Archive of SID

Financial Research Journal

Print ISSN: 1024-8153

Online ISSN: 2423-5377

Developing Q-factor and Adjusted Q-factor Pricing Models by the Expected Investment Growth Factor using an Expected Return Factor

Sanaz Aalamifar

Ph.D. Candidate, Department of Accounting, Faculty of Administrative Science & Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran. E-mail: sanazaalamifar@ase.ui.ac.ir

Abdullah Khani

*Corresponding Author, Associate Prof., Department of Accounting, Faculty of Administrative Science & Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran. E-mail: a.khani@ase.ui.ac.ir

Hadi Amiri

Assistant Prof., Department of Economic, Faculty of Administrative Science & Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran. E-mail: h.amiri@ase.ui.ac.ir

Abstract

Objective: Identifying the correct asset pricing model has long been an important topic in the thematic literature of financial economics. Such a model not only explains stock returns but also increases the ability to predict abnormal returns. The first models for estimating returns date back to the 1960s, when Markowitz (1952)'s new theory of securities attracted the attention of researchers. The first model for estimating returns was The capital asset pricing model (CAPM) which was presented by William Sharp (1964). In his research, William Sharp showed that return on asset was a function of line of market risk premium. But from 1975 to 1990, deviations and anomalies related to the CAPM model gradually became apparent. Following the recognition of these anomalies in accounting, in this study, based on the research of Penman and Zhou (2018), a expected return factor based on accounting characteristics is introduced. The purpose of this research is to evaluate the possibility of improving the performance of q-factor and adjusted q-factor with the expected investment growth factor's models for explaining the difference between stock returns by adding the expected return factor based on accounting characteristics.

Methods: This is an applied research in terms of purpose and an inferential and descriptive research, in terms of method. To achieve the research objective, data of 345 companies enlisted in the Tehran Stock Exchange (TSE) and Iran Farabourse market,

www.SID.ir

Archive of SID

from 2006 to 2020, were gathered. Then based on consumption theory and accounting principles and assumptions, accounting characteristics affecting earnings growth and expected return were identified. After, the data was experimentally tested. In the following, the relevant characteristics in a factor are summarized as the expected return factor based on accounting characteristics to be used in the development of multi-factor pricing models. Finally, to evaluate the performance of multi-factor asset pricing models, test assets were classified into two categories (once considering the expected return, and once without considering the company's expected return factor).

Results: Numerous cases from both groups of test assets showed that the expansion of q-factor and adjusted q-factor with the expected investment growth factor's models with the expected return factor based on accounting characteristics increases the probability value of GRS statistic, decreases GRS statistic, and increases their adjusted coefficient of determination. This indicated an improvement in performance and a considerable increase in the explanatory power of models containing the expected return factor based on accounting characteristics compared to their respective models.

Conclusion: The results of this research showed that the added expected return factor based on accounting characteristics to q-factor and adjusted q-factor with the expected investment growth factor's models improves their performance in explaining the stock returns. Also, the test assets that considered the company's expected return characteristic performed better compared to those that did not.

Keywords: Multi-factor asset pricing model, Expected return, Investment, Expected investment growth

Citation: Aalamifar, Sanaz, Khani, Abdullah and Amiri, Hadi (2021). 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. https://doi.org/10.22059/FRJ.2021.316171.1007116 (*in Persian*)

Financial Research Journal, 2021, Vol. 23, No.4, pp. 593-624
https://doi.org/10.22059/FRJ.2021.316171.1007116
© Authors
Published by University of Tehran, Faculty of Management

Article Type: Research Paper
Received: December 29, 2020
Accepted: August 03, 2021

www.SID.ir

Archiv

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

بسط مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری q فاکتور و q فاکتور تعدیل‌شده با عامل رشد ـ سرمایه‌گذاری مورد انتظار با استفاده از عامل بازده مورد انتظار

ساناز اعلمی‌فر
دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران. رایانامه: sanazaalamifar@ase.ui.ac.ir

عبداله خانی
* نویسنده مسئول، دانشیار، گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران. رایانامه: a.khani@ase.ui.ac.ir

هادی امیری
استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران. رایانامه: h.amiri@ase.ui.ac.ir

چکیده

هدف: شناسایی مدل درست قیمت‌گذاری دارایی، نه تنها بازده سهام را توضیح می‌دهد، بلکه باعث افزایش توانایی پیش‌بینی بازده غیرعادی خواهد شد. هدف پژوهش حاضر، ارزیابی امکان بهبود عملکرد مدل‌های مورد بررسی پژوهش با اضافه‌کردن عامل بازده مورد انتظار است.

روش: در این پژوهش از داده‌های ۳۴۵ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس طی بازه زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۸ استفاده شد. سپس، بر پایه نظریه مصرف و اصول و مفروضات حسابداری، ویژگی‌های حسابداری اثرگذار بر رشد سود و بازده سهام شناسایی و به‌دنبال آن به‌صورت تجربی آزمون شدند. در ادامه، ویژگی‌های مربوطه در یک عامل تحت عنوان عامل بازده مورد انتظار خلاصه شد تا در بسط مدل‌های چندعاملی قیمت‌گذاری استفاده شود. در نهایت، دارایی‌های آزمون در دو دسته، با لحاظ‌کردن ویژگی بازده مورد انتظار شرکت و بدون لحاظ‌کردن ویژگی بازده مورد انتظار شرکت، طبقه‌بندی شدند.

یافته‌ها: موارد متعددی از هر دو گروه دارایی‌های آزمون نشان می‌دهد، بسط مدل‌های مورد بررسی پژوهش با عامل بازده مورد انتظار، موجب افزایش ارزش احتمال آماره GRS، کاهش آماره GRS و افزایش ضریب تعیین تعدیل شده آنها می‌شود که این موضوع حاکی از بهبود عملکرد و افزایش شایان توجه قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌های حاوی عامل بازده مورد انتظار نسبت به مدل‌های متناظر آنها است.

نتیجه‌گیری: نتایج پژوهش نشان می‌دهد اضافه‌شدن عامل بازده مورد انتظار به مدل‌های مورد بررسی پژوهش باعث شده تا عملکرد این مدل‌ها در توضیح الگوهای مختلف بازده سهام بهبود یابد که این تفاوت عملکرد از لحاظ قدرت توضیح‌دهندگی برای دارایی‌های آزمونی که با استفاده از ویژگی بازده مورد انتظار تشکیل شده، مطلوب‌تر است.

کلیدواژه‌ها: مدل چندعاملی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، بازده مورد انتظار، سرمایه‌گذاری، رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار

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

تحقیقات مالی، ۱۴۰۰، دوره ۲۳، شماره ۴، صص. ۵۹۳- ۶۲۴
دریافت: ۱۳۹۹/۱۰/۰۸، پذیرش: ۱۴۰۰/۰۵/۱۲
© نویسندگان

doi: https://doi.org/10.22059/FRJ.2021.316171.1007116
نوع مقاله: علمی پژوهشی
ناشر: دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

یکی از مشکلات عمدهٔ بازار سرمایه در کشورهایی با اقتصاد نوظهور، مناسب نبودن تخصیص منابع مالی است. رفع چنین مشکلی مستلزم شناخت فرصت‌های مناسب سرمایه‌گذاری با استفاده از ابزارهایی با دقت بیشتر برای پیش‌بینی متغیرهای ضروری تصمیم‌گیری است. اکثر اوقات عدم موفقیت سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه معلول ناتوانی آنها در انجام پیش‌بینی‌های مناسب از متغیرهای مربوطه است. بنابراین، چنانچه با استفاده از ابزارها و یا مدل‌های مناسب بتوان متغیرهای ضروری تصمیم‌گیری را بادقت بیشتری پیش‌بینی نمود، منابع مالی به گونه‌ای مناسب‌تر هدایت خواهد شد و بازار در جهت کارایی حرکت خواهد نمود. بدین‌منظور مدل‌های بسیاری معرفی شده‌اند؛ ارائه اولین مدل‌های برآورد بازده به دهه۶۰ میلادی برمی‌گردد، زمانی‌که نظریه نوین پرتفوی نظر پژوهشگران را به خود جلب کرده بود. اولین مدل برآورد بازده مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)[1] ارائه شده توسط ویلیام شارپ[2] (۱۹۶۴) بود؛ که بازده یک دارایی را تابعی خطی از صرف ریسک بازار می‌دانست (ایزدی نیا، ابراهیمی و حاجیان نژاد، ۱۳۹۳). با این وجود، اینکه که آیا صرف ریسک بازار تنها عامل تعیین‌کننده بازده است یا عوامل دیگری نیز در آن دخیل هستند، موضوعی بحث‌برانگیز بوده است، همچنین، پیش‌فرض‌های این مدل در دنیای واقعی ملموس نبود و در نتیجه انتقادات زیاد وارد شده بر این مدل، اعتبار آن زیر سوال رفت. از آن زمان تاکنون پژوهش‌های زیادی روی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در رابطه با بازده سهام انجام شده که به توسعه مدل مذکور انجامیده است،که می‌توان به مدل سه عاملی فاما و فرنچ[3] (۱۹۹۳)، مدل تنزیل سود باقی‌مانده اولسون[4] (۱۹۹۵)، مدل چهار عاملی کارهارت[5] (۱۹۹۷)، مدل چهار عاملی پاستور و استامباخ[6] (۲۰۰۳)، مدل سه عاملی آسنس و فرازینی[7] (۲۰۱۳)، مدل q فاکتور هو، زو و ژانگ[8] (۲۰۱۵) و مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵)، مدل توسعه داده شده با عامل قیمت‌گذاری نادرست استامباخ و یوان[9] (۲۰۱۷)، مدل شش عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۸) و مدل Q5 (q فاکتور تعدیل شده با عامل رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار) هو، مو، زو و ژانگ[10] (۲۰۱۸) اشاره نمود (میرزایی، خانی و بت‌شکن، ۱۳۹۸).

این پژوهش برای نخستین بار در سطح ملی اقدام به معرفی عامل بازده مورد انتظار مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری به‌عنوان یک عامل در ساختار مدل‌های چندعاملی قیمت‌گذاری نموده است. این عامل از نظریه مصرف و اصول و مفروضات حسابداری استنباط شده است که در بخش مبانی نظری به آن پرداخته خواهد شد. این عامل برخلاف سایر عوامل، نخست ویژگی‌های اثرگذار بر رشد سود مورد انتظار و بازده آتی را با استفاده از اصول حسابداری شناسایی و

1. Capital Asset Pricing Model
2. Sharpe
3. Fama & French
4. Ohlson
5. Carhart
6. Pastor and Stambaugh
7. Asness & Frazzini
8. Hou, Xue & Zhang
9. Stambaugh, & Yuan
10. Hou, Mo, Xue & Zhang

www.SID.ir

Archive of SID

سپس آنها را به‌صورت تجربی آزمون می‌کند. سپس، تأثیر کلیهٔ ویژگی‌های منتخب به واسطه اصول حسابداری که اثرگذاری آنها بر رشد سود مورد انتظار و بازده آتی در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران نیز تأیید می‌شود را در یک عامل تحت عنوان عامل بازده مورد انتظار مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری خلاصه می‌کند. بنابراین، این عامل منتقل‌کننده محتوای اطلاعاتی صورت‌های مالی در رابطه با بازده مورد انتظار سهام خواهد بود. همچنین در این پژوهش برای اولین بار در سطح ملی و بین‌المللی با بسط مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با عامل بازده مورد انتظار به ارزیابی عملکرد مدل‌های حاوی عامل بازده مورد انتظار نسبت به مدل‌های متناظر و فاقد عامل بازده مورد انتظار پرداخته شده است.

ادامه مقاله به این صورت سازمان‌دهی شده است؛ در بخش بعد مبانی نظری و پیشینه تجربی پژوهش بیان شده است؛ سپس، روش‌شناسی پژوهش ارائه شده و پس از ارائه نتایج حاصل از آزمون‌های آماری، در نهایت، نتیجه‌گیری و پیشنهادها براساس این یافته‌ها مطرح شدند.

پیشینه نظری پژوهش

میلر و مودیگلیانی[1] (۱۹۶۱) دیدگاه سود تقسیمی غیرمرتبط با قیمت‌گذاری را مطرح نمودند، مطابق با این دیدگاه زمان مصرف را مطلوبیت نهایی سرمایه‌گذار تعیین می‌کند، زیرا اگر سرمایه‌گذار قصد داشته باشد مصرف خود را به تعویق بیندازد سود تقسیمی را می تواند حداقل در یک نرخ بازده بدون ریسک سرمایه‌گذاری نماید تا قدرت مصرف خود را حفظ نماید. در اینجا سود تقسیمی نیز در قیمت‌گذاری مرتبط نیست. به عبارت دیگر، تولید ارزش از توزیع ارزش متمایز است و آن چیزی که باید در قیمت‌گذاری برپایه مصرف مورد استفاده قرار گیرد، موضوعی است که موجب خلق ارزش برای مصرف و نه نحوه توزیع آن به شکل سود تقسیمی جهت مصارف سرمایه‌گذاران می‌شود؛ اما سودهای حاصل از سرمایه‌گذاری به طور بالقوه بر قیمت تأثیر خواهد بود (پنمن و ژو[2]، ۲۰۱۸).

