسط جگادش و تیتمن (۱۹۹۳) ارائه شده بود، یک مدل چهار عاملی ارائه کرد. کارهارت (۱۹۹۷) نشان داد که مدل ۴ عاملی وی، به میزان شایان توجهی خطای مدل CAPM و مدل سه عاملی فاما و فرنچ را کاهش می‌دهد. او بر اساس مطالعهٔ کارهارت، کریل، استیونز و ولچ[7] (۱۹۹۶) ۲۷ پرتفوی مبتنی بر ارزش بازار سهام، نسبت ارزش دفتری به بازار و مونتوم تشکیل داد و خطای قیمت‌گذاری را برآورد کرد. میانگین قدر مطلق خطاها برای مدل CAPM، مدل سه عاملی و مدل چهارعاملی، به‌ترتیب ۳۵درصد، ۳۱درصد و ۱۴درصد برای هر ماه بود. یافته‌های کارهارت (۱۹۹۷) نشان داد که الگوی چهارعاملی کارهارت، به‌طور درخور توجهی خطای دو مدل CAPM و مدل سه عاملی فاما و فرنچ را کاهش می‌دهد و مدل چهارعاملی او قدرت توضیحی (۱۳۸۹-۹۷ درصد) بیشتری برای پرتفوهای تشکیل شده فراهم می‌کند.

موفقیت مدل چهارعاملی کارهارت در تبیین بازده موردانتظار این انگیزه را در پژوهشگران مالی به وجود آورد که عوامل دیگری را برای عملکرد بهتر این مدل شناسایی کنند. برای مثال هلث و همکاران (۲۰۱۸) نشان دادند که نسبت سرمایه‌گذاری به دارایی، بر بازده سهام تأثیر معناداریدارد. عمار و الینگ[8] (۲۰۱۵) نشان دادند که افزودن پنج عامل نوسان‌های جریان نقدینگی، اهرم، رشد سرمایه‌گذاری، ریسک بلندمدت و ریسک نکول، به مدل چهار عاملی کارهارت، موجب افزایش قدرت تبیین این مدل می‌شود. همچنین بررسی پژوهش‌های اخیر در محیط اقتصادی ایران نیز نشان

1. Salur & Ekinci
2. Yu
3. Novy-Marx
4. Jegadeesh & Titman
5. Suh
6. Carhart
7. Carhart, Krail, Stevens & Welch
8. Ammar & Eling

می‌دهد که افزودن عواملی مانند عامل نکول شرکتی (احمدوند، تقوی فرد، غائبی مهاندوست علیا و روحی، ۱۴۰۳)، چرخه عمر (میرزایی، بت‌شکن و خانی، ۱۳۹۹) عملکرد این مدل را در توضیح تفاوت بازده شرکت‌ها بهبود می‌دهد.

مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (FFF)

فاما و فرنچ (۲۰۱۵) مدل سه عاملی را با افزودن عامل سودآوری عملیاتی و عامل سرمایه‌گذاری توسعه دادند و در نتیجه مدل پنج عاملی را ارائه دادند.

نتایج رگرسیونی مدل پنج‌عاملی فاما فرنچ (۲۰۱۵) نشان داد که این مدل قدرت تبیین ۶۳ تا ۹۳ درصدی برای دوره زمانی پژوهش آن‌ها داشت؛ بنابراین فاما و فرنچ با استناد به نتایج به‌دست‌آمده، نشان دادند که مدل پنج‌عاملی نسبت به مدل سه‌عاملی بهتر است. نتایج آن‌ها موجب ترغیب پژوهشگران مالی جهت تجزیه‌وتحلیل بیشتر این مدل در مناطق جغرافیایی دیگر شد. در این راستا یافته‌های پژوهش وانگ[1] (۲۰۲۳) در بازار سهام چین نشان داد که مدل پنج‌عاملی نسبت به مدل سه‌عاملی، در پیش‌بینی بازده بهتر است و حدود ۸۹ درصد بازده را توضیح می‌دهد؛ با این حال عامل ارزش در پژوهش وی، همانند پژوهش فاما و فرنچ (۲۰۱۵) معنادار نبود. یافته‌های پژوهش ونگ (۲۰۲۲) نشان داد که مدل پنج‌عاملی، برای صنعت دارویی آمریکا، کارایی قوی‌ای از خود نشان می‌دهد؛ به‌طوری که هر پنج عامل در این مدل، برای تبیین تغییرات بازده سهام توانایی بسیاری دارند. نوربخش و ایرانی جانیارلو (۱۳۹۹) مدل سه‌عاملی و پنج‌عاملی را در محیط اقتصادی ایران مقایسه کردند و دریافتند که مدل پنج‌عاملی قدرت تبیین بیشتری دارد. همچنین، عامل ارزش در پژوهش آن‌ها بر خلاف پژوهش فاما و فرنچ (۲۰۱۵) معنادار بود.

بررسی پژوهش‌های پیشین نشان می‌دهد که پژوهشگران عوامل متعددی را برای افزایش قدرت توضیح‌دهندگی مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ شناسایی و معرفی کردند؛ برای مثال، عامل احساسات سرمایه‌گذار (تانه، هوی و نهات[2]، ۲۰۲۴)، نقدینگی (اعظم[3]، ۲۰۲۳)، سرمایهٔ انسانی (روی و شیجین[4]، ۲۰۱۸)، سود تقسیمی، ریسک ورشکستگی و ریسک بازده سهام (لطفی و دلشاد، ۱۴۰۳)، استراتژی تجاری (رهروی دستجردی، فروغی و مرادی، ۱۴۰۳)، عامل بازده موردانتظار (اعلمی‌فر و همکاران، ۱۴۰۰).

مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM)

مدل CCAPM برای اولین بار، در اواخر دههٔ ۱۹۷۰ توسط روبینشتاین[5] (۱۹۷۶)، بریدن و لیتزنبرگر (۱۹۷۸) و بریدن (۱۹۷۹) ارائه شد . مدل CCAPM یک مدل چند دوره‌ای (پویا) است که بر اساس مدل CAPM تک دوره‌ای (مبتنی بر بازار) و مدل CAPM بین دوره‌ای (ICAPM) مرتون (۱۹۷۳) ساخته شده است. مدل CCAPM بریدن (۱۹۷۹)، بازتابی از مفهوم مدل مرتون (۱۹۷۳) است. این مدل فرض می‌کند که سرمایه‌گذار با هدف به حداکثر رساندن مطلوبیت مصرف

1. Wang
2. Thanh, Huy & Nhat
3. Azam
4. Roy & Shijin
5. Rubinstein

در طول عمر خود سرمایه‌گذاری می‌کند. در این راستا، بریدن (۱۹۷۹) بیان می‌کند که سرمایه‌گذاران بین مصرف فعلی و مصرف آینده، سطح مصرف مادام‌العمر دارند و می‌خواهند سطح مصرف خود را با حفظ سطح مصرف در سطح معینی در آینده به حداکثر برسانند. بنابراین، سرمایه‌گذاران برای حفظ سطح مصرف خود می‌توانند سرمایه‌گذاری کنند تا از این طریق در آینده بازده کسب کنند.

در واقع، مدل قیمت‌گذاری مبتنی بر مصرف بدین معنی است که، خود ثروت برای سرمایه‌گذاران اهمیت ندارد، بلکه جریان مصرف در طول عمر افراد است که اهمیت دارد؛ زیرا به‌واسطهٔ تغییراتی که در نرخ بدون ریسک و صرف ریسک سبد سرمایه‌گذاری بازار برای قیمت اقلام مصرفی رخ می‌دهد، موازنه‌ای بین ثروت و مصرف به وجود می‌آید (پورفرد و پورفرد، ۱۳۹۹). با توجه به این موضوع که جریان مصرف، نسبت به ثروت معیار بهتری است، می‌توان این گونه استدلال کرد که بتای مصرف، نسبت به بتای بازار، برای اندازه‌گیری ریسک سیستماتیک شاخص مناسب‌تری است؛ زیرا اشکال دیگری از ثروت، به غیر از ثروت بازار سرمایه و ماهیت بین دوره‌ای تصمیمات پورتفوی را دربرمی‌گیرد (مانیکو و شایپرو، ۱۹۸۶).

با وجود مزیت کلیدی مدل قیمت‌گذاری مبتنی بر مصرف، نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در بازسازی بتا، عملکرد این مدل به‌دلیل مشکلات ذاتی داده‌های مصرف، مشکلات مرتبط با نحوه انتخاب داده‌ها و محدودیت‌های نمونه‌برداری، ضعیف است (کمبل، ۱۹۹۳). از این رو، پژوهشگران حوزه مالی کوشیدند که با استفاده از داده‌های بهتر، روش‌های نمونه‌برداری بهتر و افزودن عواملی به غیر عامل بتای مصرف عملکرد مدل CCAPM را بهبود بخشند. در این راستا ژنگ، دینگ، کوی و جین[1] (۲۰۲۲)، تأثیر چهار عامل اقتصادی از جمله هزینه‌های بادوام، مخارج بر کالاهای غیر بادوام، خدمات و املاک را بر عملکرد مدل CCAPM بررسی کردند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که این عوامل، به‌ویژه عامل املاک، عملکرد آن را بهبود می‌بخشند. همچنین، سووارز و آلنسو[2] (۲۰۲۰) نشان دادند که با افزودن شاخص اعتماد مصرف‌کننده به مدل CCAPM، قدرت این مدل در تبیین بازده مورد انتظار افزایش می‌یابد. در محیط اقتصادی ایران، علیزاده، شهیکی تاش و روشن (۱۳۹۹) نشان دادند که دو عامل ریسک نقدشوندگی و هزینه معاملاتی موجب بهبود عملکرد این مدل در اندازه‌گیری بازده می‌شود.

عامل بنیادی مبتنی بر متغیرهای حسابداری مرتبط با مصرف

مرتبط ساختن متغیرهای حسابداری به مصرف

مطابق با دیدگاه سنتی در قیمت‌گذاری، قیمت توسط ارزش فعلی سودهای تقسیمی آتی تعیین می‌شود، این در حالی است که میلر و مودیگلیانی[3] (۱۹۶۱) دیدگاه سود تقسیمی غیرمرتبط با قیمت‌گذاری را مطرح کردند که مطابق با این دیدگاه، قیمت سهام به نحوهٔ تقسیم سود بستگی ندارد و تغییر قیمت سهام، از اطلاعاتی تأثیر می‌پذیرد که در تقسیم سود

1. Zheng , Ding, Cui & Jin
2. Rojo-Suárez & Alonso-Conde
3. Miller & Modigilani

نمایان می‌شود. همچنین این دیدگاه بیان می‌دارد که زمان مصرف بر اساس مطلوبیت نهایی سرمایه‌گذار تعیین می‌شود. به عبارتی، هنگامی که سرمایه‌گذار تصمیم به تعویق در مصرف داشته باشد، سود تقسیمی دریافتی را در یک دارایی بدون ریسک (مانند اوراق قرضه) سرمایه‌گذاری می‌کند، تا بتواند قدرت خرید آن را حفظ کند. اما در حالتی که سرمایه‌گذار تصمیم به مصرف سود تقسیمی داشته باشد، سود تقسیمی با ارزش دفتری سودهای آتی (و به‌شکل متناظر با مصرف آتی) جابه‌جا می‌شود.

مطابق با نظریهٔ قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف روبینشتاین (۱۹۷۶)، از سودهای تقسیمی آتی که صرف خرید اقلام مصرفی سرمایه‌گذاران می‌شود، برای قیمت‌گذاری در دوره‌های زمانی نامحدود استفاده می‌شود:

$$P_t = E_t \sum_{\tau=t+1}^{\infty} m_\tau d_\tau = \sum_{\tau=t+1}^{\infty} \frac{E_t(d_\tau)}{R_\tau^f} + \sum_{\tau=t+1}^{\infty} cov_t(d_\tau, m_\tau) \qquad \text{رابطهٔ ۱)}$$

P_t قیمت هر سهم در پایان سال مالیt و m_τ عامل تنزیل تصادفی است.

$E_t\ (P_\tau\ m_\tau) \to 0$ به‌عنوان $m_\tau = \beta \frac{u'(C_\tau)}{u'(C_\tau)} > 0$؛ $\tau \to \infty$ ارائه شده است و بدون آربیتراژ وجود دارد، β_τ یک عامل تنزیل ذهنی زمان است که چگونگی مصرف عوامل ناشکیبا را توصیف می‌کند. در این رابطه، اگر بتا کوچک باشد، افراد بسیار ناشکیبا هستند. به عبارت دیگر افراد مصرف کنونی را به مصرف آتی ترجیح می‌دهند. $\frac{u'(C_\tau)}{u'(C_\tau)}$ نرخ نهایی جانشینی مصرف زمان τ در برابر مصرف دورهٔ جاری، R_τ^f نرخ تنزیل بدون ریسک برای دورهτ ، d_τ سود تقسیمی دورهٔ τ است.