از طرفی دیگر، طبق نظریه عدم قطعیت هایزنبرگ[3]، در ذات و طبیعت وقایع عدم قطعیت و ابهام وجود دارد و حسابداری نیز از این قاعده مستثنا نیست. حسابداری در فرآیند شناخت، اندازه‌گیری و گزارشگری همواره با عدم اطمینان مواجه است. مطابق با اصول حسابداری، سودها با فرض وجود عدم‌اطمینان درمورد اینکه وجوه نقد مورد نیاز برای پرداخت سودهای تقسیمی را فراهم می‌کنند، شناسایی شده و در حساب‌ها ثبت شده و صورت‌های مالی ارائه می گردند. بر این اساس سودهای مورد انتظار تا زمانی که عدم‌اطمینان برطرف شود، دارای ریسک احتمال عدم وصول را خواهند داشت. دو اصل حسابداری شناخت درآمد و محافظه‌کاری در شرایط عدم اطمینان شناخت سود را به تعویق می‌اندازند. از آنجایی که در طول عمر یک شرکت کل سودها (به اضافه ارزش دفتری) مساوی با کل جریان وجوه نقد پرداختی به سهامداران است. بنابراین، به‌کارگیری اصل شناخت درآمد برمبنای فرض محافظه کاری منجر به شناسایی و گزارش

1. Miller& Modigilani
2. Penman & Zhu
3. Heisenberg

www.SID.ir

Archive of SID

سودهای بالاتر در آینده خواهد بود که تنها با کاهش سود دوره جاری امکان پذیر خواهد بود. بنابراین، تأخیر در شناسایی سود به علت وجود عدم اطمینان، بر سود دوره جاری و سودهای مورد انتظار آتی اثر می‌گذارد و منجر به رشد سود مورد انتظار در آینده می‌شود. از طرفی نسبت $\frac{B}{P}$ (نسبت ارزش دفتری به ارزش منصفانه حقوق صاحبان سهام) در اکثر مدل‌های قیمت‌گذاری به عنوان معیار ریسک در نظر گرفته شده است. قیمت مبادلاتی دارایی‌های بدون ریسک مانند اوراق قرضه دولتی، معادل ارزش دفتری آنها است. بنابراین، برای اینگونه دارایی‌ها $\frac{B}{P} = 1$ است. اما به طور معمول در مبادلات دارایی‌های ریسکی $\frac{B}{P} < 1$ است. در حسابداری بهای تمام شده تاریخی تعویق در شناسایی سود به علت وجود عدم‌اطمینان باعث ایجاد اختلاف بین ارزش منصفانه و ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام می‌شود، زیرا با تعویق در شناسایی سود، شناسایی سود دوره جاری به دوره‌های آتی موکول می‌شود که این مهم در قیمت منعکس می‌شود اما طبق رابطه مازاد تمیز (CSR) در ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام ثبت نمی‌شوند.

هر دو اصل شناخت درآمد و محافظه‌کاری نه تنها ارزش‌دفتری حقوق صاحبان سهام را کمتر گزارش می‌کنند که در نتیجه آن $P_t > B_t$ خواهد شد، بلکه سود دوره جاری را کاهش می‌دهند که در نتیجه آن سودهای مورد انتظار آتی افزایش می‌یابد؛ زیرا با تأخیر در شناخت درآمد، سود دوره جاری کمتر و سود دوره‌های آتی بیشتر گزارش می‌شود؛ همچنین، هزینه نمودن کل سرمایه‌گذاری‌های ریسکی در دوره جاری موجب می‌شود سود دوره جاری کاهش یافته و سود دوره‌های آتی به دلیل اینکه دیگر شامل هزینه استهلاک مربوط به آن نمی‌شود افزایش یابد (رشد سود مورد انتظار). بنابراین، رشد سود مورد انتظار به واسطه اصول حسابداری به ریسک مربوط می‌شود و شناخت درآمد به تأخیر می‌افتد زیرا ریسک حل نشده است. سرمایه گذاری‌ها به عنوان هزینه ثبت می‌شوند، زیرا در ارتباط با خروجی‌های آن عدم اطمینان وجود دارد. سودها ثبت خواهند شد اگر درآمدها تحقق یابد و اگر سرمایه‌گذاری ریسکی پرداخت شود و این شرایط «اگرها» نشان‌دهنده ریسک خواهد بود (پنمن و ژو، ۲۰۱۸).

پنمن و ژانگ[1] (۲۰۱۸) با کمک مدل قیمت‌گذاری بدون آربیتراژ شرایطی را ایجاد کردند که در آن رشد سود مورد انتظار حاصل از هر دو اصل شناخت درآمد و محافظه‌کاری به بازده مورد انتظار مرتبط می‌شود. ریسک حاصل از نگهداشت سهام به این خاطر خواهد بود که مصرف مورد انتظار حاصل از سرمایه‌گذاری ممکن است محقق نشود و لذا سرمایه‌گذاران برای تحمل این ریسک یک بازده متناسب با آن را انتظار خواهند داشت. اما با فروش سهام توسط سرمایه‌گذار، وجوه نقد لازم برای مصارف سرمایه‌گذار محقق می‌شود و بنابراین، ریسک مربوط به آن به اندازه دارایی‌های با نرخ بازده بدون ریسک کاهش می‌یابد. از طرفی دیگر، از جمله ریسک‌های مترتب بر یک سهم، ریسک توان سودآوری آن است، بنابراین، زمانی که شرکت نیز سودهای مورد انتظار را به شکل وجه نقد یا معادل وجه نقد برای سهامداران تحقق ببخشد، ریسک سرمایه‌گذاری و به دنبال آن، بازده مورد انتظار حاصل از آن به میزان نرخ بازده بدون ریسک کاهش می‌یابد. شرکت متعلق به سهامداران عادی است و سهامداران عادی دارندگان حقوق باقیمانده در شرکت هستند. به‌عبارتی براساس حسابداری تلفیقی حساب‌های شرکت قسمتی از حساب‌های سهامداران است. بنابراین، فرقی ندارد که

1. Penman & Zhang

www.SID.ir

Archive of SID

سهام‌دار با فروش سهام خود و در سطح شخصی به حساب وجه نقد تحقق بخشد، یا اینکه شرکت از طرف سهام‌داران در شرکت به نوعی به این حساب وجه نقد تحقق ببخشد. در هر حالت ادعای سهام‌داران نسبت به وجه‌نقد برای مصرف یکسان است. این همان چیزی است که شرایط بدون آربیتراژ دیکته می‌کند، چرا که نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ تحت مفروضات رقابت کامل و بازارهای سرمایه بدون اصطکاک شکل گرفته‌است. به محض تحقق وجه نقد در شرکت نیز مطابق با نظریه میلر و مودیگلیانی (۱۹۶۱) مبنی بر دیدگاه سود تقسیمی غیرمرتبط با قیمت‌گذاری، پرداخت وجه‌نقد به سهام‌داران بر ارزش جمع سودهای تقسیمی تأثیر ندارد، لذا وجه‌نقد حاصل از تحقق سود چه مجدد در شرکت نگهداری شود و چه در حساب‌های شخصی، ارزش مصرفی مشابهی دارند (پنمن، ۲۰۱۶). بدین منظور، در این پژوهش و بر پایه نظریه مصرف و اصول و مفروضات حسابداری، ویژگی‌های حسابداری اثرگذار بر رشد سود مورد انتظار و بازده آتی شناسایی و به دنبال آن به‌صورت تجربی مورد آزمون قرار گرفته است. سپس، ویژگی‌های مربوطه در یک عامل تحت‌عنوان عامل بازده مورد انتظار خلاصه شده تا در بسط مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری مورد استفاده قرار گیرد که مبانی منطقی برای ایجاد این عامل به شرح در زیر خواهد بود (پنمن و ژو، ۲۰۱۸):

۱. مطابق با نظریه قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف، ریسک یک سرمایه‌گذاری، معادل ریسک مقدار مصرف آتی حاصل از آن سرمایه‌گذاری است.
۲. سرمایه‌گذاران از سود تقسیمی برای خرید اقلام مصرفی خود استفاده می‌کنند؛ که این سودهای تقسیمی از ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام کسر می‌شود؛ بنابراین، ریسک مصرف با ارزش دفتری آتی حقوق صاحبان سهام مرتبط است (توزیع ارزش).
۳. ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به وسیله سود ایجاد می‌شود، بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت، این ریسک در نهایت سودهای آتی که به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام اضافه می‌شوند را فرا می‌گیرد (خلق ارزش).
۴. اصول حسابداری حاکم بر ثبت سود، با ریسک و تحلیل آن سروکار دارد. همچنین، اصل فقدان آربیتراژ، سود خالص را به ریسک مصرف پیوند می‌زند.
۵. اعداد و ارقامی که برپایه این اصول به دست می‌آید، مقدار این ریسک را مشخص می‌کند. بنابراین، عامل مرتبط با ریسک براساس همین اعداد و ارقام محاسبه می‌شود.

پیشینه تجربی پژوهش

اگرچه برخی پژوهش‌ها به مقایسه مدل‌ها پرداخته‌اند ولی در هیچ یک از این مدل‌ها از عامل بازده مورد انتظار برای بسط مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای استفاده نشده است. در ادامه برخی از مرتبط‌ترین پژوهش‌ها با موضوع پژوهش حاضر بیان شده است. این پژوهش‌ها در دو دسته کلی پژوهش‌های خارجی و داخلی طبقه‌بندی شده‌اند که ابتدا به پژوهش خارجی و سپس پژوهش‌های داخلی اشاره شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

اسنس، فرازینی و پیدرسن[1] (۲۰۱۹) دریافتند سهم‌های باکیفیت بالا، میانگین قیمت بالایی دارند ولی لزوماً حاشیه سود بالایی نخواهند داشت، لذا به‌خاطر همین اثر خاص کیفیت سهم بر قیمت، سهام باکیفیت بالا، بازده تعدیل‌شده بر اساس ریسک بالایی نیز دارند. از این‌رو بیان کردند عاملی مانند QMJ که تفاوت سبد سهام باکیفیت بالا را با سهام باکیفیت پایین نشان می‌دهد، بازده تعدیل شده بر اساس ریسک معناداری را در شرکت‌های آمریکایی و ۲۴ کشور دیگر در دنیا به خود اختصاص داده است.

پنمن و ژو (۲۰۱۸) عامل قیمت‌گذاری بنیادی را معرفی نمودند که برخلاف مدل‌های استاندارد به واسطه داده‌کاوی ایجاد نشده است بلکه این عامل بر نظریه قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف و اصول حسابداری متکی است. نتایج پژوهش آنها حاکی از آن است که این عامل نسبت به عوامل استاندارد در توضیح مقاطع بازده عملکرد بهتری داشته است. این عامل هم‌بستگی کمی با سبد بازار دارد و در صورتی‌که میزان مصرف پایین باشد با ویژگی حمایتی از پرداخت‌ها قدرت مصرف را حفظ می‌کند.

نتایج پژوهش راسیکوت و تئوریت[2] (۲۰۱۶) نشان داد که برخلاف یافته‌های مدل پنج عاملی فاما و فرنچ، عامل ارزش در بسیاری از صندوق‌های پوششی معنادار است. در یافته‌های فاما و فرنچ با افزودن دو متغیر جدید سودآوری و سرمایه‌گذاری، مقدار عرض از مبدأ (آلفا) به سمت صفر گرایش دارد، اما معمای آلفا در پژوهش حاضر حل نشد و مقدار آلفا به‌صورت قوی باقی ماند.

فان و یو[3] (۲۰۱۳) دریافتند مدل چن، نوی ـ مارکس و ژانگ[4] نسبت به مدل فاما و فرنچ از قدرت تبیین بالاتری برخوردار است؛ همچنین با وجود اینکه در مدل چن، نوی ـ مارکس و ژانگ ضریب آلفا همچنان معنادار است ولی مقدار آن کمتر از مدل فاما و فرنچ بوده است.

میرزایی، بت شکن و خانی (۱۳۹۹) با استفاده از رگرسیون‌های پوششی نشان دادند که هیچ یک از الگوهای سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، چهار عاملی کارهارت (۱۹۹۷)، پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵) و شش عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۸) قدرت توضیح‌دهندگی بازده عامل چرخه عمر در همه ساختارهای پیشنهادی را ندارند؛ بنابراین، عامل چرخه عمر شرکت، عامل جدیدی است که موجب بهبود عملکرد الگوهای عاملی ذکرشده در توضیح تفاوت بازده شرکت‌ها می‌شود.

براساس یافته‌های اصولیان، حسن‌نژاد و سمیعی تبریزی (۱۳۹۸)، عامل نقدشوندگی تجمعی، بر بازده سهام به‌صورت معکوس تأثیرگذار است. این در حالی است که اثر نقدشوندگی بر بازده سهام در بازارهای صعودی و نزولی به تفکیک، مثبت بوده است.

عیوضلو، هاشمی و قربانی (۱۳۹۹) در پژوهشی به بررسی کارایی عامل ریسک نکول، نقدشوندگی و مومنتوم در قالب مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در بازار سرمایه پرداختند. یافته‌های پژوهش نشان داد که قدرت توضیح‌دهندگی مدل آن‌ها تا حد بسیار زیادی به نحوهٔ گزینش عوامل بستگی دارد.

1. Asness, Frazzini & Pedersen
2. Racicot & Theoret
3. Fan & Yu
4. Chen, Novy-Marx & Zhang

www.SID.ir

Archive of SID

براساس یافته‌های هاشمی، صمدی و هادیان (۱۳۹۶)، بازده سهام شرکت‌های دارای محدودیت مالی با هم حرکت می‌کنند. یعنی محدودیت مالی بیانگر یک بعد ریسک مشترک و سیستماتیک است. به علاوه، با اضافه کردن عامل محدودیت مالی به مدل‌های سه عاملی فاما و فرنچ و چهارعاملی کارهارت، توان این مدل‌ها در تبیین بازده سهام افزایش می‌یابد. اما شواهدی دال بر اینکه افزودن عامل محدودیت مالی به مدل پنج عاملی فاما و فرنچ، توان تبیین بازده سهام توسط این مدل را افزایش می‌دهد، یافت نشد.

بابالویان و مظفری (۱۳۹۵) نشان دادند با توجه به اینکه ضریب تعیین تعدیل شدهٔ مدل پنج عاملی فاما و فرنچ در مقایسه با مدل‌های چهار عاملی کارهارت و q عاملی HXZ بالاتر است، مدل پنج عاملی فاما و فرنچ نسبت به دو مدل دیگر، قدرت پیش‌بینی بیشتری برای تبیین بازده سهام دارد. برخلاف یافته‌های فاما و فرنچ (۲۰۱۵)، در پژوهش آنها عامل ارزش(HML) معنادار بود و عامل زائد شناخته نشد.

عیوضلو، قهرمانی و عجم (۱۳۹۵) نشان دادند با کنترل عوامل سودآوری و سرمایه‌گذاری، کماکان مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) مدل مناسبی برای توضیح بازده مازاد پرتفوی‌های مطالعه شده است و دو عامل اضافه شده به مدل کارایی مدل را افزایش نمی‌دهد.

با توجه به آنچه که تاکنون گفته شد، هدف اصلی این پژوهش، معرفی عامل بازده مورد انتظار مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری به عنوان یک عامل در ساختار مدل‌های چندعاملی قیمت‌گذاری است. براساس مبانی نظری و تجربی بیان شده، فرضیه‌هایی که در این پژوهش آزمون می‌شوند عبارت‌اند از:

فرضیه ۱: افزودن عامل بازده مورد انتظار به مدل q فاکتور باعث می‌شود که عملکرد آن در توضیح تفاوت بازده سهام بهبود یابد.

فرضیه ۲: افزودن عامل بازده مورد انتظار به مدل q فاکتور تعدیل شده با عامل رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار باعث می‌شود که عملکرد آن در توضیح تفاوت بازده سهام بهبود یابد.

روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش، داده‌های بازده شاخص نقدی و قیمت، از نرم افزار ره‌آوردنوین و سایر داده‌های پژوهش نیز از سایت بورس ویو[1] شرکت پردازش اطلاعات مالی پویا، وابسته به شرکت کارگزاری مفید، گردآوری شده است. برای تشکیل عوامل و دارایی‌های آزمون از کدهای آماری نوشته شده توسط پژوهشگران میرزایی، بتشکن و خانی (۱۳۹۹) در نرم‌افزار برنامه‌نویسی OxMetrics (دورنیک و امس[2]، ۲۰۰۷ و دورنیک، ۲۰۰۹) و برای تخمین مدل‌ها و محاسبه GRS از ماژول GRSTEST2 در STATA استفاده شده است.

بازه زمانی برای آزمون فرضیه‌ها از ابتدای مرداد ۱۳۹۰ تا آبان ۱۳۹۷ (در مجموع ۸۸ ماه) در نظر گرفته شده است. از آنجا که برای محاسبه متغیرهای پژوهش از نه دوره قبل و یک دوره بعد استفاده شده، اطلاعات صورت‌های مالی

1. www.bourseview.com
2. Doornik & Ooms

www.SID.ir

Archive of SID

شرکت‌های انتخاب شده، از ابتدای سال ۱۳۸۵ تا آبان سال ۱۳۹۸ به‌کار گرفته شده است. جامعه آماری این پژوهش، شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران است. برای انتخاب شرکت‌ها به پیروی از پژوهش فاما و فرنچ (۱۹۹۲، ۱۹۹۳ و ۲۰۱۵)، بال، گراکوس، لینینما و نیکولایف[1] (۲۰۱۶)، اسنس و فرازینی (۲۰۱۳)، شرکت‌های متعلق به صنعت مالی حذف شدند و شرکت‌های انتخابی باید کلیه داده‌های مورد نیاز پژوهش برای اندازه‌گیری متغیرها را در هر ماه بررسی شده داشته باشند. همچنین در نحوه انتخاب شرکت‌ها، شرط متداول پایان اسفند ضرورت نداشته و ذکر نشده است. با توجه به شرایط و محدودیت‌های فوق، از بین شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران در مجموع تعداد ۳۴۵ شرکت انتخاب شده است.

اندازه‌گیری متغیرها

جدول ۱ متغیرهای پژوهش و نحوه اندازه‌گیری آنها را نشان می‌دهد.

جدول ۱. نام متغیرها و نحوه اندازه‌گیری آنها

نام متغیر	منبع اندازه‌گیری متغیر	نحوه اندازه‌گیری
بازده مازاد ماهانه سهام	فاما و فرنچ (۱۹۹۳، ۲۰۱۵، ۲۰۱۸)	از تفاوت نرخ بازده سهام و نرخ بازده بدون ریسک به‌دست می‌آید. برای محاسبه بازده ماهانه سهام، از تفاوت قیمت تعدیل شده (بابت سود تقسیمی یا افزایش سرمایه) در انتهای دو ماه متوالی استفاده شده است و نرخ بازده بدون ریسک نرخ سود علی‌الحساب اعلام شده اوراق مشارکت دولتی است.
بازده مازاد ماهانه بازار	میرزایی، بت‌شکن و خانی (۱۳۹۹)	عبارت است از تفاضل میانگین نرخ بازده بازار و نرخ بازده بدون ریسک. نرخ بازده بازار برابر است با تفاوت شاخص بازده نقدی و قیمت در انتهای دوماه متوالی که بر شاخص بازده نقدی و قیمت انتهای ماه اول تقسیم می‌شود.
اندازه شرکت	فاما و فرنچ (۱۹۹۳)	لگاریتم طبیعی ارزش بازار شرکت است. ارزش بازار شرکت از حاصل‌ضرب قیمت بازار سهم در تعداد سهام شرکت در پایان تیرماه هر سال به‌دست می‌آید.
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام	فاما و فرنچ (۱۹۹۳)	از تقسیم ارزش دفتری بر ارزش بازار سهام شرکت در پایان سال مالی به‌دست می‌آید (تأخیر چهار ماه گزارشگری برای داده‌های حسابداری در نظر گرفته شده است).
سودآوری	بال، گراکوس، لینینما و نیکولایف (۲۰۱۶)	از تقسیم بخش نقدی سود عملیاتی بر کل دارایی‌ها محاسبه می‌شود.
سرمایه‌گذاری	فاما و فرنچ (۲۰۱۸)	از طریق تفاوت ارزش دفتری کل دارایی‌های انتها و ابتدای سال، تقسیم بر ارزش دفتری کل دارایی‌های ابتدای سال محاسبه شده است.
رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار	هو، مو، زو و ژانگ (۲۰۱۷، ۲۰۱۸)	در ادامه توضیح داده شده است.
بازده مورد انتظار	پنمن و ژو (۲۰۱۸)	در ادامه توضیح داده شده است.

نحوه محاسبه رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار $E\left(\Delta\left(\frac{I}{A}\right)\right)$: برای تشکیل عامل رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار باید نخست تغییرات مورد انتظار سرمایه‌گذاری به دارایی را برآورد نمود. اما برای استدلال اینکه تغییرات مورد انتظار

1. Ball, Gerakos, Linnainmaa & Nikolaev

www.SID.ir

Archive of SID

سرمایه‌گذاری به دارایی تابعی از چه عواملی است از ادبیات سرمایه‌گذاری در اقتصاد کلان و مالی استفاده می‌شود. کینز[1] (۱۹۳۶) و توبین[2] (۱۹۹۶) استدلال نمودند، یک شرکت باید در شرایطی سرمایه‌گذاری کند که نسبت ارزش بازار به ارزش جایگزینی سرمایه‌اش (Q توبین یا Q میانگین) بیشتر از یک باشد. با ارائه فرمول نئوکلاسیک نظریه q سرمایه‌گذاری، لوکاس و پرسکات[3] (۱۹۷۱) و موسا[4] (۱۹۷۷) نشان دادند سرمایه‌گذاری بهینه، سرمایه‌گذاری است که هزینه نهایی سرمایه‌گذاری مساوی با ارزش سایه‌ای سرمایه (Q نهایی) (ارزش فعلی جریان وجوه نقد آتی حاصل شده از یک واحد اضافی سرمایه جدید) باشد. از آنجایی که Q نهایی غیرقابل مشاهده است، هایاشی[5] (۱۹۸۲) نشان داد که در بازده ثابت نسبت به مقیاس، Q نهایی با Q میانگین برابر است. از طرفی دیگر فازاری، هوبارد و پیترسن[6] (۱۹۸۸) و گیلچریست و هیملبرگ[7] (۱۹۹۵) نشان دادند که اثر جریان وجوه‌نقد بر سرمایه‌گذاری به ویژه برای شرکت‌هایی که از نظر مالی محدودیت بیشتری دارند قوی‌تر است. در این پژوهش مطابق با پژوهش هو، مو، زو و ژانگ (۲۰۱۷) از لگاریتم Q توبین و جریان وجوه نقد عملیاتی به دارایی برای برآورد تغییرات سالیانه سرمایه‌گذاری به دارایی به شرح رابطه ۱ استفاده شده است.

$$\Delta(\frac{I}{A})_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 log\ (Q_{i,t}) + \beta_2 COP_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$ رابطهٔ ۱)

که در آن $\Delta(\frac{I}{A})_{i,t}$ تغییرات سرمایه‌گذاری به دارایی شرکت i برای سال مالی t، $\log (Q_{i,t})$ لگاریتم نسبت ارزش بازار (ارزش بازار حقوق صاحبان سهام و بدهی‌ها) به ارزش دفتری دارایی‌های شرکت i برای سال مالی t، $COP_{i,t}$ جریان وجوه نقد عملیاتی شرکت i برای سال مالی t و $\varepsilon_{i,t}$ جز خطا یا پسماند مدل است.

نحوه محاسبه بازده مورد انتظار ((E(r))

همان گونه که قبلا شرح داده شد، هدف پژوهش حاضر معرفی عامل بازده مورد انتظار مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری به عنوان یک عامل در ساختار مدل‌های چندعاملی قیمت‌گذاری است. بدین منظور ابتدا باید بازده مورد انتظار محاسبه و سپس از آن برای محاسبه عامل بازده مورد انتظار مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری استفاده نمود، که این امر مستلزم انجام (۶) مرحله به شرح زیر است.

مرحله ۱: شناسایی ویژگی‌های حسابداری نشان‌دهندهٔ رشد سود مورد انتظار آتی با توجه به ادبیات پژوهش و به‌صورت قیاسی (به‌واسطه اصول حسابداری). ویژگی‌های انتخاب شده به واسطه اصول حسابداری و ادبیات مربوط به آن در جدول (۲) ارائه شده است.

1. Keynes
2. Tobin
3. Lucas & Prescott
4. Mussa
5. Hayashi
6. Fazzari, Hubbard & Petersen
7. Gilchrist & Himmelberg

www.SID.ir

جدول ۲. ویژگی‌های حسابداری انتخاب شده به واسطه اصول حسابداری

متغیر	نماد	نحوه محاسبه	دلایل انتخاب	علامت مورد انتظار در رابطه‌های ۲ و ۵
نسبت سود به قیمت برای سال t	$\frac{E_t}{P_t}$	از تقسیم سودخالص هر سهم سال t بر قیمت هر سهم سال t حاصل می‌شود.	این نسبت نقطه شروع می‌باشد. زیرا این نسبت بیانگر بازده مورد انتظار بدون نشان دادن رشد سود پیش‌بینی شده می‌باشد (پنمن و ژو، ۲۰۱۸) که در ادامه، متغیرهایی که نشان‌دهندهٔ رشد سود پیش‌بینی شده دارای ریسک می‌باشد به آن اضافه می‌گردد.	+
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سال t	$\frac{B_t}{P_t}$	از تقسیم ارزش دفتری هر سهم بر قیمت بازار هر سهم حاصل می‌شود.	برای هر نسبت سود خالص هر سهم به ارزش بازار هر سهم، نسبت ارزش دفتری هر سهم به ارزش بازار هر سهم نشان‌دهنده تأثیر سود معوق و حسابداری برمبنای اصل محافظه کاری است (پنمن و ژو، ۲۰۱۸).	+
نرخ رشد فروش سال t	$Sales\ growth\ rate_t$	از تغییرات فروش سال جاری (t) نسبت به سال قبل (t-۱) که بر فروش سال قبل تقسیم می‌شود، به‌دست می‌آید.	در اینجا فروش‌ها (درآمدها)، درآمدهای مورد انتظار معوقی هستند که اکنون محقق شده اند، به این معنا که براساس اصول حسابداری (اصل تحقق درآمد) عدم اطمینان نسبت به عدم تحقق آنها برطرف شده و ریسک آنها کاهش یافته است. با فرض ثابت بودن سایر عوامل، محقق شدن رشد مورد انتظار منجر به کاهش انتظارات آتی می‌گردد. به طریق مشابه، فروش‌های محقق نشده (مورد انتظار) نشان‌دهندهٔ ریسک بالاتر، یعنی عدم تحقق فروش‌ها و یا سودهای مورد انتظار، خواهد بود (پنمن و یهودا[1]، ۲۰۱۹).	-
سودآوری سال t	ROA_t	ازتقسیم سود خالص سال جاری بر جمع دارایی‌های سال قبل به‌دست می‌آید.	سودآوری، سنجه‌ای همانند سنجه بازده حقوق صاحبان سهام خواهد بود، با این تفاوت که مخرج آن به‌طور دقیق‌تری اثر حسابداری محافظه‌کاری را بر دارایی‌ها نشان می‌دهد.	-
اقلام تعهدی سال t	$Accruals_t$	از تفاوت جریان وجوه نقد عملیاتی از سود خالص تقسیم بر وقفه اول دارایی‌ها به‌دست می‌آید.	اقلام تعهدی عمدتاً ناشی از شناخت و تحقق فروش‌های تحقق‌یافته می‌باشند (مانده حساب بدهکاران منهای درآمدهای معوق)، همچنین هزینه‌هایی را شامل می‌شوند که به‌جای تعویق به دوره‌های آتی، به دورهٔ جاری اختصاص یافته‌اند. این امر همراه با کاهش رشد سود مورد انتظار می‌باشد. در اینجا خالص تغییرات سرمایه در گردش عملیاتی منهای استهلاک، نشان‌دهنده حسابداری محافظه‌کارانه در تعویق شناسایی آن می‌باشد.	-
سرمایه‌گذاری سال t	$investment_t$	تغییرات در ناخالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات بعلاوه تغییرات در موجودی کالا، که همه بر وقفه اول کل دارایی‌ها تقسیم می‌شود.	گزارش سرمایه‌گذاری‌ها در ترازنامه، نشان‌دهندهٔ تحقق فرصت‌های سرمایه‌گذاری می‌باشد که همراه با ریسک (عدم اطمینان) بوده است؛ بنابراین، تحقق و گزارش آنها بیانگر یک نوع تجدید نظر در ریسک فرصت‌های سرمایه‌گذاری خواهد بود. سرمایه‌گذاری شرکت، انتقال دهنده این پیام خواهد بود که سود آن نیز می‌تواند محقق گردد و تحقق سود حسابداری، دلالت بر ریسک پایین سود آنها خواهد بود. تحت حسابداری محافظه‌کارانه به نظر می‌رسد هزینه نمودن مستقیم سرمایه‌گذاری‌ها و گزارش آن در صورت سود و زیان را می‌توان به عنوان ریسک برای رقم سود در نظر گرفت، درحالی‌که انتقال سرمایه‌گذاری‌ها به ترازنامه به این صورت نخواهد بود.	-

1. Penman & Yehuda

Archive of SID

www.SID.ir

www.SID.ir

ادامهٔ جدول ۲. ویژگی‌های حسابداری انتخاب شده به واسطه اصول حسابداری

متغیر	نماد	نحوه محاسبه	دلایل انتخاب	علامت مورد انتظار در رابطه‌های ۲ و ۵
رشد در خالص دارایی‌های عملیاتی سال t	ΔNOA_t	از تغییر در خالص دارایی‌های عملیاتی تقسیم بر میانگین کل دارایی‌ها به‌دست می‌آید. خالص دارایی‌های عملیاتی از تفاوت بین دارایی‌های عملیاتی شرکت و بدهی‌های عملیاتی آن به‌دست می‌آید. خالص دارایی‌های عملیاتی را می‌توان به دو بخش خالص دارایی‌های سرمایه در گردش و خالص دارایی‌های عملیاتی غیرجاری تقسیم نمود. خالص دارایی‌های سرمایه در گردش از تفاوت بین (دارایی‌های جاری منهای وجه نقد و معادل‌های وجه نقد) و (بدهی‌های جاری منهای وام‌های کوتاه‌مدت) تعریف می‌شود؛ و خالص دارایی‌های عملیاتی غیرجاری از تفاوت بین (کل دارایی‌ها منهای دارایی‌های جاری) و (کل بدهی‌ها منهای بدهی‌های جاری منهای وام‌های بلندمدت) تعریف می‌شود.	این مورد جمع تمام تغییرات در بخش عملیاتی ترازنامه به واسطه سود تحقق‌یافته حاصل از عملیات و سرمایه‌گذاری‌های انجام شده است. همچنین شامل سودهای شناسایی شده‌ای است که به وسیله متغیر اقلام تعهدی($Accruals_t$) محاسبه نشده است، به عنوان مثال سهم سود در شرکت‌های فرعی، سود و زیان تحقق‌یافته حاصل از فروش دارایی‌ها، تغییر در مالیات‌های معوق و تجدید ساختار. برای سود مشخص (در نسبت سود خالص هر سهم به قیمت هر سهم) اگر براساس حسابداری محافظه‌کارانه، سرمایه‌گذاری که نسبتا دارای ریسک می‌باشد، بجای ثبت در ترازنامه، در صورت سود و زیان به عنوان هزینه ثبت شود، مقدار متغیر رشد در خالص دارایی‌های عملیاتی (ΔNOA_t) کمتر خواهد شد.	–
تأمین مالی خارجی	$EXTFIN_t$	از طریق تغییرات در بدهی‌ها به علاوه تغییرات در حقوق صاحبان سهام ناشی از مبادلات مالکانه تقسیم بر میانگین کل دارایی‌ها به‌دست می‌آید.	تأمین مالی خارجی هم‌بستگی مثبت با سرمایه‌گذاری جاری دارد، و همچنین بیانگر برنامه‌های آتی برای سرمایه‌گذاری است. لامونت[1] (۲۰۰۰) نشان داد که برنامه‌های سرمایه‌گذاری به طور منفی با بازده‌های آتی هم‌بستگی دارد. سرمایه گذاری و برنامه‌های آتی برای سرمایه‌گذاری، در حقیقت، دلالت بر تحقق فرصت‌های سرمایه‌گذاری می‌باشند که دربرگیرنده عدم‌اطمینان و یا ریسک بوده‌اند و ارائه‌دهنده این پیام نیز خواهد بود که فروش و سود مورد انتظار در آینده محقق خواهد شد.	–
خالص سهم منتشره	NSI_t	لگاریتم طبیعی نسبت سهام در دست سهام‌داران در پایان سال مالی به سهام در دست سهام‌داران در پایان سال مالی قبل	برای تأمین مالی معین ($EXTFIN$)، خالص سهم منتشره منجر به کاهش (رشد) سود هر سهم آتی و کاهش اهرم (ریسک) می‌گردد.	–

1. Lamont

Archive of SID

Archive of SID

مرحله ۲: تأیید تجربی اینکه ویژگی‌های مشخص شده در مرحله ۱، رشد سود و ریسک احاطه‌کننده آن را پیش‌بینی می‌کند.

$$\frac{\Delta Earnings^{a}_{i,t+2}}{Earnings_{i,t+1}} = \alpha + \beta_1 \frac{Earnings_{i,t}}{P_{i,t}} + \beta_2 \frac{B_{i,t}}{P_{i,t}} + \sum_{j=3}^{k} \beta_j A_{j,t} + U_{i,t+2}$$ رابطه ۲)

$$Earnings^{a}_{i,t+2} = Earnings_{i,t+2} + (r_{f,t+2} * d_{i,t+1})$$ رابطه ۳)

$$\Delta Earnings^{a}_{i,t+2} = Earnings^{a}_{i,t+2} - Earnings_{i,t+1}$$ رابطه ۴)

که در این روابط $Earnings_{i,t}$سود خالص شرکت i در پایان سال مالی t، $B_{i,t}$ ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت i در پایان سال مالی t، $P_{i,t}$ ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت i در پایان سال مالی t، $A_{j,t}$ مابقی ویژگی‌های حسابداری ارائه شده در جدول (۲)، $U_{i,t+2}$جز خطا یا پسماند مدل، $Earnings_{i,t+1}$ سود مورد انتظار شرکت i در پایان سال مالی t+1، $Earnings_{i,t+2}$ سود مورد انتظار شرکت i در پایان سال مالی t+2، $r_{f,t+2}$ نرخ بازده بدون ریسک در پایان سال مالی t+2، $d_{i,t+1}$ سود تقسیمی شرکت i در پایان سال مالی t+1 و $Earnings^{a}_{i,t+2}$ نشان دهندهٔ مجموع سود مورد انتظار شرکت i در پایان سال مالی t+2 و بازده حاصل از سرمایه‌گذاری مجدد سود تقسیمی شرکت i در پایان سال مالی t+1 در نرخ بازده بدون ریسک در پایان سال مالی t+2 (برای کسب درآمد بیشتر) است.

مرحله ۳: تأیید تجربی اینکه ویژگی‌هایی که رشد سود را پیش‌بینی می‌کند در جهت مشابه بازده آتی را نیز پیش‌بینی می‌کنند.

$$r_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 \frac{Earnings_{i,t}}{P_{i,t}} + \beta_2 \frac{B_{i,t}}{P_{i,t}} + \sum_{j=3}^{k} \beta_j A_{j,t} + \varepsilon_{i,t+1}$$ رابطه ۵)

که در آن $r_{i,t+1}$ بازده سهام شرکت i در پایان سال مالی t+1 است. بقیه متغیرهای آن در قسمت‌های قبلی توضیح داده شده‌است.

مرحله ٤: ویژگی‌هایی که سه مرحله قبل را با موفقیت پشت سر گذاشته‌اند (به این معنی‌که از بین ویژگی‌های انتخاب شده به‌واسطه اصول حسابداری آن دسته‌ای که در هر دو رابطه (۲) و (۵) معنادار و علامت واقعی ضریب آنها با علامت مورد انتظار ضریب در اصول حسابداری سازگار بوده) مجموعه‌ای را تشکیل می‌دهند. این مجموعه برای ساخت یک مدل کمکی که در نهایت تمام ویژگی‌ها را درون یک عامل خلاصه می‌کند، به‌کار می‌رود.

مرحله ۵: در بازه زمانی ۸۵–۹۶ مدل کمکی فوق در هر سال جداگانه به‌صورت مقطعی برآورد می‌شود. سپس برای بازه زمانی۹۰–۹۷ در هرسال از میانگین ضرایب مدل‌های پنج سال گذشته، برای محاسبه بازده مورد انتظار(E(r)) آن سال استفاده می‌شود. بدین ترتیب از داده‌های درون نمونه (in sample) (۸۵–۹۶) برای محاسبه بازده مورد انتظار در خارج از نمونه (out of sample) (۹۰–۹۷) استفاده می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID

مرحله ٦: سپس از بازده‌های مورد انتظار ($E(r)$) محاسبه شده برای ساختن عامل بازده مورد انتظار مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری (ER) استفاده می‌شود، که در بخش بعد نحوه تشکیل این عامل ارائه شده است.

نحوه تشکیل عوامل

عوامل این پژوهش شامل عامل بازار، اندازه، سودآوری، سرمایه‌گذاری، رشد سرمایه گذاری مورد انتظار و بازده مورد انتظار مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری است. نحوه ساخت این عوامل مطابق با پژوهش فاما و فرنچ (۱۹۹۳، ۲۰۱۵ و ۲۰۱۸) است. برای تشکیل عوامل اندازه، سودآوری، سرمایه‌گذاری، رشد سرمایه گذاری مورد انتظار و بازده مورد انتظار مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری از یک ساخت ۳×۲ استفاده شده است؛ بدین صورت که ابتدا در هر سال شرکت‌ها براساس اندازه خود به دو گروه مساوی و سپس، به‌صورت مستقل بر اساس متغیر بعدی (نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام، سودآوری، سرمایه‌گذاری، رشد سرمایه گذاری مورد انتظار و بازده مورد انتظار) به سه گروه مساوی تقسیم می‌شوند. بنابراین، از تقاطع این گروه‌بندی‌ها شش گروه تشکیل می‌شود، که میانگین بازده بر مبنای وزن ارزشی شرکت‌های مندرج در هر گروه محاسبه می‌شود. در ادامه نحوه تشکیل عوامل ارائه شده است.

عامل بازار (MKT): این عامل از تفاوت نرخ بازده بازار و نرخ بازده بدون ریسک به‌صورت ماهانه محاسبه می‌شود.

عامل اندازه (SMB): عبارت است از تفاوت میانگین موزون بازده مجموعه سهام شرکت‌های کوچک (S) و مجموعه سهام شرکت‌های بزرگ (B)؛ که به شرح رابطه (۶) به‌دست می‌آید.

$$SMB = \frac{(SH + SM + SL)}{3} - \frac{(BH + BM + BL)}{3}$$ رابطه ۶)

عامل سودآوری (RMW): عبارت است از تفاوت میانگین موزون بازده مجموعه سهام شرکت‌های با سودآوری قوی (R) و مجموعه سهام شرکت‌های با سودآوری ضعیف (W) که به شرح رابطه (۷) به‌دست می‌آید.

$$\mathrm{RMW} = \frac{(\mathrm{SR} + \mathrm{BR})}{2} - \frac{(\mathrm{SW} + \mathrm{BW})}{2}$$ رابطه ۷)

عامل سرمایه‌گذاری (CMA): عبارت است از تفاوت میانگین موزون بازده مجموعه سهام شرکت‌های با سرمایه‌گذاری محافظه‌کارانه (C) و مجموعه سهام شرکت‌های با سرمایه‌گذاری متهورانه (A) که به شرح رابطه (۸) به‌دست می‌آید.

$$\mathrm{CMA} = \frac{(\mathrm{SC} + \mathrm{BC})}{2} - \frac{(\mathrm{SA} + \mathrm{BA})}{2}$$ رابطه ۸)

عامل رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار ($\mathbf{CMA_{EG}}$): عبارت است از تفاوت میانگین موزون بازده مجموعه سهام شرکت‌های با رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار محافظه‌کارانه (C_{EG}) و مجموعه سهام شرکت‌های با رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار متهورانه (A_{EG}) که به شرح رابطه (۹) به‌دست می‌آید.

$$\mathrm{CMA_{EG}} = \frac{\mathrm{SC_{EG}} + \mathrm{BC_{EG}}}{2} - \frac{\mathrm{SA_{EG}} + \mathrm{BA_{EG}}}{2}$$ رابطه ۹)

www.SID.ir

Archive of SID

عامل بازده مورد انتظار (ER): عبارت است از تفاوت میانگین موزون بازده مجموعه سهام شرکت‌های با بازده مورد انتظار بالا (H) و مجموعه سهام شرکت‌های با بازده مورد انتظار پایین (L) که به شرح رابطه (۱۰) به‌دست می‌آید.

$$ER = \frac{(SH + BH)}{2} - \frac{(SL + BL)}{2}$$ رابطه ۱۰)

توضیح نمادها به شرح زیر است:

عامل اندازه (SMB): S شرکت‌های کوچک و B شرکت‌های بزرگ است.

عامل سودآوری (RMW): R شرکت‌های با سودآوری قوی، M شرکت‌های خنثی و W شرکت‌های با سودآوری ضعیف است.

عامل سرمایه‌گذاری (CMA): C شرکت‌های با سرمایه‌گذاری محافظه‌کارانه، M شرکت‌های خنثی و A شرکت‌های با سرمایه‌گذاری متهورانه است.

عامل رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار (CMA_{EG}) : C_{EG} شرکت‌های با رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار محافظه‌کارانه، M_{EG} شرکت‌های خنثی و A_{EG} شرکت‌های با رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار متهورانه است.

عامل بنیادی (ER): H شرکت‌های با بازده مورد انتظار بالاT M شرکت‌های خنثی و L شرکت‌های با بازده مورد انتظار پایین است.

دارایی‌های آزمون

در این پژوهش از رتبه‌بندی بر اساس چند ویژگی، برای ارزیابی عملکرد مدل‌های چندعاملی قیمت‌گذاری دارایی‌ها استفاده شده است. از آنجایی‌که نتایج آزمون مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها نسبت به نوع تشکیل سبدها حساس هستند؛ بدین‌منظور در یک دسته‌بندی کلی، دارایی‌های آزمون را در دو دسته (با لحاظ کردن ویژگی بازده مورد انتظار شرکت و بدون لحاظ کردن ویژگی بازده مورد انتظار شرکت) طبقه‌بندی و سپس در هر دسته، از دو مدل رتبه‌بندی دوگانه (۵×۵ و ۴×۴) و رتبه‌بندی چهارگانه (۲×۲×۲×۲) استفاده شده است.

در رتبه‌بندی دوگانه (۴×۴) ابتدا در هرسال، شرکت‌ها باتوجه به هر یک از دو ویژگی به‌صورت مستقل، به چهار گروه مساوی دسته‌بندی می‌شوند. از تقاطع این دو رتبه‌بندی، ۱۶ سبد تشکیل می‌شود. سپس در هریک از ۱۶ سبد، بازده مازاد بر مبنای وزن ارزشی شرکت‌های مربوطه در هر ماه محاسبه می‌شود.

در رتبه‌بندی دوگانه (۵×۵) ابتدا در هرسال، شرکت‌ها باتوجه به هر یک از دو ویژگی به‌صورت مستقل، به پنج گروه مساوی دسته‌بندی می‌شوند. از تقاطع این دو رتبه‌بندی، ۲۵ سبد تشکیل می‌شود. سپس در هریک از ۲۵ سبد، بازده مازاد بر مبنای وزن ارزشی شرکت‌های مربوطه در هر ماه محاسبه می‌شود.