جایگزینی زمان مصرف، به‌جای مصرف جاری که توسط مطلوبیت نهایی نسبی از مصرف در آن زمان تعیین شده است، موجب می‌شود سرمایه‌گذار، بدین منظور سرمایه‌گذاری کند تا مطلوبیت از دست رفته ناشی از تسلیم مصرف فعلی را با سود حاصله معادل‌سازی کند و تغییر مصرف آتی (و مطلوبیت از مصرف) را به‌عنوان ریسک و در نتیجه عبارت کوواریانس در نظر بگیرد. با کاهش مطلوبیت نهایی و با افزایش مصرف، بازده‌هایی که با مطلوبیت نهایی به‌طور مثبت تغییر می‌کنند (و در نتیجه وقتی مصرف کم است، بازدهی بیشتر است)، قیمت‌های بالاتری دارند (و بازده مورد انتظار کمتری دارند). این ویژگی برای تفسیر تحلیل تجربی پژوهش حاضر مهم است.

با وجود این، رابطهٔ ۱ فاقد محتوا است؛ زیرا m_τ شناسایی نمی‌شود. جداسازی سودهای تنزیل شده از عبارت کوواریانس، فقط یک فرمول ریاضی مجدد از $E_t\ (m_\tau, d_\tau)$ است؛ بنابراین برای اینکه m_τ شناسایی شود، ساختار بیشتری لازم است. بر این اساس اصول حسابداری، اعداد قابل مشاهده را ارائه می‌کند.

مسئله دیگری که وجود دارد، این است که بر اساس دیدگاه سود تقسیمی غیرمرتبط با قیمت‌گذاری میلر و مودیگلیانی (۱۹۶۱)، فرض می‌شود که در طول عمر یک شرکت، مجموع جریان وجوه نقد پرداختی به سهامداران با مجموع سودها و ارزش دفتری جاری حقوق صاحبان سهام برابر است؛ بنابراین می‌توان گفت ارزش‌گذاری باید بر یک موضوع بنیادی‌تر از توزیع سود متکی باشد و آن موضوع، خلق ارزش برای مصرف و نه نحوه توزیع آن به شکل سود

تقسیمی جهت مصارف سرمایه‌گذاران خواهد بود. به عبارت دیگر، تولید ارزش از توزیع ارزش متمایز است و آن چیزی که باید در قیمت‌گذاری بر پایه مصرف مورد استفاده قرار گیرد، موضوعی است که موجب تولید ارزش از طریق خرید و فروش در بازارهای ورودی (تأمین کننده) و خروجی (مشتری) می‌شود. حسابداران سعی می‌کنند تا این توزیع را به‌عنوان سود (درآمد منهای هزینه‌ها) محاسبه کنند؛ با این حال، آن‌ها این کار را در یک سیستم دو طرفه انجام می‌دهند که علاوه‌برآن، سهام‌داران را ردیابی می‌کند.

پنمن و ژو (۲۰۲۲) در پژوهش خود، این مفهوم را در قالب رابطه مازاد تمیز نشان دادند. بر اساس رابطهٔ مازاد تمیز، سود خالص به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام اضافه و سودهای تقسیمی از آن کسر می‌شود. به عبارت دیگر، بر اساس «رابطه حسابداری مازاد تمیز» ارزش دفتری توسط سود ایجاد می‌شود و سود سهام از ارزش دفتری حاصل پرداخت می‌شود و این موضوع که سود سهام بر سود تأثیر نمی گذارد ،به‌طور ضمنی است. بنابراین، مهم این است که ایجاد ارزش از توزیع ارزش متمایز می‌شود.

$$B_\tau = B_{\tau-1} + Earnings_\tau - d_\tau \, , all\ \tau\ (CSR)$$ رابطهٔ ۲)

که در آن، B_τ ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در پایان سال مالی τ؛ $B_{\tau-1}$ ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در پایان سال مالی τ-1؛ $Earnings_\tau$ سود حسابداری در پایان سال مالی τ؛ d_τ سود تقسیمی دورهٔ τ است.

سود تقسیمی عبارت است از: سود خالص و سود نقدی به اضافهٔ بازخرید سهام، منهای انتشار سهام. بنابراین، معادله چرخهٔ نقدبه‌نقد (چرخهٔ مصرف‌به‌مصرف) را بیان می‌کند: وجه نقد پرداخت شده به شرکت (که مصرف جاری را تسلیم می‌کند) ارزش دفتری ایجاد می‌کند، سود به ارزش دفتری اضافه می‌شود و وجه نقد (که برای مصرف آتی اعمال می‌شود)، از این ارزش دفتری پرداخت می‌شود. با توجه به ارزش دفتری مشاهده شده فعلی، B_t و CSR بیانگر ارزش دفتری مورد انتظار آتی در هر نقطه T است.

$$E_t(B_T) = B_t + \sum_{\tau=t+1}^{T} E_t(Earnings_t - d_\tau)\ \ (CSRT)$$ رابطهٔ ۳)

یعنی با سود سهام پرداخت شده از ارزش دفتری، سود سهام مورد انتظاری که مصرف را در هر نقطه T خریداری می‌کند با ارزش دفتری مورد انتظار در آن نقطه پرداخت می‌شود . این ارزش دفتری توسط سود تا آن نقطه ایجاد می‌شود و با سود سهام قبلی که قبلاً پرداخت شده، کاهش می‌یابد. این یک اصل حسابداری برای سود سهام مورد انتظار و در نتیجه مصرف مورد انتظار است.

$$P_t^T = \sum_{\tau=t+1}^{T} \frac{E_t(d_\tau)}{R_\tau^f} + \frac{E_t(B_T)}{R_\tau^f} + \sum_{\tau=t+1}^{T} cov_t(d_\tau, m_\tau) + cov_t\,(B_T, m_T)$$ رابطهٔ ۴)

P_t در رابطهٔ ۱ به‌عنوان $\tau \to \infty$ ارائه می‌شود، $E_t(B_\tau, m_\tau) \to 0$ به‌عنوان $T \to \infty$ است، یعنی سود سهام در نهایت از ارزش دفتری پرداخت می‌شود. این ارزیابی، ارزش دفتری آتی را که از آن سود سهام پرداخت می‌شود، به‌عنوان در معرض ریسک تعیین می‌کند.

توسط CSRT ارزش دفتری مورد انتظار، B_T توسط سود مورد انتظار (خالص سود سهام) برای هر دورهٔ τ تا T ایجاد می‌شود. بنابراین، با قرار دادن $cov_t(B_T, m_T) = \sum_{\tau=t+1}^{T} cov_t[(Earnings_\tau - d_\tau)m_\tau]$، رابطهٔ ۴ را می‌توان به‌صورت مجدد بیان کرد.

رابطهٔ ۵)

$$P_t^T = \frac{B_t}{R_T^f} + \sum_{\tau=t+1}^{T} \frac{E_t(d_\tau)}{R_\tau^f} + \frac{\sum_{\tau=t+1}^{T} E_t(Earnings_\tau - d_\tau)}{R_\tau^f} + \sum_{\tau=t+1}^{T} cov_t(d_\tau, m_\tau) + \sum_{\tau=t+1}^{T} cov_t\left[(Earnings_t), m_\tau\right]$$

$$= \frac{B_t}{R_T^f} + \sum_{\tau=t+1}^{T} \frac{E_t(d_\tau)}{R_\tau^f} + \frac{\sum_{\tau=t+1}^{T} E_t(Earnings_\tau - d_\tau)}{R_\tau^f} + \sum_{\tau=t+1}^{T} cov_t\,(Earnings_t - m_\tau)$$

$$= \frac{B_t}{R_T^f} + \frac{1}{R_T^f} \sum_{\tau=t+1}^{T} E_t\left[Earnings_\tau + d_\tau\left(\frac{R_T^f}{R_\tau^f} - 1\right)\right] + cov_t\ (Earnings_t, m_\tau)$$

اصطلاح کوواریانس ، ریسک را بر حسب سود در معرض ریسک بیان می‌کند، یعنی میزانی که سود با عامل تنزیل تصادفی هم‌خوانی دارد. همان گونه که مشاهده می‌شود، در رابطهٔ ۵ سود تقسیمی از جمله کواریانس حذف می‌شود و به‌جای آن سود موردانتظار استفاده می‌شود. بنابراین تئوری نامربوط بودن میلر و مودیگلیانی (۱۹۶۱)، توسط پنمن و ژو (۲۰۲۲) مورد تأیید قرار می‌گیرد. بر این اساس، در قیمت محاسبه شده برای ارزش‌گذاری مصرف، سود تقسیمی غیرمرتبط است. در جملهٔ دوم رابطهٔ ۵، سودهای تقسیمی مورد انتظار تا دورهٔ T، مجدداً سرمایه‌گذاری می‌شوند و این نشان می‌دهد که سرمایه‌گذار قصد دارد مصرف را به تعویق بیندازد. به‌واسطهٔ این سرمایه‌گذاری مجدد، سود بیشتری ایجاد و به ارزش دفتری اضافه می‌شود که از آن برای پرداخت سودهای تقسیمی آتی، جهت مصرف در زمان دلخواه استفاده می‌شود و با سرمایه‌گذاری در نرخ بازده بدون ریسک، قدرت مصرف حفظ می‌شود. چنانچه سرمایه‌گذار سود تقسیمی را مصرف کند، این سود تقسیمی مصرف شده جایگزین سودهای آتی و مصرف آتی می‌شود. بنابراین، می‌توان گفت تنها سودهای حاصل از سرمایه‌گذاری، به‌طور بالقوه بر قیمت تأثیر دارند و کواریانس این سود (نه سود تقسیمی در رابطهٔ ۱) با عامل تنزیل تصادفی، ریسک مربوط به مصرف را نشان می‌دهد. همان گونه که مشاهده شد، مطابق رابطهٔ ۵ سود مورد انتظار، نشان‌دهندهٔ ریسک است. با توجه به توضیحات بیان شده، می‌توان به این نتیجه رسید که به‌منظور تعیین ارزش، باید از یک متغیر مبتنی بر خلق ارزش و نه توزیع ارزش استفاده شود که با توجه به رابطهٔ اثبات شده (رابطهٔ ۵) عامل مؤثر در قیمت‌گذاری سود ایجاد شده (نه سودهای تقسیمی) است.

مرتبط ساختن متغیرهای حسابداری و ریسک به مصرف

مسئله‌ای که در این زمینه مطرح می‌شود، این است که اگر اعداد حسابداری نشان‌دهنده ریسک باشند، آیا نیاز به اطلاعات بیشتری است یا نه؟ این اطلاعات باید به‌گونه‌ای باشد که بتواند میزان ریسک مصرفی را که توسط عبارت کوواریانس شامل سود در رابطهٔ ۵ (covt (Earningsτ, mτ)) نشان داده می‌شود، اندازه‌گیری کند. این امر توسط اصول حسابداری مرتبط با اندازه‌گیری سود قابل انجام است. رابطهٔ مازاد تمیز و رابطهٔ ۵، به تنهایی نمی‌توانند این اصول را تعیین کنند. در واقع، تنها با «شرط تراگردی» در عامل حد محدود، می‌توان در هر نقطه‌ای، T، سودی را که بر ریسک مصرفی تأثیر نداشته باشد، تعریف کرد. کوواریانس mτ با یک عدد تصادفی حتی کمتر از کوواریانس با سود سهام دارد. به‌طور خلاصه، سود دوره‌ای اضافه شده به ارزش دفتری در رابطهٔ ۵، باید نشان‌دهندهٔ ارزش مصرفی باشد که می‌تواند از آن سود سهام پرداخت شود. به همین ترتیب، اصطلاح کوواریانس covt (Earningsτ, mτ) نشان‌دهندهٔ مصرف مورد انتظار در معرض ریسک است. در این زمینه اصل تحقق درآمد و مفهوم محافظه‌کاری توضیح داده می‌شود.

اصل تحقق درآمد

بر اساس اصل تحقق درآمد که بالاترین رقم در صورت سود و زیان است، تنها زمانی ثبت می‌شود که عدم اطمینان در مورد دریافت وجه نقد از مشتریان تا حد زیادی با انجام فروش با دریافتنی‌های قابل اجرای قانونی در ترازنامه رفع شود. حتی در این صورت مطالبات با کمک هزینه بدهی‌های معوق تنزیل می‌شود تا آن را به معادل نقدی تقلیل دهد (حداقل در اصل). در قیمت‌گذاری دارایی، درآمدها تنها زمانی شناسایی می‌شوند که یک شرکت بتواند دارایی با بتای پایین، وجه نقد یا دریافتنی نزدیک به نقد را ثبت کند. تا آن مرحله، شناسایی درآمد به‌عنوان بتای مثبت به تعویق افتاده است، انتظاری که در خصوص ریسک عدم تحقق مشتری است، ممکن است محقق نشود. درآمدهای بالقوه‌ای که مشتری با پرداخت نقدی برای آن‌ها انجام داده است، به‌عنوان درآمد ثبت نمی‌شود، بلکه به‌عنوان بدهی در ترازنامه درآمدهای معوق (کسب نشده) ثبت می‌شود، تا زمانی که عدم اطمینان از اینکه شرکت می‌تواند طرف قرارداد خود را انجام دهد، برطرف شود. تنها در این صورت است که درآمد در صورت سود و زیان منعکس می‌شود.