در رتبه‌بندی چهارگانه (۲×۲×۲×۲) ابتدا در هرسال، شرکت‌ها باتوجه به هر یک از چهار ویژگی به‌صورت مستقل، به ۲ گروه مساوی دسته‌بندی می‌شوند. از تقاطع این گروه‌بندی‌ها و براساس چهار ویژگی، ۱۶ سبد تشکیل می‌شود. سپس در هریک از ۱۶ سبد، بازده مازاد بر مبنای وزن ارزشی شرکت‌های مربوطه در هر ماه محاسبه می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID

در این مقاله مدل‌های q فاکتور هو، زو و ژانگ (۲۰۱۵) و q فاکتور تعدیل‌شده با عامل رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار هو، مو، زو و ژانگ (۲۰۱۸) با استفاده از عامل بازده مورد انتظار بسط و سپس عملکرد این مدل‌های بسط یافته در توضیح الگوهای مختلف بازده سهام در چندین دارایی آزمون به شرح جدول (۳) مورد ارزیابی قرار گرفت.

جدول ۳. دارایی‌های آزمون استفاده شده در ارزیابی مدل‌های قیمت‌گذاری و نحوه ساخت آنها

نوع دسته	نوع	نحوه ساخت	ویژگی‌ها
دسته اول: ویژگی بازده مورد انتظار در ساخت دارایی‌های آزمون لحاظ نشده است.	رتبه‌بندی دوگانه	۵×۵	سرمایه‌گذاری و سودآوری
			رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار و اندازه
		۴×۴	سرمایه‌گذاری و سودآوری
			سرمایه‌گذاری و اندازه
			رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار و اندازه
	رتبه‌بندی چهارگانه	۲×۲×۲×۲	اندازه، B/M، سودآوری، رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار
دسته دوم: ویژگی بازده مورد انتظار در ساخت دارایی‌های آزمون لحاظ شده‌است.	رتبه‌بندی دوگانه	۵×۵	بازده مورد انتظار و سرمایه‌گذاری
			بازده مورد انتظار و سودآوری
			بازده مورد انتظار و رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار
			بازده مورد انتظار و B/M
			بازده مورد انتظار و اندازه
		۴×۴	بازده مورد انتظار و سرمایه‌گذاری
			بازده مورد انتظار و سودآوری
			بازده مورد انتظار و رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار
			بازده مورد انتظار و B/M
			بازده مورد انتظار و اندازه
	رتبه‌بندی چهارگانه	۲×۲×۲×۲	بازده مورد انتظار، B/M، سرمایه‌گذاری و رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار
			بازده مورد انتظار، B/M، سودآوری و سرمایه‌گذاری
			بازده مورد انتظار، B/M، سودآوری و رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار
			بازده مورد انتظار، سودآوری، سرمایه‌گذاری و رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار
			بازده مورد انتظار، اندازه، سرمایه‌گذاری و رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار
			بازده مورد انتظار، اندازه، سرمایه‌گذاری و B/M
			بازده مورد انتظار، اندازه، رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار و B/M
			بازده مورد انتظار، اندازه، B/M و سودآوری
			بازده مورد انتظار، اندازه، سودآوری و سرمایه‌گذاری
			بازده مورد انتظار، اندازه، سودآوری و رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار

www.SID.ir

Archive of SID

مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌ها

مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری جهت آزمون فرضیه‌های مورد بررسی پژوهش به شرح جدول (۴) است که پیش از این، عامل‌ها و چگونگی محاسبه آنها بیان شده است.

جدول ٤. مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌ها

نام مدل	رابطه	نماد مدل	تصریح مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری
مدل q فاکتور	رابطه (۱۱)	q-FACTOR	$R_{it}-R_{ft}=\propto_i+b_i(R_{mt}-R_{Ft})+s_iSMB_t+r_iRMW_t+c_iCMA_t+e_{it}$
مدل q فاکتور تعدیل شده با عامل رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار	رابطه (۱۲)	q-FACTOR +CMA_{EG}	$R_{it}-R_{ft}=\propto_i+b_i(R_{mt}-R_{Ft})+s_iSMB_t+ r_iRMW+c_iCMA+c_{EG,i}CMA_{EG}+e_{it}$
مدل q فاکتور+عامل بازده مورد انتظار	رابطه (۱۳)	q-FACTOR+ER	$R_{it}-R_{ft}=\propto_i+b_i(R_{mt}-R_{Ft})+s_iSMB_t+r_iRMW_t+c_iCMA_t +e_iER_t+e_{it}$
مدل q فاکتور تعدیل‌شده با عامل رشدسرمایه‌گذاری مورد انتظار+عامل بازده مورد انتظار	رابطه (۱۴)	q-FACTOR +CMA_{EG}+ER	$R_{it}-R_{ft}=\propto_i+b_i(R_{mt}-R_{Ft})+s_iSMB_t+r_iRMW+c_iCMA+c_{EG,i}CMA_{EG}+e_iER_t+e_{it}$

برای آزمون مفروضات پژوهش، ابتدا مدل q فاکتور هو، زو و ژانگ (۲۰۱۵) به شرح رابطه (۱۱) و q فاکتور تعدیل‌شده با عامل رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار هو، مو، زو و ژانگ (۲۰۱۸) به شرح رابطه (۱۲) در هرکدام از دارایی‌های آزمون معرفی شده در بخش قبل و با استفاده از رگرسیون‌های سری زمانی تخمین زده شده است. سپس، براساس آلفای برآورد شده در هر دارایی آزمون، آماره GRS بر مبنای پژوهش گیبونس، راس و شانکن[1] (۱۹۸۹) و ضریب تعیین تعدیل شده محاسبه می‌شود.

سپس عامل بازده مورد انتظار به مدل q فاکتور هو، زو و ژانگ (۲۰۱۵) و q فاکتور تعدیل‌شده با عامل رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار هو، مو، زو و ژانگ (۲۰۱۸) به شرح روابط (۱۳) و (۱۴) اضافه و با استفاده از رگرسیون‌های سری زمانی، در هرکدام از دارایی‌های آزمون مجدد برآورد و آماره GRS و ضریب تعیین تعدیل شده آنها محاسبه می‌شود. در صورتی‌که آماره GRSمدل‌های بسط یافته با عامل بازده مورد انتظار نسبت به آماره GRSمدل‌های متناظر و فاقد عامل بازده مورد انتظار در هر دارایی آزمون کمتر و ضریب تعیین تعدیل شده بیشتر باشد، آن فرضیه رد نخواهد شد.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

در جدول (۵) آماره‌های مربوط به ویژگی‌های ۳۴۵ شرکت عضو نمونه، طی ۸ سال ارائه شده است و بیانگر پارامترهای توصیفی برای هر ویژگی به‌صورت مجزا می‌باشد. نحوه محاسبه آمار توصیفی برای هر متغیر به این صورت است که ابتدا

1. Gibbons, Ross & Shanken

www.SID.ir

Archive of SID

در هر ماه، آماره مدنظر را به صورت مقطعی برای شرکت‌های موجود به‌دست آورده، سپس میانگین سری زمانی این آماره‌ها محاسبه می‌شود. همچنین جدول (۶) نیز آمار توصیفی عوامل استفاده شده در مدل‌های قیمت‌گذاری را نشان می‌دهد.

جدول۵. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	نماد	میانگین	میانه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
بازده مازاد ماهانه سهام	R_i-R_f	۰/۰۲۷	۰/۰۰۹	۰/۱۲۱	۱/۰۹۶	۶/۲۰۲
اندازه شرکت	$size$	۲۷/۷۴۱	۲۷/۴۹۴	۱/۵۵۵	۱/۰۰۱	۳/۹۳۸
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام	$\frac{B}{M}$	۰/۴۸۷	۰/۴۵۷	۰/۵۲۷	−۱/۸۶۶	۲۵/۰۱۷
سودآوری	ROA	۰/۱۳۰	۰/۱۱۴	۰/۱۳۷	۰/۵۲۵	۴/۶۰۹
سرمایه‌گذاری	inv	۰/۱۷۵	۰/۱۲۸	۰/۲۷۸	۲/۵۲۴	۱۷/۴۴۵
بازده مورد انتظار	$E(r)$	۰/۳۳۹	۰/۳۶۴	۰/۱۷۹	−۴/۸۰۰	۴۱/۷۶۴
رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار	$E\left(\Delta\left(\frac{I}{A}\right)\right)$	−۰/۲۵۲	−۰/۳۲۶	۰/۴۵۲	۱/۰۹۵	۶/۳۳۲

جدول ٦. آمار توصیفی عوامل مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها

نام متغیر	نماد	میانگین	میانه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
عامل بازار	MKT	۰/۰۰۹	−۰/۰۰۰	۰/۰۶۶	۱/۱۰۹	۴/۰۸۸
عامل اندازه	SMB	۰/۰۰۸	۰/۰۰۴	۰/۰۶۷	۰/۱۲۳	۶/۶۵۹
عامل سودآوری	RMW	۰/۰۰۶	۰/۰۱۰	۰/۰۵۰	−۰/۵۵۲	۶/۸۶۸
عامل سرمایه‌گذاری	CMA	۰/۰۰۷	۰/۰۰۵	۰/۰۳۱	−۰/۰۶۷	۴/۲۰۲
عامل بازده مورد انتظار	ER	−۰/۰۱۵	−۰/۰۱۱	۰/۰۴۲	−۰/۲۸۴	۳/۱۷۸
عامل رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار	CMA_{EG}	۰/۰۰۵	۰/۰۰۱	۰/۰۳۵	۰/۳۴۶	۴/۰۴۶

برای بررسی مشکل هم‌خطی بین عوامل نیز از آزمون VIF و ماتریس هم‌بستگی استفاده شد؛ که نتایج حاکی از عدم وجود هم‌بستگی بین عوامل ریسک است (به دلیل محدودیت صفحات مقاله، نتایج ارائه نشده است).

در ادامه ابتدا نتایج حاصل از برآورد تغییرات سالیانه سرمایه‌گذاری به دارایی (رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار) و تعیین مجموعه ویژگی‌های قابل قبول برای برآورد بازده مورد انتظار ذکر می‌شود. سپس نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش ارائه می‌شود.

نتایج حاصل از برآورد تغییرات سالیانه سرمایه‌گذاری به دارایی (رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار)

یکی از عوامل مورداستفاده در مدل q فاکتور تعدیل شده با عامل رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار، عامل رشد

www.SID.ir

Archive of SID

سرمایه‌گذاری مورد انتظار است. همان‌گونه که گفته شد به‌منظور تشکیل عامل رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار باید نخست تغییرات مورد انتظار سرمایه‌گذاری به دارایی را برآورد نمود. در این پژوهش برای برآورد تغییرات سالیانه سرمایه‌گذاری به دارایی مطابق با پژوهش هو، مو، زو و ژانگ (۲۰۱۷) از رابطه (۱) استفاده شده‌است. قبل از برآورد رابطه (۱) ابتدا لازم است نتایج آزمون‌های تشخیصی و آزمون‌های فروض کلاسیک بیان شود.

با توجه به استفاده از داده‌های ترکیبی در رابطه (۱)، به منظور انتخاب بین روش داده‌های تابلویی و تلفیقی در برآورد مدل، از آزمون F لیمر استفاده شده است. سطح معناداری آزمون F لیمر برابر با ۰/۹۹۶ است، لذا نمی‌توان فرضیه صفر این آزمون مبنی بر تلفیقی بودن داده‌ها را رد کرد. برای بررسی ناهمسانی واریانس، از آزمون بروش پاگان[1] و بمنظور تشخیص خودهم‌بستگی مرتبه اول از آزمون وولدریج[2] استفاده شده است. سطح معناداری آزمون ناهمسانی واریانس برابر با ۰/۴۵۶ است، بنابراین، نمی‌توان فرضیه صفر این آزمون مبنی بر همسان بودن واریانس‌ها را رد کرد و رگرسیون مذکور از این منظر شرایط لازم را دارد. همچنین آماره احتمال محاسبه شده در آزمون وولدریج برابر با ۰/۰۰۲ است، از این رو فرضیه H_0 این آزمون مبنی بر عدم وجود خود هم‌بستگی مرتبه اول رد می‌شود. بدین منظور برای رفع این مشکل از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) برای برآورد رابطه (۱) استفاده شده است. خروجی نتایج حاصل از برآورد رابطه (۱)، به روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS)، به شرح جدول (۷) است.

جدول ۷. نتایج آزمون رابطه (۱)

$$\Delta(\frac{I}{A})_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \log(Q_{i,t}) + \beta_2 COP_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیرهای توضیحی	VIF	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبدأ	–	−۰/۷۰۷	۰/۱۳۱	−۵/۳۶۹	۰/۰۰۰
$\log(Q_{i,t})$	۱/۱۴	۱/۳۲۸	۰/۱۶۹	۷/۸۵۰	۰/۰۰۰
$COP_{i,t}$	۱/۱۴	−۰/۳۶۶	۰/۴۵۴	−۰/۸۰۶	۰/۴۲۰
آماره F		۶۰/۹۳۵		ضریب تعیین	۰/۰۵۵
احتمال آماره F		۰/۰۰۰		ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۰۵۴

نتایج جدول (۷) نشان می‌دهد که سطح معناداری آماره F برای رابطه (۱) کمتر از سطح معناداری ۵ درصد است، بنابراین، می‌توان بیان نمود، در سطح اطمینان ۹۵ درصد این مدل معنادار و از اعتبار بالایی برخوردار است. باتوجه به معنادار بودن مدل، رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار، از طریق تفاوت جز خطا یا پسماند حاصل از برآورد رابطه (۱) از تغییرات سرمایه‌گذاری به دارایی، به‌دست می‌آید. سپس از رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار $E(\Delta(\frac{I}{A}))$ محاسبه شده، برای ساختن عامل رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار (CMA_{EG}) در بازه زمانی (۹۰–۹۷) به شرح رابطه (۹) استفاده شد.

1. Breusch- Pagan
2. Wooldrige

www.SID.ir

Archive of SID

نتایج تعیین مجموعه ویژگی‌های قابل قبول برای برآورد بازده مورد انتظار

همان‌گونه که در بخش‌های قبل شرح داده شد هدف پژوهش حاضر، بسط مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری q فاکتور و q فاکتور تعدیل شده با عامل رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار با استفاده از عامل بازده مورد انتظار است. بدین منظور ابتدا باید جهت آزمون فرضیه‌های پژوهش، عامل بازده مورد انتظار را تشکیل داد. با توجه به آنچه در بخش قبل گفته شد؛ تشکیل عامل بازده مورد انتظار مستلزم انجام شش مرحله است. بدین منظور با توجه به مبانی نظری ارائه شده در پژوهش، در مرحله نخست ویژگی‌های اثرگذار بر رشد سود مورد انتظار و بازده آتی به‌واسطه اصول و مفروضات حسابداری شناسایی و علامت مورد انتظار ضریب آن پیش‌بینی می‌شود؛ که موارد مربوطه در جدول (۲) ارائه شد. سپس در مراحل ۲ و ۳ اثرگذاری و علامت واقعی ضریب این ویژگی‌ها به‌صورت تجربی در روابط (۲) و (۵) مورد آزمون و بررسی قرار می‌گیرد. قبل از برآورد روابط (۲) و (۵) ابتدا لازم است نتایج آزمون‌های تشخیصی و آزمون‌های فروض کلاسیک بیان شود.