مفهوم محافظه‌کاری

سود، تفاوت هزینه از درآمد است و هزینه‌های حسابداری نیز متأثر از عدم اطمینان است. بر اساس محافظه‌کاری غیرشرطی، در صورتی که سود حاصل از سرمایه‌گذاری با عدم اطمینان همراه باشد، سرمایه‌گذاری‌ها در ترازنامه ثبت نمی‌شوند، بلکه در صورت سود و زیان شناسایی و ثبت می‌شوند. برای مثال، هزینه تحقیق و توسعه، آگهی و تبلیغات (ساخت دارایی‌های برند)، سرمایه‌گذاری برای توسعهٔ زنجیره‌های تأمین و زنجیره‌های توزیع، آموزش و حفظ کارکنان، توسعهٔ نرم‌افزار، هزینه‌های راه‌اندازی و سازمان و غیره اعمال می‌شود. در مقابل، سرمایه‌گذاری‌ای که در ترازنامه ثبت می‌شود، ریسک کمتری دارد؛ بنابراین محافظه‌کاری غیرشرطی در زمان شناسایی اولیه انجام می‌شود؛ اما محافظه‌کاری شرطی برای تسریع شناسایی زیان‌ها و شناسایی با تاخیر سودها به‌کار می‌رود.

اصل تحقق درآمد و مفهوم محافظه‌کاری، نه تنها باعث کمتر گزارش شدن ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام می‌شوند، بلکه به کاهش سود دورهٔ جاری و افزایش سود مورد انتظار آتی می‌انجامد؛ زیرا تأخیر در شناخت درآمد، به افزایش سودهای دورهٔ آتی منجر می‌شود. همچنین، هزینه کردن سرمایه‌گذاری‌های ریسکی در دوره جاری، موجب می‌شود که سود دورهٔ جاری کاهش یابد و سودهای دوره‌های آتی، به این علت که شامل هزینه استهلاک مربوط به آن نمی‌شود، افزایش یابد (رشد سود مورد انتظار). بنابراین، رشد سود مورد انتظار توسط اصول حسابداری به ریسک مرتبط می‌شود . شناخت درآمد به تعویق می‌افتد؛ زیرا ریسک حل نشده است. سرمایه‌گذاری‌ها به‌دلیل عدم اطمینان در مورد نتایج آن‌ها به‌عنوان هزینه ثبت می‌شوند. اگر درآمدها تحقق یابد و اگر سرمایه‌گذاری ریسکی پرداخت شود، سودها ثبت خواهند شد. در واقع، عبارت «اگر» ریسک را نشان می‌دهد. همان گونه که در رابطهٔ ۵ نشان داده شده است، برای قیمت‌گذاری این ریسک، از جمله کوواریانس استفاده شده است؛ اما کورایانس سود با عامل تنزیل تصادفی مصرف در رابطهٔ ۵ نشان می‌دهد که سودها نسبت به تغییر شرایط وسیع اقتصادی که بر مصرف تأثیر می‌گذارد، حساس هستند. در این راستا، پنمن و یهودا (۲۰۱۹) به‌طور تجربی نشان می‌دهند که استفاده از اصل تحقق درآمد و حسابداری محافظه‌کارانه برای سرمایه‌گذاری، «اخبار نرخ تنزیل» را به بازار منتقل می‌کند.

بازده مورد انتظاری که در این پژوهش برآورد می‌شود و عامل بنیادی‌ای که ایجاد می‌کند، بر اساس مشاهدات حسابداری است که توسط این اصول حسابداری تعیین می‌شود و در نتیجه سودهای در معرض ریسک را طبق اصول حسابداری شناسایی می‌کند. این موارد قابل مشاهده سود جاری، ارزش دفتری و سرفصل‌های اقلام اصلی صورت سود و زیان و ترازنامه هستند. برای ادغام هر دو سود مشاهده شده در زمان t و ارزش دفتری (و به‌طور ضمنی سرفصل‌های اقلام اصلی)، معادله مجدداً تصریح می‌شود.

$$P_t^T = \frac{B_t}{R_T^f} + \frac{Earnings_t}{R_\tau^f} \sum_{\tau=t+1}^{T} E_t \left[\frac{Earnings_\tau + d_\tau \left(\frac{R_T^f}{R_\tau^f} - 1 \right)}{Earnings_t} \right] + cov_t(Earnings_t, m_\tau) \qquad \text{رابطهٔ ۶)}$$

این امر موجب تمرکز بیشتر بر رشد سود مورد انتظار (سود سهام انباشته) نسبت به سود جاری می‌شود. به عبارت دیگر، منعکس‌کنندهٔ ویژگی رشدی است که ریسک قیمتی پنمن و ژانگ (۲۰۲۰) را نشان می‌دهد و مشخصه‌ای که تحلیل تجربی پژوهش حاضر بر آن متمرکز است.

جدول ۱ استدلال‌هایی را برای متغیرهای حسابداری مورد استفاده در پژوهش حاضر، در قیاس با متغیرهای حسابداری مورد استفاده در مدل‌های دیگر، از جمله مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵) و هو، ژو و ژانگ (۲۰۱۵) نشان می‌دهد.

جدول ۱. متغیرهای حسابداری مرتبط با مصرف و استدلال انتخاب آن‌ها

متغیر	دلایل انتخاب
نسبت سود به قیمت ($E_{i,t}/P_{i,t}$)	نسبت سود به قیمت به‌عنوان نقطه شروع در نظر گرفته می‌شود؛ زیرا از نسبت سود به قیمت برای پیش‌بینی بازده موردانتظار استفاده می‌شود (بال[1]، ۱۹۷۸). از آنجایی که این نسبت رشد سود پیش‌بینی شده و ریسک آن را نشان نمی‌دهد. بنابراین می‌بایست متغیرهای دیگری به آن افزوده شود.
نسبت ارزش دفتری به قیمت ($B_{i,t}/P_{i,}$)	نسبت ارزش دفتری به قیمت در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی به‌عنوان شاخصی از ریسک قابل توجه است. به عبارت دیگر، اگر B/P ارتباطی با ریسک و بازده مورد انتظار داشته باشد، بایستی B/P≠1 باشد؛ زیرا بر اساس حسابداری ارزش منصفانه Bt = Pt است، از این رو با توجه به اینکه حسابداری ارزش منصفانه اطلاعاتی بیش از قیمت ارائه نمی‌دهد. بنابراین، توانایی ارزش دفتری را برای نشان دادن ریسک و بازده از بین می‌برد. در این راستا می‌توان گفت، تفاوت بین قیمت و ارزش دفتری به‌دلیل اصول حسابداری است که شناسایی سود را به تعویق می‌اندازند (پنمن و ژو، ۲۰۱۸). پنمن و ژو (۲۰۲۲) بر اساس رابطهٔ زیر نشان دادند که: $ROE = E/P \times P/B$ با استفاده از نسبت سود به قیمت و ارزش دفتری به قیمت، می‌توان نسبت سود به ارزش دفتری را به‌دست آورد که اثر تعویق سود و حسابداری محافظه‌کارانه را بر سود و ارزش دفتری نشان می‌دهد. در همین راستا، یافته‌های پنمن و همکاران (۲۰۱۸) نشان می‌دهد که برای هر E/P، B/ P (و به‌طور ضمنی ROE) رشد سود و ریسک رشد مورد انتظار را پیش‌بینی می‌کند.
سودآوری ($ROA_{i,t}$)	معیار سودآوری مشابه بازده حقوق صاحبان سهام است، اما با این تفاوت که این معیار بدون اهرم است و مخرج آن در مقایسه با بازده حقوق صاحبان سهام متفاوت است. همچنین این معیار با دقت بیشتری تأثیر حسابداری محافظه‌کارانه را بر دارایی‌ها نشان می‌دهد.
اقلام تعهدی ($Accruals_{i,t}$)	اقلام تعهدی اساساً مبتنی بر شناخت و تحقق فروش است (مانده حساب بدهکاران منهای درآمدهای معوق)، همچنین این اقلام شامل هزینه‌هایی هستند که به‌جای تعویق به دورهٔ آتی، به دورهٔ جاری اختصاص دارند که همین امر موجب می‌شود رشد سود موردانتظار کاهش یابد و این موضوع با یافته‌های لولن و رسوتک[2] (۲۰۱۹) مطابقت دارد که بیان می‌دارند اقلام تعهدی بالاتر با سودهای آتی کمتر (رشد) مرتبط است.
سرمایه‌گذاری ($Investment_{i,}$)	سرمایه‌گذاری ثبت شده در ترازنامه تحقق فرصت‌های سرمایه‌گذاری را نشان می‌دهدکه همراه با ریسک بوده است. بنابراین تحقق و گزارش‌آن‌ها یک نوع تجدید نظر در ریسک فرصت‌های سرمایه‌گذاری خواهد بود. سرمایه‌گذاری شرکت ، این پیام را انتقال می‌دهد که سود آن نیز می‌تواند محقق شود و سود محقق شده بر اساس اصول حسابداری مستلزم ریسک کمتر است. به عبارتی، این یک بیان مجدد در شرایط حسابداری از ارتباط بین اعمال اختیارات واقعی و بازده مورد انتظار است. به عقیدهٔ برک، گرین و نیک (۱۹۹۹) علت کاهش ریسک این است که شرکت‌ها گزینه‌های رشد را به دارایی‌های موجود تبدیل می‌کنند. علاوه‌براین، در حسابداری محافظه‌کارانه، سرمایه‌گذاری ثبت شده در ترازنامه در مقایسه با سرمایه‌گذاری که بلافاصله هزینه می‌شود، ریسک کمتری برای نتایج سود به همراه دارد. اوه و پنمن[3] (۲۰۲۱) دریافتند رفتار حسابداری محافظه‌کارانه برای سرمایه‌گذاری‌های با ریسک بالا با رویکرد اختیار واقعی مطابقت دارد که در آن سرمایه‌گذاری‌ها (مانند تحقیق و توسعه) به گزینه‌های رشد آتی مربوط می‌شود و به دارایی‌های موجود ناشی از تحقق گزینه‌های سرمایه‌گذاری مرتبط نیستند.

1. Ball
2. Lewellen & Resutek
3. Oh & Penman

متغیر	دلایل انتخاب
رشد در خالص دارایی‌های عملیاتی ($\Delta NOA_{i,t}$)	رشد خالص دارایی‌های عملیاتی، نشان‌دهندهٔ تغییر در کل دارایی‌های عملیاتی خالص (دارایی‌های عملیاتی منهای بدهی‌های عملیاتی) توسط سود تحقق یافته از عملیات و سرمایه‌گذاری‌هاست. به‌علاوه، این متغیر بنیادی شامل سودهای شناسایی شده است که توسط معیار اقلام تعهدی محاسبه نشده است، به‌طور مثال، سهم سود در شرکت‌های فرعی، سود و زیان تحقق یافته حاصل از فروش دارایی‌ها، اقلام تعهدی بلندمدت مانند مالیات‌های معوق و درآمدهای معوق و کاهش ارزش و تجدید ساختار. اگر سرمایه‌گذاری‌ها (نسبتاً پُرریسک) بر اساس حسابداری محافظه‌کارانه در صورت سود و زیان به‌عنوان هزینه ثبت شود مقدار این متغیر بنیادی کمتر می‌شود. اولسون و چو (۲۰۱۹) دریافتند که متغیر رشد خالص دارایی‌های عملیاتی فروش آتی و سود تحقق یافته را پیش‌بینی می‌کند و توانایی شرکت برای تحقق سود را برآورد می‌کند.
تأمین مالی خارجی ($EXTFIN_{i,t}$)	تأمین مالی خارجی با سرمایه‌گذاری جاری هم‌بستگی مثبت دارد و همچنین نشان دهنده برنامه‌هایی برای سرمایه‌گذاری بیشتر است. لامونت، پولک و سا رکخو[1] (۲۰۰۱) نشان می‌دهند که برنامه‌های سرمایه‌گذاری با بازده آتی هم‌بستگی منفی دارند. این سرمایه‌گذاری‌ها و برنامه‌های سرمایه‌گذاری تحقق (یا تحقق پیش‌بینی‌شده) فرصت‌های سرمایه‌گذاری هستند که با عدم اطمینان و ریسک همراه هستند که به سهم خود نشان می‌دهند که فروش و سود مورد انتظار می‌تواند در آینده محقق شود.
خالص سهم منتشره ($NSI_{i,t}$)	برای تأمین مالی کل (EXTFIN)، خالص سهم منتشره منجر به کاهش (رشد) سود هر سهم و اهرم (ریسک) می‌شود.

با توجه به آنچه تاکنون گفته شد، هدف اصلی پژوهش حاضر افزایش دقت مدل‌های قیمت‌گذاری در اندازه‌گیری بازده موردانتظار با استفاده از متغیرهای بنیادی حسابداری مرتبط با مصرف است. بر اساس ادبیات پژوهش، فرضیه‌هایی که در این پژوهش آزمون می‌شوند عبارت‌اند از:

فرضیهٔ ۱: افزودن متغیرهای بنیادی حسابداری مرتبط با مصرف به مدل سه عاملی فاما و فرنچ برآورد بازده مورد انتظار را بهبود می‌بخشد.

فرضیهٔ ۲: افزودن متغیرهای بنیادی حسابداری مرتبط با مصرف به مدل چهار عاملی کارهارت برآورد بازده مورد انتظار را بهبود می‌بخشد.

فرضیهٔ ۳: افزودن متغیرهای بنیادی حسابداری مرتبط با مصرف به مدل پنج عاملی فاما و فرنچ برآورد بازده مورد انتظار را بهبود می‌بخشد.

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از لحاظ نحوهٔ گردآوری داده‌ها یا به عبارت دیگر از لحاظ روش تحقیق، نوعی تحقیق تجربی در حوزهٔ حسابداری و مالی است که در آن از روابط آماری و مدل‌های ریاضی جهت بررسی و تبیین متغیرهای تحقیق استفاده می‌شود. از لحاظ ماهیت توصیفی ـ هم‌بستگی است. برای اجرای پژوهش حاضر، داده‌های مالی شرکت‌ها جمع‌آوری شده

1. Lamont, Polk & Saaá-Requejo

و با استفاده از تحلیل داده‌های ترکیبی و روش رگرسیون چند متغیره، آزمون و تجزیه‌وتحلیل شده است. نمونهٔ پژوهش حاضر، ۲۰۲ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران، در دورهٔ زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۹ بوده است (شایان ذکر است که بازه زمانی جهت تشکیل عامل بنیادی از سال ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ به‌صورت سالانه و بازه زمانی مدل‌های قیمت‌گذاری، از سال ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۹ به‌صورت ماهانه، در مجموع ۷۲ ماه و ۱۳۵۰۰ مشاهده است) که با استفاده از روش حذف سیستماتیک (روش غربالگری) و با اعمال محدودیت‌های زیر انتخاب شده‌اند:

۱. شرکت‌ها با دوره مالی یکسان و منتهی به ۱۲/۲۹ باشند؛
۲. دارای وقفهٔ معاملاتی بیشتر از ۳ ماه نباشند؛
۳. ارزش دفتری منفی نداشته باشند؛
۴. طی دورهٔ بررسی، تغییر دورهٔ مالی نداشته باشند؛
۵. جزء شرکت‌های غیرمالی باشند؛
۶. اطلاعات شرکت‌های برگزیده، موجود و قابل دسترس باشد.

قبل از برآورد نهایی مدل، آزمون‌های پیش فرض و فروض کلاسیک روی داده‌ها انجام شده است. برای جلوگیری از رگرسیون کاذب در این پژوهش، از آزمون مانایی لوین لین چو استفاده شد که نتایج آن نشان داد تمام متغیرهای پژوهش حاضر در سطح ۹۵درصد مانا هستند.

متغیرهای پژوهش

متغیر وابسته

بازده اضافی سهام ($R_i - R_f$): در پژوهش حاضر از بازده اضافی سهام به‌عنوان متغیر وابسته پژوهش استفاده شده که به کمک رابطهٔ ۷ محاسبه می‌شود.

$$ER = R_i - R_f \quad \text{(رابطهٔ ۷)}$$

که در آن، ER بازده اضافی سهام؛ R_i بازده ماهانه سهام شرکت‌ها است،.در این پژوهش از بازده محاسبه شده با استفاده از رابطه بالا در نرم‌افزار رهاورد نوین استفاده شده است. R_f نرخ بازده بدون ریسک است که در پژوهش حاضر برابر است با نرخ بهره اوراق مشارکت دولتی که از سایت بانک مرکزی استخراج شده است.

متغیرهای مستقل

جدول ۲ نام متغیرهای مستقل پژوهش و نحوه اندازه‌گیری آن‌ها را نشان می‌دهد:

جدول ۲. نام متغیرهای مستقل و نحوهٔ اندازه‌گیری آن‌ها

نام متغیر	نحوهٔ اندازه‌گیری
صرف ریسک	از تفاوت بازده بازار (R_m) و نرخ بهره بدون ریسک (R_f) در هر ماه به‌دست می‌آید.
اندازه	لگاریتم طبیعی ارزش بازار سهام شرکت (حاصل‌ضرب قیمت هر سهم در تعداد سهام منتشره).
ارزش	از تقسیم ارزش دفتری سهام شرکت‌ها بر ارزش بازار آن در پایان دوره محاسبه می‌شود.
مومنتوم	میانگین بازده ماهانه شرکت‌ها در دورهٔ زمانی t − ۱۲ تا t − ۲
سودآوری	از تقسیم تفاوت هزینه مالی دوره قبل از سود عملیاتی دوره قبل بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام دوره قبل محاسبه می‌شود.
سرمایه‌گذاری	تغییرات کل دارایی‌ها در سال منتهی به t −۱ تقسیم بر کل دارایی‌ها در پایان t − ۲ است.
بازده موردانتظار	در ادامه توضیح داده شده است.

نحوهٔ محاسبهٔ بازده مورد انتظار (ER)

به‌منظور تخمین بازده موردانتظار برای ساخت عامل بنیادی مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری پنج مرحله به شرح ذیل باید طی کرد:

مرحلهٔ ۱: شناسایی ویژگی‌های حسابداری (مطابق با اصول و مفروضات حسابداری پنمن و ژانگ، ۲۰۲۰) که رشد سود مورد انتظار آینده در معرض ریسک را پیش‌بینی می‌کند. این ویژگی‌ها شامل نسبت سود به قیمت ، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، نرخ رشد فروش، سودآوری، اقلام تعهدی، سرمایه‌گذاری، رشد در خالص دارایی‌های عملیاتی، تأمین مالی خارجی و وجوه حاصل از افزایش سرمایه از محل صدور سهام هستند که نحوهٔ محاسبهٔ آن در قالب جدول ۳ ارائه شده است. با توجه به رابطه مازاد تمیز و حداقل بازده ثابت (r):

$$P_t^T = \frac{\sum_{\tau=t+1}^{T}\left[Earnings_\tau + Dividend_\tau\left(\left(1+r^f\right)^{T-\tau}-1\right)\right]}{(1+r)^T-1} \rightarrow P_t \qquad \text{رابطهٔ ۸)}$$

قیمت بدون آربیتراژ در مدل تنزیل سود تقسیمی با افق نامتناهی است، به‌طوری که $T \rightarrow \infty$ میل می‌کند (اولسون[1]، ۱۹۹۵)؛ به این معنا که انتظار می‌رود قیمت بر اساس سود تجمعی آتی با سود سهام سرمایه‌گذاری مجدد، سرمایه‌گذاری در بازده مورد نیاز محاسبه شود (عدد در اینجا همانند رابطه‌های ۵ و ۶ است؛ اما با نرخ تنزیل تعدیل شده بر اساس ریسک به جای عبارت کوواریانس). این جای‌گذاری بازده مورد انتظار را ارائه می‌دهد:

$$(1+r)^T - 1 = \frac{\sum_{\tau=t+1}^{T}\left[Earnings_\tau + Dividend_\tau\left(\left(1+r^f\right)^{T-\tau}-1\right)\right]}{P_t^T} \qquad \text{رابطهٔ ۹)}$$

1. Ohlson

مرحله ۲: تأیید تجربی اینکه ویژگی‌های مشخص شده در مرحلهٔ ۱، رشد سود آتی را پیش‌بینی می‌کنند؛ به این معنا که علامت واقعی ضریب ویژگی‌های حسابداری انتخاب شده، به‌واسطهٔ اصول و مفروضات حسابداری با علامت مورد انتظار ضریب که در جدول ۳ ارائه شده است، سازگار باشد.

مدل الف)

$$\frac{\Delta Earnings^{a}_{it+2} \times 2}{\left|Earnings^{a}_{it+2}\right| + \left|Earnings^{a}_{it+1}\right|} = \alpha + \beta_1 \frac{Earnings_{it}}{P_{it}} + \beta_2 \frac{B_{it}}{P_{it}} + \sum_{j=3}^{K} \beta_j A_{jt} + \mu_{it} + 2$$

$\frac{\Delta Earningsa_{i,t+2} \times 2}{|Earningsa_{i,t+2}| + |Earnings_{i,t+1}|}$ رشد سود آتی است که در آن $Earnings_{i,t+2}$ سود موردانتظار شرکت i در پایان سال مالی t + ۲ است و بر اساس رابطه‌های ۱۰ و ۱۱ محاسبه می‌شود:

رابطهٔ ۱۰)

$$\Delta Earnings^{a}_{i,t+1} = Earningsa_{i,t+2} - Earningsa_{i,t+1}$$

رابطهٔ ۱۱)

$$Earnings^{a}_{i,t+1} = Earnings_{i,t+2} + (r_{f,t+2} * d_{i,t+1})$$

$Earnings^{a}_{i,t+1}$ مجموع سود موردانتظار شرکت i در پایان سال مالی t+۲ و بازده حاصل از سرمایه‌گذاری مجدد سود تقسیمی هر سهم شرکت i در پایان سال مالی t+۱ در نرخ بازده بدون ریسک در پایان سال مالی t+۲ (برای درآمد بیشتر) است. $Earnings_{i,t+1}$ سود مورد انتظار شرکت i در پایان سال مالی t+۱؛ $Earnings_{i,t+2}$ سود موردانتظار شرکت i در پایان سال مالی t+۲؛ $r_{f,t+2}$ نرخ بازده بدون ریسک در پایان سال مالی t+۲ ؛ $d_{i,t+1}$ سود تقسیمی هر سهم شرکت i در پایان سال مالی t+۱. $Earnings_{i,t}$ سود خالص هر سهم شرکت i در پایان سال مالی t؛ $B_{i,t}$ ارزش دفتری هر سهم شرکت i در پایان سال مالی t؛ $P_{i,t}$ قیمت هر سهم شرکت i در پایان سال مالی؛ t، $A_{j,t}$ مابقی ویژگی‌های حسابداری ارائه شده در جدول ۳.

جدول ۳. متغیرهای حسابداری انتخاب شده به‌واسطهٔ اصول و مفروضات حسابداری (اصل تحقق درآمد و مفهوم محافظه‌کاری)

متغیر	نماد	تعریف عملیاتی	علامت مورد انتظار در مدل‌های(الف) و (ب)
نسبت سود به قیمت	$E_{i,t}/ P_{i,t}$	سود خالص هر سهم تقسیم بر قیمت هرسهم	مثبت
نسبت ارزش دفتری به قیمت	$B_{i,t}/ P_{i,t}$	حقوق صاحبان سهام پایان دوره هر سهم تقسیم بر قیمت هر سهم	مثبت
سودآوری	$ROA_{i,t}$	سود خالص تقسیم بر جمع دارایی‌های سال قبل	منفی
اقلام تعهدی	$Accruals_{i,t}$	تفاوت سود خالص و جریان وجوه نقد حاصل از فعالیت‌های عملیاتی تقسیم بر جمع دارایی‌های سال قبل	منفی

متغیر	نماد	تعریف عملیاتی	علامت مورد انتظار در مدل‌های(الف) و (ب)
سرمایه‌گذاری	$Investment_{i,t}$	مخارج سرمایه‌ای هر سال تقسیم بر میانگین دارایی‌های هر سال	منفی
رشد در خالص دارایی‌های عملیاتی	$\Delta NOA_{i,t}$	از تغییر در خالص دارایی‌های عملیاتی تقسیم بر میانگین کل دارایی‌ها به‌دست می‌آید. خالص دارایی‌های عملیاتی از تفاوت بین دارایی‌های عملیاتی و بدهی‌های عملیاتی شرکت به‌دست می‌آید. خالص دارایی عملیاتی به دو بخش خالص دارایی‌های سرمایه در گردش (تفاوت (دارایی‌های جاری منهای وجه نقد و معادل وجه نقد) و (بدهی‌های جاری منهای وام‌های کوتاه‌مدت منهای سود سهام پرداختنی)) خالص دارایی‌های عملیاتی غیرجاری (تفاوت مابین (کل دارایی‌ها منهای دارایی‌های جاری) و (کل بدهی‌ها منهای بدهی‌های جاری منهای وام‌های بلندمدت)) تقسیم می‌شود.	منفی
تأمین مالی خارجی	$EXTFIN_{i,t}$	جریان وجوه نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی تقسیم بر میانگین کل دارایی‌ها	منفی
خالص سهام منتشره	$NSI_{i,t}$	لگاریتم طبیعی نسبت سهام در دست سهامداران در پایان سال مالی به سهام در دست سهامداران در پایان سال مالی قبل.	منفی

مرحلهٔ ۳: تأیید تجربی اینکه ویژگی‌هایی که رشد سود را پیش‌بینی می‌کنند، در جهت مشابه بازده آتی را نیز پیش‌بینی می‌کنند. به‌منظور نشان دادن اینکه ریسک و بازده مورد انتظار مرتبط با رشد هستند، می‌بایست اثبات کرد ویژگی‌های حسابداری که رشد سود آتی را پیش‌بینی می‌کنند، بازده آتی را نیز در جهت مشابه پیش‌بینی می‌کنند.

مدل ب)
$$R_{it+1} = \alpha + b_1 \frac{Earnings_{it}}{P_{it}} + b_2 \frac{B_{it}}{P_{it}} + \sum_{j=3}^{k} b_j A_{jt} + \varepsilon_{it+1}$$

که در آن، $R_{i,t+1}$ بازده سهام شرکت i در پایان سال مالی t + ۱ است. بقیه متغیرهای این مدل در قسمت‌های قبلی توضیح داده شده است.