با توجه به استفاده از داده‌های ترکیبی در روابط (۲) و (۵)، به منظور انتخاب بین روش داده‌های تابلویی و تلفیقی در برآورد مدل، از آزمون F لیمر استفاده شده است. با توجه به سطح معناداری بیش از ۵ درصد برای آزمون مزبور در هر دو رابطه (۲) (۰/۴۵۱) و رابطه (۵) (۰/۹۹۹) نمی‌توان فرضیه صفر این آزمون مبنی بر تلفیقی بودن داده‌ها را رد کرد. به‌منظور انجام آزمون‌های فروض کلاسیک در این پژوهش، برای تشخیص خودهم‌بستگی مرتبه اول از آزمون وولدریج استفاده شده است. سطح معناداری آزمون خودهم‌بستگی مرتبه اول برای رابطه (۲) برابر با ۰/۱۱۲ و برای رابطه (۵) برابر با ۰/۱۱۴ است، بنابراین، نمی‌توان فرضیه صفر این آزمون، مبنی بر وجود نداشتن خودهم‌بستگی را در هر دو رابطه رد کرد و رگرسیون‌های مذکور از این منظر شرایط لازم را دارند. ناهمسانی واریانس فرض کلاسیک بررسی شده بعدی است که به‌منظور بررسی آن، از آزمون بروش پاگان استفاده شده است. سطح معناداری آزمون ناهمسانی واریانس برای رابطه (۲) برابر با ۰/۰۰۰ و برای رابطه (۵) برابر با ۰/۰۲۳۵ است، از این رو فرضیه H_0 این آزمون مبنی بر همسان بودن واریانس‌ها در هر دو رابطه رد می‌شود. بدین منظور برای رفع این مشکل از روش حداقل مربعات تعمیم یافته(GLS) برای برآورد روابط (۲) و (۵) استفاده شده است. خروجی نتایج حاصل از برآورد روابط (۲) و (۵) که در مراحل (۲) و (۳) ساخت عامل بازده مورد انتظار ارائه شد، به روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS)، به شرح جدول (۸) است.

در مرحله (۴) ساخت عامل بازده مورد انتظار؛ ویژگی‌هایی که سه مرحله قبل را با موفقیت پشت سر گذاشته‌اند (به این معنی‌که از بین ویژگی‌های انتخاب شده به‌واسطه اصول حسابداری آن دسته‌ای که در هر دو رابطه (۲) و (۵) معنادار و علامت واقعی ضریب آنها با علامت مورد انتظار ضریب در اصول حسابداری سازگار بوده) مجموعه‌ای را تشکیل می‌دهند. این مجموعه برای ساخت یک مدل کمکی که در نهایت تمام ویژگی‌ها را درون یک عامل خلاصه می‌کند، به‌کار می‌رود که این مجموعه در ستون آخر جدول (۸) ارائه شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۸. نتایج آزمون روابط (۲) و (۵)

متغیرهای توضیحی	VIF	مرحله (۱)	مرحله (۲)-رابطه (۲)		مرحله (۳)-رابطه (۵)		مرحله (٤)
		معناداری و علامت مورد انتظار ضریب در هر دو رابطه	ضرایب	P-Value	ضرایب	P-Value	نتیجه
عرض از مبدأ	–		۰/۰۴۶	۰/۲۹۴	۰/۲۳۱	۰/۰۰۰	
$\frac{E}{P}$	۲/۳۷	معنادار و مثبت	۰/۳۰۶	۰/۰۲۷	۰/۱۱۳	۰/۰۲۹	✓
$\frac{B}{P}$	۱/۸۶	معنادار و مثبت	۰/۰۹۱	۰/۰۱۲	۰/۰۱۷	۰/۰۳۵	✓
SGR	۱/۰۶	معنادار و منفی	−۰/۱۷۶	۰/۰۰۴	−۰/۰۲۳	۰/۰۰۰	✓
ROA	۲/۳۵	معنادار و منفی	۰/۷۱۵	۰/۰۰۰	۰/۱۹۳	۰/۰۷۲	×
ACC	۱/۷۰	معنادار و منفی	−۰/۸۹۳	۰/۰۰۰	−۰/۱۵۶	۰/۰۳۸	✓
INV	۲/۰۷	معنادار و منفی	−۰/۳۱۶	۰/۰۰۴	−۰/۱۳۲	۰/۰۴۱	✓
ΔNOA	۱/۹۹	معنادار و منفی	−۰/۳۲۳	۰/۰۰۰	−۰/۲۳۲	۰/۰۰۰	✓
EXTFIN	۲/۳۱	معنادار و منفی	۱/۰۴۴	۰/۰۰۰	۰/۱۹۱	۰/۰۱۱	×
NSI	۱/۰۳	معنادار و منفی	۰/۲۳۷	۰/۰۰۰	−۰/۰۹۴	۰/۰۰۲	×
رابطه		آماره F	احتمال آماره F		ضریب تعیین تعدیل‌شده		ضریب تعیین
رابطه (۲)		۸۹/۹۵۴	۰/۰۰۰		۰/۲۶۱		۰/۲۶۴
رابطه (۵)		۲۲۹/۷۵۳	۰/۰۰۰		۰/۴۸۹		۰/۴۹۱

با توجه به نتایج ارائه شده در ستون آخر جدول (۸) مدل کمکی نهایی برای انجام مرحله (۵) بـه شـرح رابطـه (۱۵) است.

رابطه (۱۵)

$$r_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 \frac{Earnings_{i,t}}{P_{i,t}} + \beta_2 \frac{B_{i,t}}{P_{i,t}} + \beta_3 SGR_{i,t} + \beta_4 ACC_{i,t} + \beta_5 INV_{i,t} + \beta_6 \Delta NOA_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}$$

شرح متغیرهای این مدل در قسمت‌های قبلی توضیح داده شده‌است.

در مرحله (۵) مدل کمکی ایجاد شده در مرحله قبل به شرح رابطه (۱۵) در هـر سـال جداگانـه بـه‌صـورت مقطعـی برآورد شد. سپس برای بازه زمانی۹۰-۹۷ در هرسال از میانگین ضرایب مدل‌های پنج سال گذشته، برای محاسـبه بـازده مورد انتظار(E(r)) آن سال استفاده شد. برای انجام این امر با استفاده روش فاما مکبث[1] (۱۹۷۳) نیز نتایج یکسانی حاصل شد. بدین ترتیب از داده‌های درون نمونه (in sample) (۸۵-۹۶) برای محاسبه بازده مورد انتظار در خارج از نمونه (out of sample) (۹۰-۹۷) استفاده شد.

سپس در مرحله (۶) از بازده‌های مورد انتظار (E(r))محاسبه شده، برای ساختن عامل بازده مورد انتظـار مبتنـی بـر ویژگی‌های حسابداری (ER) در بازه زمانی (۹۰-۹۷) به شرح رابطه (۱۰) استفاده شد.

نتایج حاصل از مقایسه عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری

در ادامه، نتایج مقایسه عملکرد مدل‌های قیمت گذاری بسط یافته با عامـل بـازده مـورد انتظـار مبتنـی بـر ویژگـی‌هـای

1. Fama MacBeth

www.SID.ir

Archive of SID

حسابداری با عملکرد مدل‌های متناظر آن (بدون عامل بازده مورد انتظار مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری) برای دو گروه مختلف از دارایی‌های آزمون ارائه می‌شود. گروه اول نتایج مربوط به دارایی‌های آزمونی است که در آن ویژگی بازده مورد انتظار شرکت در ساخت دارایی آزمون لحاظ نشده است و گروه دوم مربوط به دارایی‌های آزمونی است که در تشکیل آن ویژگی بازده مورد انتظار شرکت استفاده شده‌است.

تحلیل نتایج برای دارایی‌های آزمون بدون ویژگی بازده مورد انتظار شرکت

جدول (۹) نتایج محاسبه آماره GRS، ارزش احتمال آن و ضریب تعیین تعدیل شده را برای آن گروه از دارایی‌های آزمون که بدون استفاده از ویژگی بازده مورد انتظار شرکت تشکیل شده‌اند، در تمام مدل‌های آزمون پژوهش مطرح شده در مفروضات نشان می‌دهد.

جدول ۹. نتایج رگرسیون‌های سری زمانی برای دارایی‌های آزمون بدون ویژگی بازده مورد انتظار در ساختار آن

	q-FACTOR +CMA_{EG}	q-FACTOR+CMA_{EG} +ER	q-FACTOR	q-FACTOR +ER
دارایی آزمون دوگانه (۲۵ سبد ۵×۵) برمبنای ویژگی‌های سرمایه‌گذاری و سودآوری				
GRS statistic	۱/۵۵۵	۱/۱۱۱	۱/۵۳۷	۱/۰۹۰
p-value GRS	۰/۰۸۶	۰/۳۶۱	۰/۰۹۰	۰/۳۸۲
A(R2)	۰/۴۶۷	۰/۴۸۴	۰/۴۶۳	۰/۴۷۸
دارایی آزمون دوگانه (۲۵ سبد ۵×۵) برمبنای ویژگی‌های رشد سرمایه‌گذاری موردانتظار و اندازه				
GRS statistic	۰/۹۴۷	۰/۷۸۱	۰/۹۱۱	۰/۷۳۳
p-value GRS	۰/۵۴۲	۰/۷۴۳	۰/۵۸۹	۰/۸۰۱
A(R2)	۰/۶۴۱	۰/۶۴۴	۰/۶۲۲	۰/۶۲۴
دارایی آزمون دوگانه (۱۶ سبد ٤×٤) برمبنای ویژگی‌های سرمایه‌گذاری و سودآوری				
GRS statistic	۱/۳۴۰	۱/۱۰۹	۱/۲۳۳	۱/۰۶۱
p-value GRS	۰/۲۰۲	۰/۳۶۶	۰/۲۶۸	۰/۴۰۹
A(R2)	۰/۴۷۵	۰/۴۸۹	۰/۴۵۷	۰/۴۶۸
دارایی آزمون دوگانه (۱۶ سبد ٤×٤) برمبنای ویژگی‌های سرمایه‌گذاری و اندازه				
GRS statistic	۱/۷۴۶	۱/۳۷۴	۱/۵۹۹	۱/۲۵۱
p-value GRS	۰/۰۵۸	۰/۱۸۲	۰/۰۹۲	۰/۲۵۴
A(R2)	۰/۷۴۶	۰/۷۴۸	۰/۷۴۶	۰/۷۴۸
دارایی آزمون دوگانه (۱۶ سبد ٤×٤) برمبنای ویژگی‌های رشد سرمایه‌گذاری موردانتظار و اندازه				
GRS statistic	۰/۹۹۰	۰/۷۱۷	۰/۹۹۶	۰/۷۴۸
p-value GRS	۰/۴۷۷	۰/۷۶۶	۰/۴۷۰	۰/۷۳۴
A(R2)	۰/۷۲۵	۰/۷۲۹	۰/۷۰۰	۰/۷۰۲
دارایی آزمون چهارگانه (۱۶ سبد ۲×۲×۲×۲) برمبنای ویژگی‌های اندازه، B/M، سودآوری، رشد سرمایه‌گذاری موردانتظار				
GRS statistic	۱/۵۴۳	۱/۴۰۶	۱/۲۹۵	۱/۲۸۳
p-value GRS	۰/۱۱۷	۰/۱۷۳	۰/۲۳۲	۰/۲۴۰
A(R2)	۰/۵۸۸	۰/۶۰۲	۰/۵۷۳	۰/۵۸۷

www.SID.ir

Archive of SID

تحلیل نتایج برای گروه دارایی‌های آزمون بدون ویژگی بازده مورد انتظار شرکت نشان داد، در کلیه دارایی‌های آزمون ارائه شده این دسته و برای هر دو مدل q فاکتور و q فاکتور تعدیل‌شده با عامل رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار، آماره GRS معنادار نیست، به این مفهوم که این مدل‌ها خود قابلیت توضیح تفاوت بازده شرکت‌ها را بطور کامل دارند؛ اما با اضافه شدن عامل بازده مورد انتظار مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری به مدل‌های پژوهش ارزش احتمال آماره GRS افزایش پیدا می‌کند؛ که این نشان‌دهندهٔ بهبود در مدل‌های حاوی عامل بازده مورد انتظار نسبت به مدل‌های متناظر و بدون عامل بازده مورد انتظار است. همچنین مقدار آماره GRS برای کلیه مدل‌های بسط یافته با عامل بازده مورد انتظار کمتر از مدل‌های متناظر آنهاست، این موضوع نشان‌دهندهٔ این است که عملکرد مدل‌های شامل عامل بازده مورد انتظار برای توضیح تفاوت بازده این مجموعه دارایی‌های آزمون نسبت به مدل‌های متناظر و بدون عامل بازده مورد انتظار بهبود یافته است. معیار دیگری که برای مقایسه عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری استفاده شده‌است، میانگین ضریب تعیین تعدیل شده‌است؛ که آن نیز نشان‌دهندهٔ بهبود نسبی در مدل‌های حاوی عامل بازده مورد انتظار نسبت به مدل‌های متناظر آنهاست.

در مجموع می‌توان دید برای گروه دارایی‌های آزمون بدون ویژگی بازده مورد انتظار شرکت و در کلیه دارایی‌های آزمون ارائه شده این دسته، فرضیه‌های این پژوهش مبنی بر «افزودن عامل بازده مورد انتظار به مدل q فاکتور (فرضیه اول) و مدل q فاکتور تعدیل شده با عامل رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار (فرضیه دوم) باعث می‌شود که عملکرد آن در توضیح تفاوت بازده سهام بهبود یابد» رد نمی‌شوند.

تحلیل نتایج برای دارایی‌های آزمون با ویژگی بازده مورد انتظار شرکت

پس از تشکیل این گروه از دارایی‌های آزمون که بازده مورد انتظار ویژگی مشترک به‌کار برده شده در ساختار آنهاست، به ارزیابی عملکرد مدل‌های بسط یافته با عامل بازده مورد انتظار نسبت به مدل‌های متناظر آنها پرداخته می‌شود. نتایج محاسبه آماره GRS، ارزش احتمال آن و ضریب تعیین تعدیل شده برای این گروه از دارایی‌های آزمون که با استفاده از ویژگی بازده مورد انتظار شرکت تشکیل شده‌اند، در قالب جدول (١٠) ارائه شده‌است.