مرحلهٔ ٤: تخمین مدل کمکی که بر اساس ویژگی‌های حسابداری منتخب برای پیش‌بینی بازده ایجاد شده است. ویژگی‌هایی که سه مرحلهٔ قبل را با موفقیت پشت سر گذاشته‌اند (به این معناکه از بین ویژگی‌های انتخاب شده، به‌واسطهٔ اصول و مفروضات حسابداری، آن دسته‌ای که در هر دو مدل «الف» و «ب» علامت واقعی ضریب آن‌ها مطابق با علامت موردانتظار ضریب در اصول حسابداری بوده است)، مجموعه‌ای را تشکیل می‌دهند. این مجموعه برای ساخت یک مدل کمکی که در نهایت تمام ویژگی‌ها را درون یک عامل خلاصه می‌کند، به‌کار می‌رود.

مرحلهٔ ۵: جهت برآورد بازده مورد انتظار خارج از نمونه، $ER_{i,t}$ برای هر شرکت در هر سال از ضرایب برآورد شده در نمونه در مرحله ۴ استفاده می‌شود. در بازه زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸، مدل کمکی فوق در هر سال جداگانه به‌صورت مقطعی

برآورد می‌شود. سپس برای بازه زمانی ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۹، در هر سال از میانگین ضرایب مدل‌های پنج سال گذشته، برای محاسبه بازده مورد انتظار (E(r)) آن سال استفاده می‌شود. بدین ترتیب از in sample (۱۳۹۸-۱۳۸۹) برای محاسبه out of sample(۱۳۹۹-۱۳۹۴) استفاده می‌شود.

نحوهٔ تشکیل عوامل

عوامل این پژوهش شامل عامل بازار، ارزش، اندازه، مومنتوم، سودآوری، سرمایه‌گذاری و بازده موردانتظار مبتنی بر متغیرهای حسابداری مرتبط با مصرف است. نحوهٔ ساخت این عوامل مطابق با پژوهش فاما و فرنچ (۱۹۹۳، ۲۰۱۵ و ۲۰۱۸) است.

جدول ٤. تعریف و روابط عوامل

عوامل	تعریف عوامل	روابط عوامل
عامل اندازه (SMB)	عبارت است از تفاوت میانگین بازده پرتفوی سهام شرکت‌ها با اندازه کوچک و میانگین بازده پرتفوی سهام با اندازه بزرگ.	$SMB = \frac{\left(\frac{S}{H}+\frac{S}{M}+\frac{S}{L}\right)}{3} - \frac{\left(\frac{B}{H}+\frac{B}{M}+\frac{B}{L}\right)}{3}$
ارزش (HML)	عبارت است از تفاوت میانگین بازده پرتفوی سهام با ارزش بالا و میانگین بازده پرتفوی سهام شرکت‌ها با ارزش کم.	$HML = \frac{\left(\frac{S}{H}+\frac{B}{H}\right)}{2} - \frac{\left(\frac{S}{L}+\frac{B}{L}\right)}{2}$
مومنتوم (WML)	عبارت است از تفاوت میانگین بازده پرتفوی سهام شرکت‌های برنده و میانگین بازده پرتفوی سهام شرکت‌های بازنده.	$WML = \frac{\left(\frac{S}{W}+\frac{B}{W}\right)}{2} - \frac{\left(\frac{S}{L}+\frac{B}{L}\right)}{2}$
سودآوری (RMW)	عبارت است از تفاوت میانگین بازده پرتفوی سهام با سودآوری قوی از میانگین بازده پرتفوی سهام با سودآوری ضعیف.	$RMW = \frac{\left(\frac{S}{R}+\frac{B}{R}\right)}{2} - \frac{\left(\frac{S}{W}+\frac{B}{W}\right)}{2}$
سرمایه‌گذاری (CMA)	بیانگر تفاوت بین میانگین بازده پرتفوی سهام با ریسک پایین (محافظه‌کارانه) و میانگین بازده پرتفوی سهام با ریسک بالا (جسورانه) است.	$CMA = \frac{\left(\frac{S}{C}+\frac{B}{C}\right)}{2} - \frac{\left(\frac{S}{A}+\frac{B}{A}\right)}{2}$
بازده موردانتظار (ER)	عبارت است از تفاوت میانگین بازده پرتفوی سهام شرکت‌ها با بازده مورد انتظار بالا و میانگین بازده پرتفوی شرکت‌ها با بازده موردانتظار پایین.	$ER = \frac{\left(\frac{S}{H}+\frac{B}{H}\right)}{2} - \frac{\left(\frac{S}{L}+\frac{B}{L}\right)}{2}$

برای تشکیل و بازده موردانتظار مبتنی بر متغیرهای حسابداری مرتبط با مصرف از یک ساخت ۲×۳ استفاده شده است؛ به این صورت که ابتدا در هرسال، شرکت‌ها بر اساس اندازه به دو گروه کوچک (S) و بزرگ (B) تقسیم می‌شوند. سپس به‌صورت مستقل، بر اساس متغیر بعدی (نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، تمایل به عملکرد گذشته، سودآوری، سرمایه‌گذاری و بازده موردانتظار) از رتبهٔ کم به زیاد مرتب و به سه گروه تقسیم می‌شوند. بدین صورت که ۳۰درصد شرکت‌ها بر اساس عامل ارزش، به‌عنوان شرکت با ارزش کم (L)، ۴۰ درصد به‌عنوان شرکت با ارزش متوسط (M) و ۳۰

درصد به‌عنوان شرکت با ارزش بالا (H) تقسیم می‌شوند. بر اساس عامل مومنتوم، به سه گروه شرکت‌های برنده (W)، شرکت‌های خنثی (M)، شرکت‌های بازنده (L) تقسیم می‌شوند. بر اساس عامل سودآوری به سه گروه شرکت‌های با سودآوری ضعیف (W)، شرکت‌های خنثی (M) و شرکت‌های با سودآوری قوی (R) تعریف می‌شوند. بر اساس عامل سرمایه‌گذاری شرکت‌ها به سه دسته با سرمایه‌گذاری محافظه‌کارانه (C)، خنثی (M) و جسورانه (W) طبقه‌بندی می‌شوند و بر اساس عامل بازده شرکت‌ها به سه گروه شرکت‌ها با بازده مورد انتظار پایین (L)، خنثی (M) و بازده موردانتظار بالا (H) تقسیم می‌شوند. در نهایت از تقاطع این گروه‌بندی‌ها شش گروه تشکیل می‌شود. در جدول ۴ تعریف و روابط عوامل ارائه شده است.

مدل‌های پژوهش

مدل‌های قیمت‌گذاری مورد استفاده در پژوهش حاضر به شرح جدول (۵) است.

جدول ۵. مدل‌های قیمت‌گذاری

نام مدل	نماد مدل	تصریح مدل‌های قیمت‌گذاری
مدل سه عاملی فاما و فرنچ	FF3	$R_{i,t} - R_{f,t} = a_i + b_i (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_i SMB_t + h_i HML_t + \varepsilon_{i,t}$
مدل چهار عاملی کارهارت	Carhart four factor	$R_{i,t} - R_{f,t} = a_i + b_i (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_i SMB_t + h_i HML_t + w_i WML_t + \varepsilon_{i,t}$
مدل پنج عاملی فاما و فرنچ	FF5	$R_{i,t} - R_{f,t} = a_i + b_i (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_i SMB_t + h_i HML_t + r_i RMW_t + c_i CMA_t + \varepsilon_{i,t}$
مدل سه عاملی فاما و فرنچ + عامل بنیادی	FF3 + ER	$R_{i,t} - R_{f,t} = a_i + b_i (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_i SMB_t + h_i HML_t + e_i ER_t + \varepsilon_{i,t}$
مدل چهار عاملی کارهارت + عامل بنیادی	Carhart four factor + ER	$R_{i,t} - R_{f,t} = a_i + b_i (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_i SMB_t + h_i HML_t + w_i WML_t + e_i ER_t + \varepsilon_{i,t}$
مدل پنج عاملی فاما و فرنچ + عامل بنیادی	FF5 + ER	$R_{i,t} - R_{f,t} = a_i + b_i (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_i SMB_t + h_i HML_t + r_i RMW_t + c_i CMA_t + e_i ER_t + \varepsilon_{i,t}$

یافته‌های پژوهش

تشکیل عامل بنیادی

همان گونه که در بخش قبلی اشاره شد، برای ساخت عامل بنیادی بازده موردانتظار، می‌بایست ۶ گام را طی کرد. در گام نخست ویژگی‌های اثرگذار بر رشد سود موردانتظار و بازده سهام آتی شناسایی می‌شود که این ویژگی‌ها در جدول۱ ارائه شده است.

آمار توصیفی متغیرهای حسابداری مرتبط با مصرف

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول ۶ شامل شاخص‌های مرکزی از جمله میانگین و میانه و شاخص‌های پراکندگی از جمله انحراف معیار، کشیدگی و چولگی برای متغیرهای مختلف محاسبه شده است. اصلی‌ترین و مورد استفاده‌ترین شاخص مرکزی، میانگین است که نقطهٔ تعادل و مرکز ثقل توزیع را نشان می‌دهد. میانگین رشد سود آتی برای شرکت‌های نمونه برابر با (۰/۱۳۲) است و میانگین بازده سهام آتی برای شرکت‌های نمونه برابر با (۰/۵۹۹) است که نشان می‌دهد بیشتر داده‌های مربوط به این دو متغیر حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. یکی از مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است که میزان پراکندگی مشاهدات از میانگین را نشان می‌دهد. برای مثال، مقدار این پارامتر برای رشد سود آتی (۱/۰۸۰) و بازده سهام آتی (۰/۹۲۸) است که نشان می‌دهد متوسط میزان پراکندگی مقادیر متغیر رشد سود موردانتظار و بازده سهام آتی حول میانگین به‌ترتیب برابر با ۱/۰۸۰ و ۰/۹۶۸ است. بیشترین مقدار متغیر رشد سود موردانتظار آتی برابر با ۲ است. کمترین میزان مقدار این متغیر۲- است. بیشترین مقدار متغیر بازده سهام آتی برابر با (۴/۱۵۲) است که مربوط به شرکت دارو امین در سال ۱۳۹۱ است. کمترین میزان مقدار این متغیر مربوط به شرکت محور سازان در سال (۱۳۹۴) است.

جدول ٦. آمارتوصیفی متغیرهای حسابداری مرتبط با مصرف

متغیر	میانگین	میانه	انحراف معیار	حداقل	حداکثر	چولگی	کشیدگی
$\frac{\Delta Earnings^{a}_{it+2} \times 2}{\lvert Earnings^{a}_{it+2}\rvert + \lvert Earnings^{a}_{it+1}\rvert}$	۰/۱۳۲	۰/۱۷۸	۱/۰۸۰	-۲	۲	-۰/۱۷۲	۲/۴۶۴
$R_{i,t+1}$	۰/۵۹۹	۰/۲۸۰	۰/۹۲۸	-۰/۶۵۸	۴/۱۵۲	۱/۴۸۵	۴/۷۶۵
$E_{i,t}/ P_{i,t}$	۰/۱۰۲	۰/۱۱۲	۰/۱۳۴	-۰/۸۴۲	۰/۹۹۰	-۱/۰۷۸	۱۳/۳۹۴
$B_{i,t}/ P_{i,t}$	۰/۵۰۸	۰/۴۱۰	۰/۳۸۸	۰/۰۰۹	۲/۸۶۲	۱/۸۹۹	۸/۰۸۴
$ROA_{i,t}$	۰/۱۵۸	۰/۱۱۵	۰/۱۸۹	-۰/۳۵۶	۱/۱۸۹	۱/۴۵۶	۶/۵۱۰
$Accruals_{i,t}$	۰/۱۰۱	۰/۰۲۳	۰/۲۳۶	-۰/۱۳۹	۰/۸۸۸	۱/۸۵۲	۵/۷۲۵
$Investment_{i,t}$	۰/۰۴۹	۰/۰۳۰	۰/۰۸۵	-۰/۴۲۷	۰/۶۰۴	۱/۷۳۴	۱۱/۲۰۱
$\Delta NOA_{i,t}$	۰/۰۸۸	۰/۰۷۱	۰/۱۸۲	-۱/۳۵۵	۱/۲۸۸	-۰/۲۰۹	۱۱/۸۵۵
$EXTFIN_{i,t}$	۰/۰۲۶	۰/۰۰۸	۰/۰۹۶	-۰/۳۲۸	۰/۵۵۸	۱/۲۱۸	۷/۴۱۵
$NSI_{i,t}$	۰/۱۷۹	۰/۰۰۰	۰/۳۸۵	۰/۰۰۰	۲/۵۸۸	۲/۶۴۳	۱۰/۷۳۸

در گام‌های دوم و سوم، مدل‌های «الف» و «ب» برآورد می‌شوند تا اثرگذاری و جهت اثرگذاری ویژگی‌های شناسایی شده در مرحله ۱ بر رشد سود مورد انتظار و بازده آتی بصورت تجربی بررسی شود. برای برآورد مدل‌های مذکور ابتدا لازم است که نتایج آزمون‌های تشخیصی و آزمون‌های فروض کلاسیک تصریح شود.