جدول ١٠. نتایج رگرسیون‌های سری زمانی برای دارایی‌های آزمون با ویژگی بازده مورد انتظار در ساختار آن

	q-FACTOR + CMA_{EG}	q-FACTOR + CMA_{EG} +ER	q-FACTOR	q-FACTOR +ER
دارایی آزمون دوگانه (٢٥ سبد ٥×٥) برمبنای ویژگی‌های بازده موردانتظار و سرمایه‌گذاری				
GRS statistic	١/۶٢١	١/١۵٣	١/٨١١	١/٢٩٢
p-value GRS	٠/٠۶٧	٠/٣٢١	٠/٠٣١	٠/٢٠٩
A(R2)	٠/۴٩١	٠/۵١١	٠/۴٨٩	٠/۵٠٩
دارایی آزمون دوگانه (٢۵ سبد ۵×۵) برمبنای ویژگی‌های بازده موردانتظار و سودآوری				
GRS statistic	١/٧٧٩	١/۵١۶	١/۶٩٩	١/۴٧۴
p-value GRS	٠/٠۴٣	٠/١٠٩	٠/٠۵۶	٠/١٢٢
A(R2)	٠/۴٧۵	٠/۴٩٩	٠/۴۶٨	٠/۴٩٠

www.SID.ir

Archive of SID

	q-FACTOR + CMA_{EG}	q-FACTOR + CMA_{EG} +ER	q-FACTOR	q-FACTOR +ER
دارایی آزمون دوگانه (۲۵ سبد ۵×۵) برمبنای ویژگی‌های بازده موردانتظار و رشد سرمایه‌گذاری موردانتظار				
GRS statistic	۱/۶۶۲	۱/۲۸۶	۱/۶۴۵	۱/۲۷۴
p-value GRS	۰/۰۶۰	۰/۲۱۸	۰/۰۶۲	۰/۲۲۵
A(R2)	۰/۵۰۵	۰/۵۲۰	۰/۴۸۷	۰/۵۰۳
دارایی آزمون دوگانه (۲۵ سبد ۵×۵) برمبنای ویژگی‌های بازده موردانتظار و B/M				
GRS statistic	۲/۰۰۵	۱/۴۹۳	۲/۲۱۰	۱/۶۱۳
p-value GRS	۰/۰۱۵	۰/۱۰۷	۰/۰۰۶	۰/۰۶۸
A(R2)	۰/۴۹۷	۰/۵۱۷	۰/۴۸۰	.۰/۵۰۰
دارایی آزمون دوگانه (۲۵ سبد ۵×۵) برمبنای ویژگی‌های بازده موردانتظار و اندازه				
GRS statistic	۱/۶۵۵	۱/۰۹۰	۱/۶۷۸	۱/۰۹۱
p-value GRS	۰/۰۵۹	۰/۳۸۱	۰/۰۵۲	۰/۳۸۰
A(R2)	۰/۶۵۳	۰/۶۷۲	۰/۶۵۴	۰/۶۷۱
دارایی آزمون دوگانه (۱۶ سبد ٤×٤) برمبنای ویژگی‌های بازده موردانتظار و سرمایه‌گذاری				
GRS statistic	۱/۸۶۲	۱/۲۱۱	۱/۹۷۰	۱/۲۵۱
p-value GRS	۰/۰۴۰	۰/۲۸۳	۰/۰۲۸	۰/۲۵۴
A(R2)	۰/۵۹۵	۰/۶۱۱	۰/۵۹۰	۰/۶۰۷
دارایی آزمون دوگانه (۱۶ سبد ٤×٤) برمبنای ویژگی‌های بازده موردانتظار و سودآوری				
GRS statistic	۱/۶۹۵	۱/۱۶۴	۱/۷۲۶	۱/۲۴۵
p-value GRS	۰/۰۷۱	۰/۳۲۱	۰/۰۶۴	۰/۲۶۱
A(R2)	۰/۵۳۳	۰/۵۶۲	۰/۵۲۰	۰/۵۴۷
دارایی آزمون دوگانه (۱۶ سبد ٤×٤) برمبنای ویژگی‌های بازده موردانتظار و رشد سرمایه‌گذاری موردانتظار				
GRS statistic	۱/۸۰۹	۱/۱۸۴	۱/۹۰۶	۱/۲۱۵
p-value GRS	۰/۰۴۸	۰/۳۰۳	۰/۰۳۴	۰/۲۷۹
A(R2)	۰/۵۷۷	۰/۵۹۰	۰/۵۴۸	۰/۵۶۰
دارایی آزمون دوگانه (۱۶ سبد ٤×٤) برمبنای ویژگی‌های بازده موردانتظار و B/M				
GRS statistic	۲/۰۸۷	۱/۶۴۳	۲/۱۹۴	۱/۶۶۹
p-value GRS	۰/۰۱۹	۰/۰۸۱	۰/۰۱۳	۰/۰۷۴
A(R2)	۰/۵۵۱	۰/۵۷۲	۰/۵۴۴	۰/۵۶۵
دارایی آزمون دوگانه (۱۶ سبد ٤×٤) برمبنای ویژگی‌های بازده موردانتظار و اندازه				
GRS statistic	۱/۴۳۷	۰/۶۸۷	۱/۴۷۷	۰/۶۷۷
p-value GRS	۰/۱۵۱	۰/۷۹۵	۰/۱۳۴	۰/۸۰۵
A(R2)	۰/۷۲۰	۰/۷۳۶	۰/۷۲۰	۰/۷۳۷
دارایی آزمون چهارگانه (۱۶ سبد ۲×۲×۲×۲) برمبنای ویژگی‌های بازده موردانتظار، B/M، سرمایه‌گذاری و رشد سرمایه‌گذاری موردانتظار				
GRS statistic	۱/۳۰۲	۰/۹۱۴	۱/۲۳۹	۰/۷۹۶
p-value GRS	۰/۲۲۱	۰/۵۵۷	۰/۲۶۲	۰/۶۸۴
A(R2)	۰/۵۵۴	۰/۵۶۴	۰/۵۳۵	۰/۵۴۵

www.SID.ir

Archive of SID

	q-FACTOR + CMA_{EG}	q-FACTOR + CMA_{EG} +ER	q-FACTOR	q-FACTOR +ER
دارایی آزمون چهارگانه (١٦ سبد ٢×٢×٢×٢) برمبنای ویژگی‌های بازده موردانتظار، B/M، سودآوری و سرمایه‌گذاری				
GRS statistic	١/٥٥٧	١/٠٦٩	١/٦٥٢	١/١١٥
p-value GRS	٠/١٠٩	٠/٤٠٣	٠/٠٨٢	٠/٣٦٢
A(R2)	٠/٥١٥	٠/٥٣٧	٠/٥٠٤	٠/٥٢٤
دارایی آزمون چهارگانه (١٦ سبد ٢×٢×٢×٢) برمبنای ویژگی‌های بازده موردانتظار، B/M، سودآوری و رشد سرمایه‌گذاری موردانتظار				
GRS statistic	١/٦٥٧	١/١٩٥	١/٦٩٣	١/١٥٧
p-value GRS	٠/٠٨٤	٠/٣٠١	٠/٠٧٥	٠/٣٣٠
A(R2)	٠/٥١٨	٠/٥٣١	٠/٥٠١	٠/٥١٥
دارایی آزمون چهارگانه (١٦ سبد ٢×٢×٢×٢) برمبنای ویژگی‌های بازده موردانتظار، سودآوری، سرمایه‌گذاری و رشد سرمایه‌گذاری موردانتظار				
GRS statistic	١/٢٦٦	١/٠٣٧	١/٣٦٦	١/١٢٢
p-value GRS	٠/٢٤٨	٠/٤٣٣	٠/١٨٨	٠/٣٥٦
A(R2)	٠/٥٣٣	٠/٥٥٨	٠/٥١٤	٠/٥٣٨
دارایی آزمون چهارگانه (١٦ سبد ٢×٢×٢×٢) برمبنای ویژگی‌های بازده موردانتظار، اندازه، سرمایه‌گذاری و رشد سرمایه‌گذاری موردانتظار				
GRS statistic	٠/٩٦٨	٠/٤٣٣	١/٠٥٣	٠/٤٤٤
p-value GRS	٠/٤٩٩	٠/٩٦٧	٠/٤١٥	٠/٩٦٣
A(R2)	٠/٧٠٢	٠/٧١٥	٠/٦٨٠	٠/٦٩٣
دارایی آزمون چهارگانه (١٦ سبد ٢×٢×٢×٢) برمبنای ویژگی‌های بازده موردانتظار، اندازه، سرمایه‌گذاری و B/M				
GRS statistic	١/١٢١	٠/٦٣٦	١/٢٠٧	٠/٦٤٣
p-value GRS	٠/٣٥٤	٠/٨٤٢	٠/٢٨٥	٠/٨٣٦
A(R2)	٠/٦٧٨	٠/٦٩٣	٠/٦٧٥	٠/٦٨٩
دارایی آزمون چهارگانه (١٦ سبد ٢×٢×٢×٢) برمبنای ویژگی‌های بازده موردانتظار، اندازه، رشد سرمایه‌گذاری موردانتظار و B/M				
GRS statistic	١/٧٤٧	٠/٩٧٨	١/٨٤١	٠/٩٩٩
p-value GRS	٠/٠٥٨	٠/٤٨٩	٠/٠٤٢	٠/٤٦٨
A(R2)	٠/٦٥٤	٠/٦٦٤	٠/٦٣٤	٠/٦٤٥
دارایی آزمون چهارگانه (١٦ سبد ٢×٢×٢×٢) برمبنای ویژگی‌های بازده موردانتظار، اندازه، B/M و سودآوری				
GRS statistic	٢/١١٠	١/٦٢٥	٢/٢٢٤	١/٦٥٩
p-value GRS	٠/٠١٩	٠/٠٨٩	٠/٠١٣	٠/٠٨٠
A(R2)	٠/٥٩٨	٠/٦٢٤	٠/٥٨٩	٠/٦١٢
دارایی آزمون چهارگانه (١٦سبد ٢×٢×٢×٢) برمبنای ویژگی‌های بازده موردانتظار، اندازه، سودآوری و سرمایه‌گذاری				
GRS statistic	١/٦٥٣	١/٢١٦	١/٧٨١	١/٢٥٦
p-value GRS	٠/٠٨٢	٠/٢٨٣	٠/٠٥٤	٠/٢٥٥
A(R2)	٠/٦٢١	٠/٦٤٤	٠/٦١٥	٠/٦٣٧
دارایی آزمون چهارگانه (١٦ سبد ٢×٢×٢×٢) برمبنای ویژگی‌های بازده موردانتظار، اندازه، سودآوری و رشد سرمایه‌گذاری موردانتظار				
GRS statistic	١/٧٥٦	١/٣٠٩	١/٩٠٤	١/٣٧١
p-value GRS	٠/٠٦١	٠/٢٢٣	٠/٠٣٨	٠/١٨٨
A(R2)	٠/٦١٦	٠/٦٤٢	٠/٥٩٤	٠/٦١٩

www.SID.ir

Archive of SID

۲۵ سبد مرتب شده برمبنای ویژگی‌های بازده مورد انتظار و سرمایه‌گذاری

برای این مجموعه از دارایی آزمون آماره GRS برای مدل q فاکتور معنادار است. اما با اضافه نمودن عامل بازده مورد انتظار به این مدل معناداری آن برطرف شده، به این‌معنی‌که با اضافه نمودن عامل بازده مورد انتظار، مدل مذکور از کفایت لازم برای توضیح تفاوت بازده در این مجموعه از دارایی آزمون برخوردار خواهد شد. در مدل q فاکتور تعدیل‌شده با عامل رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار، آماره GRS معنادار نیست، بدین ترتیب هرچند این مدل خود از توانایی توضیح تفاوت بازده سهام در این مجموعه از دارایی آزمون برخوردار است، ولی با اضافه نمودن عامل بازده مورد انتظار به این مدل ارزش احتمال آماره GRS مربوط به آن افزایش یافته؛ که این موضوع نیز نشان‌دهندهٔ اثر مثبت عامل بازده مورد انتظار بر مدل‌های عاملی پژوهش است. همچنین با اضافه نمودن عامل بازده مورد انتظار به تمام مدل‌های پژوهش در این مجموعه از دارایی آزمون آماره GRS کاهش و ضریب تعیین تعدیل‌شده آنها افزایش یافته است که این موضوع حاکی از بهبود عملکرد و افزایش چشمگیر قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌های حاوی عامل بازده مورد انتظار نسبت به مدل‌های متناظر و بدون عامل بازده مورد انتظار است.

برای ۱۶ سبد مرتب شده برمبنای ویژگی‌های بازده مورد انتظار، اندازه، رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار و B/M و ۱۶ سبد مرتب شده برمبنای ویژگی‌های بازده مورد انتظار، اندازه، سودآوری و رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار تحلیل نتایج مشابه ۲۵ سبد مرتب شده برمبنای ویژگی‌های بازده مورد انتظار و سرمایه‌گذاری است.

۲۵ سبد مرتب شده برمبنای ویژگی‌های بازده مورد انتظار و سودآوری

برای این مجموعه از دارایی آزمون آماره GRS برای مدل q فاکتور تعدیل‌شده با عامل رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار معنادار است. اما با اضافه نمودن عامل بازده مورد انتظار به این مدل معناداری آن برطرف شده، به این‌معنی‌که با اضافه نمودن عامل بازده مورد انتظار، مدل مذکور از کفایت لازم برای توضیح تفاوت بازده در این مجموعه از دارایی آزمون برخوردار خواهد شد. در مدل q فاکتور، آماره GRS معنادار نیست، بدین ترتیب هرچند این مدل خود از توانایی توضیح تفاوت بازده سهام در این مجموعه از دارایی آزمون برخوردار است، ولی با اضافه نمودن عامل بازده مورد انتظار به این مدل ارزش احتمال آماره GRS مربوط به آن افزایش یافته؛ که این موضوع نیز نشان‌دهندهٔ اثر مثبت عامل بازده مورد انتظار بر مدل‌های عاملی پژوهش است. همچنین با اضافه نمودن عامل بازده مورد انتظار به تمام مدل‌های پژوهش در این مجموعه از دارایی آزمون آماره GRS کاهش و ضریب تعیین تعدیل‌شده آنها افزایش یافته است؛ که این موضوع حاکی از بهبود عملکرد و افزایش قابل‌توجه قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌های حاوی عامل بازده مورد انتظار نسبت به مدل‌های متناظر و بدون عامل بازده مورد انتظار است.