با توجه به استفاده داده‌های ترکیبی در مدل‌های «الف» و «ب» برای انتخاب روش داده‌های تابلویی و تلفیقی در برآورد مدل، از آزمون F لیمر استفاده شده است. با استناد به نتایج حاصل از آزمون F لیمر، از آنجا که سطح معناداری این آزمون در هر دو مدل بیشتر از ۰/۰۵ است، فرضیه صفر (پارامترهای عرض از مبدأ تمامی مقاطع برابر هستند) پذیرفته می‌شود و فرضیه مقابل (پارامترهای عرض از مبدأ تمامی مقاطع برابر نیستند) رد می‌شود. بنابراین لازم است در برآورد مدل‌ها از روش داده‌های تلفیقی استفاده شود. به‌منظور انجام آزمون فروض کلاسیک در پژوهش حاضر، برای تشخیص خودهم‌بستگی مرتبه اول از آزمون دوربین واتسون استفاده شده است. با توجه به اینکه آماره دوربین واتسون در هر دو مدل نزدیک به ۲ بوده است می‌توان با اغماض عدم وجود خود هم‌بستگی از مرتبه اول را پذیرفت. ناهمسانی واریانس فرض کلاسیک بعدی است که برای بررسی این فرض از آزمون ویگنز و پوی استفاده شده است. نتایج حاصل از این آزمون نشان می‌دهد که احتمال آماره محاسبه شده در این آزمون، برای مدل‌های پژوهش کوچکتر از ۰/۰۵ است. از این رو، فرضیهٔ صفر این آزمون مبنی بر همسان بودن واریانس‌ها رد می‌شود و فرضیهٔ مقابل آن مبنی بر ناهمسانی واریانس‌ها پذیرفته می‌شود. به عبارت دیگر، مدل‌های پژوهش مشکل ناهمسانی واریانس دارند. بنابراین، برای رفع مشکل ناهمسانی واریانس و جهت تخمین مناسب‌تر پارامترهای مدل از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) در برازش نهایی این مدل‌ها استفاده می‌شود.

جدول ۷. نتایج برآورد مدل‌ها

متغیرهای توضیحی	VIF	مرحلهٔ ۱	مرحلهٔ ۲ مدل «الف»		مرحلهٔ ۳ مدل «ب»		مرحلهٔ ٤
		علامت مورد انتظار ضریب	ضرایب	P-Value	ضرایب	P-Value	نتیجه
عرض از مبدأ	_	_	۰/۱۱۰	۰/۰۳۲	۰/۴۴۶	۰/۰۰۰	–
$E_{i,t}/ P_{i,t}$	۱/۴۳۹	مثبت	۰/۳۹۴	۰/۰۲۲	۰/۵۰۸	۰/۰۲۷	تأیید
$B_{i,t}/ P_{i,t}$	۱/۱۹۴	مثبت	۰/۱۱۳	۰/۰۴۲	۰/۱۶۴	۰/۰۱۱	تأیید
$ROA_{i,t}$	۲/۷۳۸	منفی	−۰/۳۶۵	۰/۰۰۱	۰/۲۸۶	۰/۱۷۱	رد
$Accruals_{i,t}$	۲/۸۸۳	منفی	−۰/۳۱۴	۰/۰۲۳	−۰/۷۷۱	۰/۰۰۰	تأیید
$Investment_{i,t}$	۱/۸۰	منفی	−۰/۱۸۳	۰/۴۳۰	۰/۱۰۹	۰/۷۰۷	رد
$\Delta NOA_{i,t}$	۱/۶۱۲	منفی	۰/۲۶۵	۰/۰۳۷	۰/۳۰۸	۰/۰۱۲	رد
$EXTFIN_{i,t}$	۱/۷۲۱	منفی	−۰/۲۷۸	۰/۲۳۷	−۰/۱۴۷	۰/۶۰۴	رد
$NSI_{i,t}$	۱/۰۹۰	منفی	−۰/۱۳۱	۰/۰۲۱	−۰/۳۰۵	۰/۰۰۰	تأیید
مدل	آماره F	احتمال آماره F	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آزمون F لیمر	آماره دوربین ـ واتسون	آزمون ویگنز و پوی
الف	۱/۷۴۱	۰/۰۰۰	۰.۱۶۹	۰/۰۷۲	۱/۱۱۹ (۰/۱۵۹)	۲/۱۷۱	۲۴۸/۹۵ (۰/۰۰۰)
ب	۱/۳۸۸	۰/۰۰۱	۰/۱۴۰	۰/۰۳۹	۱/۰۵۲ (۰/۳۲۵)	۲/۱۴۸	۲۷۹/۰۳ (۰/۰۰۰)

نتایج مندرج در جدول ۷ برای مدل «الف» نشان می‌دهد که از بین متغیرهایی که اثر معناداری بر رشد سود موردانتظار آتی دارند، علامت متغیرهای نسبت سود به قیمت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، سودآوری، اقلام تعهدی و خالص سهام منتشره، منطبق با علامت مورد انتظار ضریب بر اساس اصول و مفروضات حسابداری در مرحله دوم است. همچنین، نتایج حاصل از برآورد مدل «ب» نشان می‌دهد که از بین متغیرهای که اثر معناداری بر بازده سهام آتی دارند، علامت متغیرهای نسبت سود به قیمت ، نسبت ارزش دفتری به قیمت، اقلام تعهدی و خالص سهام منتشره مطابق با علامت مورد انتظار ضریب بر اساس اصول و مفروضات حسابداری در مرحلهٔ سوم است. بنابراین، با توجه به اینکه متغیرهای نسبت سود به قیمت، نسبت ارزش دفتری به قیمت، اقلام تعهدی و خالص سهام منتشره در جهت مشابه با رشد سود موردانتظار آتی، بازده سهام آتی را پیش‌بینی می‌کنند، در مرحلهٔ چهارم مجموعه‌ای را تشکیل می‌دهند. این مجموعه برای ساخت یک مدل کمکی که تمام متغیرهای منتخب را درون یک عامل خلاصه، به‌کار می‌رود جهت ساخت عامل بنیادی ($ER_{i,t}$) در مرحله چهارم انتخاب می‌شوند.

با توجه به نتایج ارائه شده در ستون آخر جدول ۷، مدل کمکی نهایی برای انجام مرحلهٔ ۵ به شرح زیر است:

$$R_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 E_{i,t}/P_{i,t} + \beta_2 B_t/P_t + \beta_3 Accruals_{i,tt} + \beta_4 NSI_{i,t} + \varepsilon_{i,i,t+1}$$ مدل ج)

در مرحلهٔ پنجم، مدل کمکی فوق برای بازه زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ در هرسال جداگانه به صورت مقطعی برآورد می‌شود. سپس برای بازه زمانی ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۹ در هر سال از میانگین ضرایب مدل‌های ۵ سال گذشته، برای محاسبه بازده موردانتظار آن سال استفاده می‌شود. در نهایت، از بازده موردانتظار محاسبه شده برای ساخت عامل بنیادی مبتنی بر متغیرهای حسابداری مرتبط با مصرف استفاده می‌شود.

آمار توصیفی

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول ۸ ارائه شده است. میانگین تفاوت بازده بازار از بازده بدون ریسک برابر با ۰/۰۳۶ است که نشان می‌دهد در طی دوره مورد بررسی، سهامداران به‌طور متوسط ۰/۰۳۶ بابت صرف ریسک‌ها عایدشان شده است. میانگین متغیر SMB برابر با ۰/۰۱۱ است. مثبت بودن میانگین این متغیر بیانگر این مطلب است که در دورهٔ بررسی، میانگین بازده شرکت‌های کوچک بیشتر از شرکت‌های بزرگ بوده است. میانگین متغیر HML معادل ۰/۰۲۰- است، با توجه به منفی بودن میانگین متغیر HML می‌توان دریافت شرکت‌هایی که نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین‌تری دارند، بازده بیشتری برای سهامداران داشتند. میانگین WML برابر با ۰/۰۰۱- است که منفی بودن بودن میانگین متغیر WML بیانگر این مطلب است که میانگین بازده شرکت‌های بازنده، بیشتر از شرکت‌های برنده است. همچنین با توجه به منفی بودن میانگین RMW می‌توان دریافت که شرکت‌های با سودآوری ضعیف میانگین بازده بیشتری دارند. میانگین متغیر CMA برابر است با ۰/۰۰۰۵ است که نشان می‌دهد میانگین بازده شرکت‌های با سرمایه‌گذاری محافظه‌کارانه، بیشتر است. میانگین متغیر ER برابر با ۰/۰۱۵- است.

جدول ۸. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	تعداد	میانگین	میانه	انحراف معیار	حداکثر	حداقل
$R_{i,i,t} - R_{f,i,t}$	۱۳۵۰۰	۰/۰۴۵	−۰/۰۰۱	۰/۱۷۶	۱/۸۱۶	−۰/۴۲۶
MKT	۱۳۵۰۰	۰/۰۳۶	۰/۰۰۸۳۰۵	۰/۱۱۳	۰/۴۶۰	−۰/۲۱۲
SMB	۱۳۵۰۰	۰/۰۱۱	−۰/۰۱۶	۰/۰۳۹	۰/۰۷۳	−۰/۰۳۴
HML	۱۳۵۰۰	−۰/۰۲۰	−۰/۰۱۴	۰/۰۶۸	۰/۰۷۶	−۰/۱۳۳
WML	۱۳۵۰۰	−۰/۰۰۱	−۰/۰۱۳	۰/۰۵۶	۰/۰۷۸	−۰/۰۶۴
RMW	۱۳۵۰۰	−۰/۰۱	−۰/۰۱۶	۰/۰۲۷	۰/۰۳۷	−۰/۰۵۳
CMA	۱۳۵۰۰	۰/۰۰۰۵	−۰/۰۰۷	۰/۰۱۸	۰/۰۲۹	−۰/۰۲۲
ER	۱۳۵۰۰	−۰/۰۱۵	−۰/۰۲۳	۰/۰۴۴	۰/۰۶۰	−۰/۰۶۸

تأثیر عامل بنیادی بازده مورد انتظار بر دقت مدل‌های چند عاملی در اندازه‌گیری بازده مورد انتظار

در راستای آزمون صحت ادعای فرضیه‌های مطرح شده، عامل بنیادی (ER) مبتنی بر متغیرهای بنیادی مصرف به مدل‌های قیمت‌گذاری افزوده می‌شود. با توجه به جدول ۹ سطح معناداری آزمون F لیمر برای همهٔ مدل‌ها (مدل‌های عاملی و مدل‌های متناظر با آن‌ها) کمتر از ۰/۰۵ است؛ از این رو فرضیه صفر (پارامترهای عرض از مبدأ تمامی مقاطع برابر هستند) رد می‌شود و فرضیهٔ مقابل (پارامترهای عرض از مبدأ تمامی مقاطع برابر نیستند) پذیرفته می‌شود. بنابراین لازم است که در برآورد این مدل‌ها از روش داده‌های پانل (تابلویی) استفاده شود. به‌منظور تعیین نوع داده‌های تابلویی از آزمون هاسمن استفاده شده است. با توجه به نتایج آزمون هاسمن، از آنجا که سطح معناداری در تمام مدل‌ها کمتر از ۰/۰۵ است، تمام مدل‌ها با استفاده از روش اثرهای ثابت برآورد می‌شوند. همچنین، با توجه به اینکه برای برآورد مدل از روش اثرهای ثابت استفاده می‌شود، از آزمون والد تعدیل شده برای بررسی ناهمسانی واریانس‌ها استفاده می‌شود. سطح احتمال آماره به‌دست آمده برای همه مدل‌ها کمتر از ۵ درصد است؛ بنابراین مدل مذکور مشکل ناهمسانی واریانس دارد که برای رفع این مشکل، می‌بایست از طریق وزن دهی به داده‌ها از طریق دستور GLS برای تخمین نهایی مدل‌ها استفاده کرد.

نتایج حاصل از برازش رگرسیون‌ها نشان می‌دهد که آمارهٔ آزمون F و مقدار احتمال آن در هر شش مدل در سطح ۹۹درصد معنادار است. مقدار آماره دوربین واتسون در مدل‌های سه عاملی فاما و فرنچ و چهارعاملی کارهارت خود همبستگی بین اجزای اخلال را نشان می‌داد که برای رفع آن عبارت AR(1) به مدل‌های مذکور افزوده شده است. مقدار آماره دوربین واتسون برای مدل‌های سه عاملی فاما و فرنچ با افزودن عامل بنیادی، چهار عاملی کارهارت با افزودن عامل بنیادی، مدل پنج عاملی فاما و فرنچ و مدل متناظر با آن، بین ۱/۵ و ۲/۵ است، بنابراین در این مدل‌ها مشکل خود همبستگی سریالی وجود ندارد. همچنین نتایج مندرج در جدول برای مدل سه عاملی فاما و فرنچ، مدل چهار عاملی کارهارت و مدل پنج عاملی فاما و فرنچ نشان می‌دهد که P-value محاسبه شده برای متغیر عامل بنیادی بازده موردانتظار کمتر از سطح معناداری ۵درصد است؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که متغیر عامل بنیادی بازده موردانتظار بر بازده سهام تأثیر می‌گذارد.

ضریب تعیین تعدیل شده در مدل سه عاملی فاما و فرنچ، چهار عاملی کارهارت و پنج عاملی فاما و فرنچ، به‌ترتیب برابر با ۰/۱۱۳، ۰/۱۱۸ و ۰/۱۰۱ بوده و گویای آن است که مدل‌های یادشده، به‌ترتیب توانایی توضیح و پیش‌بینی حدود ۱۱، ۱۲ و ۱۹ درصد از بازده مورد انتظار سهام شرکت‌های فعال در بازار سرمایه ایران را دارند. با افزودن عامل بنیادی (ER) به مدل‌های مذکور ملاحظه می‌شود که ضریب تعیین تعدیل شده این مدل‌ها به‌ترتیب برابر با ۰/۱۴۴، ۰/۱۵۱ و ۰/۱۹۳ می‌شود. با توجه به‌اینکه با افزودن عامل بنیادی به مدل‌های سه عاملی فاما و فرنچ، چهار عاملی کارهارت و پنج عاملی فاما و فرنچ ضریب تعیین تعدیل شده این مدل‌ها افزایش می‌یابد، می‌توان گفت که افزودن عامل بنیادی به مدل سه عاملی فاما و فرنچ، توان توضیح‌دهندگی مدل را افزایش می‌دهد. بنابراین ادعای فرضیه‌های اول، دوم و سوم صحت دارد و این فرضیه‌ها تأیید می‌شوند.

جدول ۹. نتایج برآورد مدل‌های قیمت‌گذاری

FF3				FF3 + ER			
متغیرها	ضرایب	آماره t	p-value	متغیرها	ضرایب	آماره t	p-value
C	۰/۰۱۲	۶/۸۶۰	۰/۰۰۰	C	۰/۰۵۳	۳۲/۳۳۸	۰/۰۰۰
MKT	۰/۱۳۷	۱۰/۲۲۹	۰/۰۰۰	MKT	۰/۰۸۶	۶/۸۰۲	۰/۰۰۰
SMB	۰/۰۰۱	۰/۰۱۱	۰/۹۹۲	SMB	−۱/۱۷۱	−۲۶/۳۰۰	۰/۰۰۰
HML	۰/۲۲۷	۷/۴۳۶	۰/۰۰۰	HML	−۳/۳۲۵	−۳۸/۲۷۲	۰/۰۰۰
AR(1)	۰/۲۹۸	۳۵/۸۴۱	۰/۰۰۰	ER	۵/۱۷۹	۴۱/۶۳۲	۰/۰۰۰
F	۴۲۶/۶۶۱ (۰/۰۰۰)	F لیمر	۲۳/۳۲۴ (۰/۰۰۰)	F	۵۶۷/۰۵۷ (۰/۰۰۰)	F لیمر	۱۲/۶۵۲ (۰/۰۰۰)
$Adj-R^2$	۰/۱۱۳	هاسمن	۲۵۷/۸۰۷ (۰/۰۰۰)	$Adj-R^2$	۰/۱۴۴	هاسمن	۷۰/۷۴۱ (۰/۰۰۰)
D.W	۲/۱۲۰	والد تعدیل شده	۶۴۷۱/۷۵۰ (۰/۰۰۰)	D.W	۱/۵۸۲	والد تعدیل شده	۶۴۶۳/۳۶۰ (۰/۰۰۰)
Carhart four factor				**Carhart four factor + ER**			
C	۰/۰۰۷	۳/۴۸۶	۰/۰۰۱	C	۰/۰۴۹	۲۸/۲۶۷	۰/۰۰۰
MKT	۰/۱۲۳	۸/۹۴۴	۰/۰۰۰	MKT	۰/۰۶۵	۵/۰۰۴	۰/۰۰۰
SMB	۰/۰۸۲	۱/۶۵۳	۰/۰۹۸	SMB	−۱/۱۰۶	−۲۴/۵۴۵	۰/۰۰۰
HML	−۰/۰۳۵	−۰/۷۵۰	۰/۴۵۳	HML	−۳/۵۸۲	−۳۹/۲۸۷	۰/۰۰۰
WML	−۰/۳۷۰	−۷/۶۸۴	۰/۰۰۰	WML	−۰/۳۳۰	−۹/۷۲۸	۰/۰۰۰
AR(۱)	۰/۲۹۵	۳۳/۱۹۲	۰/۰۰۰	ER	۵/۱۸۲	۴۱/۶۰۸	۰/۰۰۰
F	۳۵۶/۷۸۶ (۰/۰۰۰)	F لیمر	۱۳/۰۳۹ (۰/۰۰۰)	F	۴۸۰/۵۹۸ (۰/۰۰۰)	F لیمر	۱۶/۷۲۳ (۰/۰۰۰)
$Adj-R^2$	۰/۱۱۸	هاسمن	۵۴/۴۳۰ (۰/۰۰۰)	$Adj-R^2$	۰/۱۵۱	هاسمن	۱۵۵/۹۰۷ (۰/۰۰۰)
D.W	۲/۱۱۷	والد تعدیل شده	۶۵۰۴/۵۷۰ (۰/۰۰۰)	D.W	۱/۵۹۱	والد تعدیل شده	۶۴۹۷/۶۷۰ (۰/۰۰۰)

FF3				FF3 + ER			
متغیرها	ضرایب	آماره t	p-value	متغیرها	ضرایب	آماره t	p-value
FF5				FF5 + ER			
C	۰/۰۱۷	۱۳/۳۶۲	۰/۰۰۰	C	۰/۰۷۸	۳۸/۸۰۶	۰/۰۰۰
MKT	۰/۱۵۸	۱۳/۰۰۲	۰/۰۰۰	MKT	۰/۰۱۹	۱/۴۴۰	۰/۱۵۰
SMB	۰/۵۴۷	۱۱/۹۱۰	۰/۰۰۰	SMB	−۰/۵۸۶	−۱۱/۷۱۱	۰/۰۰۰
HML	۰/۷۱۱	۲۷/۶۴۳	۰/۰۰۰	HML	−۴/۸۱۹	−۳۷/۵۴۳	۰/۰۰۰
RMW	−۱/۰۱۲	−۱۸/۵۸۲	۰/۰۰۰	RMW	۱/۵۷۸	۲۰/۷۵۷	۰/۰۰۰
CMA	−۲/۶۵۴	−۳۲/۸۵۷	۰/۰۰۰	CMA	−۱/۰۶۴	−۱۳/۵۶۴	۰/۰۰۰
				ER	۵/۱۸۲	۴۱/۶۰۸	۰/۰۰۰
F	۳۰۵//۳۸۸	F لیمر	۲۳/۱۵۰ (۰/۰۰۰)	F	۵۴۰/۰۵۲ (۰/۰۰۰)	F لیمر	۱۶/۷۴۰ (۰/۰۰۰)
$Adj-R^2$	۰/۱۰۱	هاسمن	۲۹۴/۴۳۹ (۰/۰۰۰)	$Adj-R^2$	۰/۱۹۳	هاسمن	۱۵۶/۵۹۵ (۰/۰۰۰)
D.W	۱/۵۴۶	والد تعدیل شده	۶۴۹۷/۶۷۰ (۰/۰۰۰)	D.W	۱/۶۶۲	والد تعدیل شده	۶۴۹۷/۶۷۰ (۰/۰۰۰)

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

یکی از ابزارهایی که به سرمایه‌گذاران برای پیش‌بینی و اندازه‌گیری بازده مورد انتظار کمک می‌کند، استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری است. این موضوع موجب شده است که اندیشمندان مالی برای برآورد بازده مورد انتظار با درصد اطمینان بیشتر عوامل متعددی را جهت بسط و توسعهٔ مدل‌های قیمت‌گذاری شناسایی و معرفی کنند؛ از این رو هدف پژوهش حاضر، افزایش دقت مدل‌ها در اندازه‌گیری بازده مورد انتظار، به‌کمک متغیرهای حسابداری مرتبط با مصرف بوده است. در این راستا با بسط مدل‌های قیمت‌گذاری با عامل بنیادی مبتنی بر متغیرهای بنیادی حسابداری مرتبط با مصرف (عامل بنیادی بازده مورد انتظار) به ارزیابی امکان بهبود عملکرد مدل‌های پژوهش در پیش‌بینی بازده موردانتظار پرداخته شده است.

یافته‌های پژوهش نشان می‌دهند که افزودن عامل بنیادی مبتنی بر متغیرهای حسابداری مرتبط با مصرف به مدل‌های قیمت‌گذاری سه عاملی فاما فرنچ (۱۹۹۳)، چهارعاملی کارهارت (۱۹۹۷) و مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵) موجب می‌شود که توان توضیح‌دهندگی مدل‌های مذکور افزایش یابد. همچنین یافته‌های پژوهش نشان داد که رابطه مثبت و معناداری بین عامل بنیادی و صرف ریسک سهام در مدل‌های قیمت‌گذاری وجود دارد. بنابراین می‌توان گفت که عامل بنیادی بر پیش‌بینی بازده مورد انتظار مؤثر است. نتایج پژوهش حاضر با نتایج پژوهش اعلمی‌فر و همکاران (۱۳۹۹ و ۱۴۰۰) و پنمن و ژو (۲۰۲۲) هم‌خوانی دارد.

در پژوهش حاضر با افزودن عامل بنیادی به مدل‌های سه‌عاملی فاما و فرنچ، مدل چهارعاملی کارهارت و مدل پنج‌عاملی فاما فرنچ، به ارزیابی بهبود عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری در توضیح تفاوت بازده سهام پرداخته شده است.

برای پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود که با افزودن این عامل به دیگر مدل‌های قیمت‌گذاری دیگر، مانند مدل اسنس و همکاران[1] (۲۰۱۹) و هو و همکاران (۲۰۱۸)، امکان بهبود عملکرد این مدل‌ها در توضیح تفاوت بازده سهام را مورد ارزیابی قرار دهند. به‌منظور بررسی هدف پژوهش حاضر، از رویکرد رگرسیون پنل دیتا برای مدل‌های سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، چهار عاملی کارهارت (۱۹۹۷)، پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵) و مدل‌های حاوی عامل بنیادی با آن‌ها استفاده شده است. برای پژوهش‌های آتی، توصیه می‌شود که از رگرسیون مقطعی فاما و مکبث[2] (۱۹۷۳) در سطح پرتفو و در سطح شرکت استفاده شود. عامل بنیادی مورد استفاده در پژوهش حاضر، بر متغیرهای حسابداری مصرف مبتنی بوده است؛ از این رو به پژوهشگران آتی توصیه می‌شود که عوامل جدیدی از جمله عوامل کلان اقتصادی را به مدل‌های این پژوهش بیفزایند.

در پژوهش حاضر، همانند سایر پژوهش‌ها محدودیت‌هایی وجود دارد که ممکن است بر نتایج و قابلیت تعمیم آن تأثیر بگذارد. این محدودیت‌ها عبارت‌اند از:

- در پژوهش حاضر که متغیر وابستهٔ آن بازده سهام است، وقفه معاملاتی سهام در بورس اوراق بهادار تهران، طی دوره تحقیق به میزان زیادی وجود داشته است که علاوه‌بر کاهش نمونه تحقیق، از قابلیت اتکای نتایج می‌کاهد.
- در پژوهش حاضر، شرکت‌هایی که سال مالی آن‌ها منتهی به ۱۲/۲۹ است، جز شرکت‌های نمونه در نظر گرفته شده است؛ بنابراین نمی‌توان نتایج حاصل از این پژوهش را به سایر شرکت‌ها تعمیم داد.
- برای بررسی هدف پژوهش، فقط صنعت‌هایی مورد بررسی قرار گرفتند که شرکت‌های آن‌ها جزء شرکت‌های تولیدی محسوب می‌شوند؛ بنابراین ممکن است نتایج پژوهش در رابطه با شرکت‌های غیر تولیدی صدق نکند.

منابع

احمدوند، میثم؛ تقوی فرد، محمدتقی؛ غائبی مهماندوست علیا، شایان و روحی، محمد (۱۴۰۳). نکول شرکتی و قیمت‌گذاری دارایی‌ها در بازار سهام. *مجله دانش حسابداری*، ۱۵ (۱)، ۴۷- ۸۲.

اسلامی بیدگلی، غلامرضا و هنردوست، اعظم (۱۳۹۱). مدل سه عاملی فاما و فرنچ و ریسک نقدشوندگی: شواهدی از بازار بورس اوراق بهادار تهران. *دانش سرمایه‌گذاری*، ۱(۲)، ۹۷-۱۱۶.

اعلمی‌فر، ساناز؛ خانی، عبدالله و امیری، هادی (۱۳۹۹). توسعه مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری فاما و فرنچ با استفاده از عامل بنیادی مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری. *پیشرفت‌های حسابداری*، ۱۲(۲)، ۶۵-۱۰۲.

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.

1. Asness, Frazzini & Pedersen
2. Fama & MacBeth

برکچیان، سیدمهدی؛ جوشقانی، حسین؛ آزرم سا، سید احسان؛ احمدی رنانی، صابر و اکباتانی، سپهر (۱۳۹۸). افزودن عامل «ریسک قیمت به عایدی» به مدل سه عاملی فاما و فرنچ برای توضیح بازدهی شرکت‌های بورس تهران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۴(۸۰)، ۱-۳۶.

پورفرد، شهروز و پورفرد، بهروز (۱۳۹۹). آزمون تجربی ارتباط بین مصرف و قیمت‌گذاری اوراق بهادار در بازار بورس اوراق بهادار تهران. *توسعه و سرمایه*، ۵(۲)، ۶۷-۸۴.

رهروی دستجردی، علیرضا؛ فروغی، داریوش و مرادی زهرا (۱۴۰۳). تحلیل تأثیر استراتژی تجاری شرکت و اجزای تشکیل‌دهنده آن به‌عنوان یک عامل ریسک اطلاعات بر بازده مازاد سهام. *مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۱۲(۴)، ۱۹-۳۶.

عزیزی، صدیقه و جوکار، حسین (۱۴۰۰). مقایسه توانایی الگوریتم یادگیری ماشین آدابوست در تبیین نابهنجاری اقلام تعهدی با استفاده از مدل‌های آربیتراژ، قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و پنج عاملی فاما و فرنچ. *پیشرفت‌های حسابداری*، ۱۳(۱)، ۲۶۱-۲۹۸.

علیزاده، صدیقه؛ شهیکی تاش، محمدنبی و روشن، رضا (۱۳۹۹). بررسی مدل CCAPM تعدیل شده با استفاده از تخمین بیزین هزینه‌های معاملاتی. *سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۱۲(۲۴)، ۲۷۳-۳۰۸.

کیامهر، علی؛ جنانی، محمد حسن و همت‌فر، محمود (۱۴۰۳). تبیین نقش گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران در قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای. *دانش سرمایه‌گذاری*، ۱۳(۵۰)، ۱-۱۷.

لطفی، محسن و دلشاد، افسانه (۱۴۰۳). واکاوی وضعیت تأثیرگذاری تعدادی از متغیرهای شرکت بر بازده سهام؛ با استفاده از رویکردهای فاما ـ فرنچ و فاما ـ مکبث. *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۱۲(۴۶)، ۷-۴۷.

میرزائی، مهدی؛ بت‌شکن، محمود و خانی، عبدالله (۱۳۹۹). معرفی و آزمون عامل چرخهٔ عمر به‌منزلهٔ عامل مؤثر در توسعهٔ الگوهای چندعاملی قیمت‌گذاری با استفاده از رویکرد رگرسیون‌های پوششی. *مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۸(۳)، ۵۳-۸۴.

نوربخش، عسگر و ایرانی جانیارلو، شهرام (۱۳۹۹). مقایسه مدل سه عاملی فاما و فرنچ با مدل پنج عاملی فاما و فرنچ در پیش‌بینی بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *دانش سرمایه‌گذاری*، ۹(۳۶)، ۲۵۱-۲۶۹.

References

Aalamifar, S., Khani, A. & Amiri, H. (2020). Developing Fama and French Multi-Factor Pricing Model Using a Fundamental Factor Based on Accounting Characteristics. *Journal of Accounting Advances*, *12*(2), 65-102. (*in Persian*)

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*)

Ahmadvand, M., Taghavifard, M.T., Ghaebi Mehmandoust Olya, Sh. & Rouhi, M. (2024). Corporate default and asset pricing in stock market. *Journal of Accounting Knowledge, 15*(1), 47-82. (*in Persian*)

Airinen, A. (2021). *Testing the validity of the Capital Asset Pricing Model during the Covid-19 pandemic: A comparison between pre-pandemic and pandemic periods*. DOI:10.13140/RG.2.2.34267.69928

Alizadeh, S., Shahiki tash, M. N. & Roshan, R. (2021). The study of an adjusted CCAPM model through the Bayesian estimation of trading costs. *The Journal of Economic Policy*, *12*(24), 273-308. (*in Persian*)

Ammar, S. B. & Eling, M. (2015). Common risk factors of infrastructure investments. *Energy Economics*, *49*, 257-273.

Asness, C., Frazzini, A. & Pedersen, L. (2019). Quality Minus Junk. Review of Accounting Studies, 24(1), 34-112.

Atodaria, Z., Shah, D. & Nandaniya, J. (2021). An Empirical Investigation of the CAPM and the Fama–French Three Factor Model in Indian Stock Market. *International Journal of All Research Education and Scientific Methods (IJARESM)*, *9*(5), 1454-1459.

Azam, M. (2023). Fama and French (2015) five-factor model using SEM with a Mediating Role of Liquidity: Evidence from Pakistan. *Journal of Social Sciences and Management Studies*, *2*(4), 15-33.

Azizi, S. & Jokar, H. (2021). Comparison of the ability of AdaBoost machine learning algorithm to explain the accrual anomaly using arbitrage pricing model, capital asset pricing model and Fama-French five-factor model. *Journal of Accounting Advances*, *13*(1), 261-298. (*in Persian*)

Banz, R. W. (1981). The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks. *Journal of Financial Economics,* 9(1), 3-18.

Barakchian, S. M., Joshaghani, H., Azarmsa, E., Ahmadi Renani, S. & Ekbatani, S. (2019). The Application of Augmented Fama-French Three Factor Model in Explaining Tehran Stock Exchange's Firms Return Changes. *Iranian Journal of Economic Research*, *24*(80), 1-36. (*in Persian*)

Black, F. (1972). Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing. *Journal of Business,* 45(3), 444-455.

Borup, D. & Schütte, E. C. M. (2022). Asset pricing with data revisions. *Journal of Financial Markets*, *59*, 100620.

Breeden, D. (1979). An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities. *Journal of Financial Economics, 7*(3), 265-296.

Campbell, J. Y. & Vuolteenaho, T. (2004). Bad beta, good beta. *The American Economic Review 94* (5), 1-66.

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

Carhart, M. M., Krail, R.J., Stevens, R.L. & Welch, K.D. (1996). Testing the Conditional CAPM, *Working Paper,* Graduate School of Business, University of Chicago.

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

Fama, E.F., French, K.R. (2015). A Five-Factor Asset Pricing Model. *Journal of Financial Economics, 116*(1), 1–22.

Gleny & Tjong, W. (2014). Pengaruh Strategi Value, Size dan Momentum terhadap Excess Return di Indonesia. *Jurnal Sosial Humaniora,* 7(2).

Hou, K., Xue, C. & Zhang, L. (2015). Digesting Anomalies: An Investment Approach. *Review of Financial Studies, 28*(3), 650–705.

Huang, X., Liu, C. & Shu, T. (2023). Factors and anomalies in the Vietnamese stock market. *Pacific-Basin Finance Journal*, *82*, 102176.

Islami Bidgoli, G., Honardoost, A. (2012). Fama and French Three-factor Model and Liquidity Risk: Evidence from Tehran Stock Exchange Market. *Journal of Investment Knowledge*, *1*(2), 97-116. (*in Persian*)

Jegadeesh, N. & Titman, Sh. (1993). Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *Journal of Finance,* 48(1), 65- 91.

Kiamehr, A., Janani, M. H. & Hemmatfar, M. (2024). Explaining the Role of Investors' Sentiment in Capital Asset Pricing. *Journal of Investment Knowledge*, *13*(50), 1-17. (*in Persian*)

Lamont, O., Polk, C., & Saaá-Requejo, J. (2001). Financial constraints and stock returns. *The review of financial studies*, *14*(2), 529-554.

Lawson, D. T. & Schwartz, R. L. (2018). Do Hedge Funds Arbitrage on Asset Growth, Earnings Momentum and Equity Financing Anomalies? *International Journal of Economics and Finance*, *10*(9), 1-38.

Lewellen, J., & Resutek, R. J. (2019). Why do accruals predict earnings? *Journal of Accounting and Economics,* 67(2-3), 336-356. https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2018.12.003

Li, Z., Ma, Y. & Wang, Z. (2023, April). Comparison of CAPM and Fama-French Three Factor Model in the Auto-mobile Industry. In *FFIT 2022: Proceedings of the International Conference on Financial Innovation, FinTech and Information Technology, FFIT 2022, October 28-30, 2022, Shenzhen, China* (p. 102). European Alliance for Innovation.

Lintner, J. (1965). Security Prices, Risk and Maximal Gains From Diversification. *Journal of Finance,* 20(4), 587-615.

Lotfi, M. & Delshad, A. (2024). Analyzing the Impact of Firm-Specific Variables on Stock Returns: A Fama-French and Fama-Macbeth Approaches. *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies, 12* (46), 7-47. (*in Persian*)

Mankiw, N.G., Shapiro, M.D. (1986). Risk and return: Consumption beta versus market beta. *Review of Economics and Statistics, 68*(1), 452-459.

Merton, R. (1973). An Intertemporal Capital Asset Pricing Model. *Econometrica,* 41(5) ,867-887.

Miller, M. & Modigilani, F. (1961). Dividend Policy, Growth and the Valuation of Shares. *Journal of Business, 34*(4), 411-433.

Mirzaie, M., Botshekan, M. & Khani, A. (2020). Introducing and Testing Firm's Life Cycle as a New Factor in Developing Multifactor Asset Pricing Models using Spanning Regression Approach. *Asset Management and Financing, 8*(3), 53-84. (*in Persian*)

Mossin, J. (1966). Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica,* 34 (4), 768-783. Doi: 10.2307/1910098.

Noorbakhsh, A. & Irani janyarlou, S. (2020). Comparing the Fama & French three-factor model with the five-factor model of Fama & French in explaining stock returns of companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Journal of Investment Knowledge*, *9*(36), 251-269. (*in Persian*)

Novy-Marx, R. (2013). The other side of Value: The Gross Profitability Premium. *Journal of Financial Economics,* 108(1), 1–28.

Oh, H. I. & Penman, S. H. (2021). Income Statement Mismatching Conveys Information and Has Not Reduced the Informativeness of Earnings Over Time. *Columbia Business School Research Paper, Forthcoming*

Ohlson, J. A. (1995). Earnings, book values, and dividends in equity valuation. *Contemporary accounting research*, *11*(2), 661-687.

Pasaribu, R. B. F. (2010). Pemilihan Model Asset Pricing. *Jurnal Akuntansi dan Manajemen, 21*(3), 217-230.

Penman, S. & Zhu, J. (2022). An accounting-based asset pricing model and a fundamental factor. *Journal of Accounting and Economics*, *73*(2-3), 101476.

Pourfard, S. & Pourfard, B. (2021). Empirical Test of the Relationship between Consumption and Capital Asset Pricing in Tehran Stock Exchange. *Journal of Development and Capital*, 5(2), 67-84. (*in Persian*)

Rahrovi Dastjerdi, A., Forooghi, D. & Moradi, Z. (2024). Analyzing the influence of a company's business strategy and its components as a factor of information risk on excess stock returns. *Journal of Asset Management and Financing, 12*(4), 19-36. (*in Persian*)

Rasheed, M. H., Zahid, T. & Sadiq, S. (2022). Exploring the nexus between Accounting Anomalies, Stock Returns, and Growth: A Study of KSE-100 Companies. *UW Journal of Management Sciences*, *6*(1), 95-113.

Rojo-Suárez, J. & Alonso-Conde, A. B. (2020). Consumer sentiment and time-varying betas: Testing the validity of the consumption CAPM on the Johannesburg Stock Exchange. *Investment Analysts Journal*, *49*(4), 303-321.

Rossi, M. (2016). The capital asset pricing model: a critical literature review. *Global Business and Economics Review*, *18*(5), 604-617.

Roy, R. & Shijin, S. (2018). A six-factor asset pricing model. *Bursa Istanbul Review*, 18(3), 205-217.

Rubinstein, M. (1976). The Valuation of Uncertain Income Streams and the Pricing of Options. Bell *Journal of Economics,* 7(2), 407-425.

Salur, B. V. & Ekinci, C. (2023). Anomalies and Investor Sentiment: International Evidence and the Impact of Size Factor. *International Journal of Financial Studies*, *11*(1), 49.

Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *Journal of Finance,* 19(3), 425-442.

Suh, D. (2009). *Stock returns, risk factor loadings, and model predictions: A test of the CAPM and the Fama-French 3-factor model*. West Virginia University.

Tao, W. (2022). Comparison of CAPM And Fama-French Three-factor Model. *BCP Business & Management*, *23*, 243-248.

Thanh, C. N., Huy, T. P. & Nhat, A. N. (2024). Investor sentiments and Fama-French five-factor in Vietnam market. *International Journal of Revenue Management*, *14*(2), 203-220.

Wang, R. (2023). An empirical analysis of the applicability of the Fama-French five-factor model and the three-factor model to China's stock market–Based on validated evidence from listed Chinese Internet companies. In *SHS Web of Conferences* (Vol. 163). EDP Sciences.

Wang, Z. (2022, March). Study on the Applicability of the Fama-French Three-factor Model and Five-factor Model to the American Biopharmaceutical Industry during the COVID-19 Period. In *2022 7th International Conference on Financial Innovation and Economic Development (ICFIED 2022)* (pp. 576-580). Atlantis Press.

Yu, S. (2021). The impact of investor sentiment for the US stock market based on Fama-French 3-factor model. In *E3S Web of Conferences* (Vol. 275, p. 01055). EDP Sciences.

Zheng, D., Ding, S., Cui, T. & Jin, H. (2022). Real economy effects on consumption-based CAPM. *Mathematics*, *10*(3), 360.