۲۵ سبد مرتب شده برمبنای ویژگی‌های بازده مورد انتظار و رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار

برای این مجموعه از دارایی آزمون ارزش احتمال آماره GRS در هر دو مدل q فاکتور و q فاکتور تعدیل‌شده با عامل رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار معنادار نیست و این حاکی از آن است؛ که این مدل‌ها خود از کفایت لازم برای توضیح

www.SID.ir

Archive of SID

تفاوت بازده این مجموعه از دارایی آزمون برخوردار هستند؛ اما اضافه شدن عامل بازده مورد انتظار، ارزش احتمال آماره GRS را در مدل‌های مورداستفاده در پژوهش افزایش داده، که این نشان‌دهندهٔ بهبود در مدل‌های حاوی عامل بازده مورد انتظار نسبت به مدل‌های متناظر و بدون عامل بازده مورد انتظار است. همچنین مقایسه آماره GRS نشان می‌دهد، با عنایت به کاهش این آماره در مدل‌های حاوی عامل بازده مورد انتظار نسبت به مدل‌های متناظر، اضافه نمودن عامل بازده مورد انتظار به مدل‌های پژوهش باعث بهبود عملکرد تمامی مدل‌های پژوهش در این مجموعه از دارایی آزمون می‌شود. همچنین با اضافه نمودن عامل بازده مورد انتظار به مدل‌های پژوهش، ضریب تعیین تعدیل شده آنها و در نتیجه قدرت توضیح‌دهندگی تمام مدل‌های پژوهش در این مجموعه از دارایی آزمون افزایش می‌یابد.

برای ۲۵ سبد مرتب شده برمبنای ویژگی‌های بازده مورد انتظار و اندازه، ۱۶ سبد مرتب شده برمبنای ویژگی‌های بازده مورد انتظار و سودآوری، ۱۶ سبد مرتب شده برمبنای ویژگی‌های بازده مورد انتظار و اندازه، ۱۶ سبد مرتب شده برمبنای ویژگی‌های بازده مورد انتظار، B/M، سرمایه‌گذاری و رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار، ۱۶ سبد مرتب شده برمبنای ویژگی‌های بازده مورد انتظار، B/M، سودآوری و سرمایه‌گذاری، ۱۶ سبد مرتب شده برمبنای ویژگی‌های بازده مورد انتظار، B/M، سودآوری و رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار، ۱۶ سبد مرتب شده برمبنای ویژگی‌های بازده مورد انتظار، سودآوری، سرمایه‌گذاری و رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار، ۱۶ سبد مرتب شده برمبنای ویژگی‌های بازده مورد انتظار، اندازه، سرمایه‌گذاری و رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار، ۱۶ سبد مرتب شده برمبنای ویژگی‌های بازده مورد انتظار، اندازه، سرمایه‌گذاری و B/M و ۱۶ سبد مرتب شده برمبنای ویژگی‌های بازده مورد انتظار، اندازه، سودآوری و سرمایه‌گذاری، تحلیل نتایج مشابه ۲۵ سبد مرتب شده برمبنای ویژگی‌های بازده مورد انتظار و رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار است.

۲۵ سبد مرتب شده برمبنای ویژگی‌های بازده مورد انتظار و B/M

برای این مجموعه از دارایی آزمون آماره GRS برای هر دو مدل q فاکتور و q فاکتور تعدیل‌شده با عامل رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار معنادار است، که با بسط این مدل‌ها با عامل بازده مورد انتظار مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری، معناداری آنها رفع می‌شود، به این‌معنی‌که با اضافه نمودن عامل بازده مورد انتظار، مدل‌های مذکور از کفایت لازم برای توضیح تفاوت بازده در این مجموعه از دارایی آزمون برخوردار خواهند شد. همچنین با اضافه نمودن عامل بازده مورد انتظار به تمام مدل‌های پژوهش در این مجموعه از دارایی آزمون آماره GRS کاهش و ضریب تعیین تعدیل‌شده آنها افزایش یافته است؛ که این موضوع حاکی از بهبود عملکرد و افزایش قابل‌توجه قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌های حاوی عامل بازده مورد انتظار نسبت به مدل‌های متناظر و بدون عامل بازده مورد انتظار است.

برای ۱۶ سبد مرتب شده برمبنای ویژگی‌های بازده مورد انتظار و سرمایه‌گذاری، ۱۶ سبد مرتب شده برمبنای ویژگی‌های بازده مورد انتظار و رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار، ۱۶ سبد مرتب شده برمبنای ویژگی‌های بازده مورد انتظار و B/M و ۱۶ سبد مرتب شده برمبنای ویژگی‌های بازده مورد انتظار، اندازه، B/M و سودآوری تحلیل نتایج مشابه ۲۵ سبد مرتب شده برمبنای ویژگی‌های بازده مورد انتظار و B/M است.

www.SID.ir

Archive of SID

در مجموع می‌توان دید برای گروه دارایی‌های آزمون با ویژگی بازده مورد انتظار شرکت و در کلیه دارایی‌های آزمون ارائه شده این دسته، فرضیه‌های این پژوهش مبنی بر «افزودن عامل بازده مورد انتظار به مدل q فاکتور (فرضیه اول) و مدل q فاکتور تعدیل شده با عامل رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار (فرضیه دوم) باعث می‌شود که عملکرد آن در توضیح تفاوت بازده سهام بهبود یابد» رد نمی‌شوند.

نتیجه‌گیری

یکی از روش‌هایی که به سرمایه‌گذاران در تبیین ریسک و بازده سرمایه‌گذاری کمک می‌کند، استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای است. دستاورد برجسته ویلیام شارپ در این زمینه در مقاله سال ۱۹۶۴ او تحت عنوان قیمت‌های دارایی سرمایه‌ای منتشر شد. در مطالعات بعدی این مدل مورد انتقاد قرار گرفت و محققان بسیاری به توسعه آن پرداختند که می‌توان به مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، مدل تنزیل سود باقیمانده اولسون (۱۹۹۵)، مدل چهار عاملی کارهارت (۱۹۹۷)، مدل چهار عاملی پاستور و استامباخ (۲۰۰۳)، مدل سه عاملی آسنس و فرازینی (۲۰۱۳)، مدل q فاکتور هو، زو و ژانگ (۲۰۱۵) و مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵)، اشاره نمود. در این پژوهش نیز، تلاش شد تا برای نخستین بار در ایران از نظریه مصرف و اصول و مفروضات حسابداری برای استنباط یک عامل اساسی و بنیادی که بیشتر ویژگی‌های اثرگذار را در یک عامل خلاصه می‌کند، جهت پیش‌بینی بازده استفاده نمود. بدین منظور در این پژوهش ابتدا ویژگی‌های حسابداری اثرگذار بر رشد سود مورد انتظار آتی و بازده آتی به واسطه اصول و مفروضات حسابداری شناسایی و سپس به‌صورت تجربی آزمون شد؛ تا ویژگی‌های شناسایی شده به‌واسطه اصول و مفروضات حسابداری که در آزمون تجربی نیز اثرگذاری آنها اثبات شده است در یک عامل خلاصه شوند. سپس از این عامل برای بسط مدل‌های q فاکتور هو، زو و ژانگ (۲۰۱۵) و q فاکتور تعدیل‌شده با عامل رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار هو، مو، زو و ژانگ (۲۰۱۸) استفاده شد. از آنجایی‌که نتایج آزمون مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها نسبت به نوع تشکیل سبدها حساس هستند؛ بدین‌منظور در یک دسته‌بندی کلی، دارایی‌های آزمون در دو دسته (با لحاظ کردن ویژگی بازده مورد انتظار شرکت و بدون لحاظ کردن ویژگی بازده مورد انتظار شرکت) طبقه‌بندی و سپس در هر دسته، از دارایی‌های آزمون طبقه‌بندی شده بر اساس دو ویژگی (۵×۵ و ۴×۴) و دارایی‌های آزمون طبقه‌بندی شده بر اساس چهار ویژگی (۲×۲×۲×۲) استفاده شد، و سپس با بسط مدل‌های q فاکتور هو، زو و ژانگ (۲۰۱۵) و q فاکتور تعدیل‌شده با عامل رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار هو، مو، زو و ژانگ (۲۰۱۸) با استفاده از عامل بازده مورد انتظار مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری که ویژگی‌های اثرگذار بر رشد سود مورد انتظار و بازده آتی را در یک عامل فشرده کرده است، عملکرد آنها در توضیح الگوهای مختلف بازده سهام ارزیابی شد. باتوجه به نتایج پژوهش اضافه شدن عامل بازده مورد انتظار به مدل‌های فوق باعث شده است که عملکرد این مدل‌ها در توضیح الگوهای مختلف بازده سهام در هر دو دسته دارایی‌های آزمون (با لحاظ کردن ویژگی بازده مورد انتظار شرکت و بدون لحاظ کردن ویژگی بازده مورد انتظار شرکت) بهبود یابد؛ که این موضوع در دارایی‌های آزمونی که در ساخت آنها از ویژگی بازده مورد انتظار استفاده شده است مشهودتر است. همچنین

www.SID.ir

Archive of SID

در تعدادی از دارایی‌های آزمون بررسی شده در پژوهش حاضر نظیر، ۲۵ سبد مرتب شده برمبنای ویژگی‌های سرمایه‌گذاری و رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار، ۲۵ سبد مرتب شده برمبنای ویژگی‌های سرمایه‌گذاری و B/M، ۱۶ سبد مرتب شده برمبنای ویژگی‌های رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار و B/M، ۱۶ سبد مرتب شده برمبنای ویژگی‌های سودآوری و اندازه و ۱۶ سبد مرتب شده برمبنای ویژگی‌های B/M، سودآوری، سرمایه‌گذاری و رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار، برای برخی از مدل‌های مورد بررسی پژوهش، نتایج مورد انتظار حاصل نشد. همانگونه که مشخص است تمام دارایی‌های آزمون ذکر شده فوق، از دسته دارایی‌های آزمونی هستند؛ که ویژگی بازده مورد انتظار در ساختار آنها استفاده نشده است و لذا این موضوع تاکید مضاعف بر این مهم است که استفاده از ویژگی بازده مورد انتظار در ساختار دارایی آزمون می‌تواند اثرات مطلوب بسط مدل‌های چند عاملی با عامل بازده مورد انتظار مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری را به شکل مشهودتری نشان دهد. هرچند همانگونه که نتایج نشان می‌دهد، بسط مدل‌های چند عاملی با عامل بازده مورد انتظار مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری، در اکثر دارایی‌های آزمون مورد بررسی پژوهش که ویژگی بازده مورد انتظار در ساختار آنها نبود نیز، موجب بهبود عملکرد این مدل‌ها در توضیح الگوهای مختلف بازده سهام می‌شود. همان‌طور که فاما و فرنچ (۲۰۱۸) نیز بیان می‌کنند، نتایج آزمون مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها نسبت به نوع تشکیل پرتفوی‌ها حساس می‌باشند و دارایی‌های آزمون متفاوت ممکن است منجر به نتایج متفاوتی شود، اما در مجموع می‌توان دید که در کلیهٔ دارایی‌های آزمون بررسی شده در جدول (۳) که خروجی نتایج آن در جداول (۹) و (۱۰) ارائه شد، هیچ یک از فرضیه‌های این پژوهش رد نمی‌شود.

از آنجایی‌که انتخاب سبدی، که حداکثر بازده را در کنار ریسک پایین داشته باشد، مدیریت سرمایه‌گذاری را از تجزیه‌وتحلیل اوراق بهادار به سمت مدیریت سبد سوق می‌دهد، اگر بتوان بازده سرمایه‌گذاری را پیش‌بینی و مدل‌هایی ارائه نمود، در واقع شرایط مطمئن‌تری در بازار سرمایه برای تصمیم‌گیری در خصوص سرمایه‌گذاری و تشکیل سبد ایجاد می‌شود؛ که این امر منجر به گسترش سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی می‌شود. برمبنای نتایج مورد انتظار این پژوهش انتظار می‌رود عامل بازده مورد انتظار مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری به عنوان یکی از عوامل موثر بر نرخ بازده، بتواند بازده را دقیق‌تر پیش‌بینی و به تبع آن شرایط مطمئن‌تری را در بازار سرمایه ایجاد کند. بنابراین، به سرمایه‌گذاران و مدیران صندوق‌های سرمایه‌گذاری پیشنهاد می‌شود در تصمیمات خرید، نگهداری و فروش سهام؛ و مدیران در تصمیمات سرمایه‌گذاری ، تأمین مالی و تقسیم سود از نتایج این پژوهش برای افزایش دقت پیش‌بینی بازده و بهبود تصمیم‌گیری‌های خود استفاده کنند.

در این پژوهش دو مدل q فاکتور هو، زو و ژانگ (۲۰۱۵) و q فاکتور تعدیل‌شده با عامل رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار هو، مو، زو و ژانگ (۲۰۱۸) با استفاده از عامل بازده مورد انتظار مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری بسط و امکان بهبود عملکرد آنها در توضیح تفاوت بازده سهام مورد ارزیابی قرار گرفت؛ به پژوهشگران آتی پیشنهاد می‌شود؛ با بسط مدل‌های موجود دیگر با کمک این عامل بنیادی و اساسی امکان بهبود عملکرد این مدل‌ها در توضیح تفاوت بازده سهام را نیز مورد ارزیابی قرار دهند. همچنین می‌توانند از دارایی‌های آزمون طبقه‌بندی شده براساس ویژگی‌های دیگر نظیر

www.SID.ir

Archive of SID

مومنتوم، رشد سرمایه گذاری مورد انتظار و ... نیز جهت ارزیابی عملکرد مدل‌های بسط یافته با عامل بازده مورد انتظار استفاده کنند.

منابع

اصولیان، محمد؛ حسن‌نژاد، محمد؛ سمیعی تبریزی، پدرام (۱۳۹۸). بررسی مدل تعدیل‌شده قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با عامل نقدشوندگی در بازارهای صعودی و نزولی بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*، ۲۱(۲)، ۲۹۳-۳۲۰.

ایزدی نیا، ناصر؛ ابراهیمی، محمد؛ حاجیان نژاد، امین (۱۳۹۳). مقایسه مدل سه عاملی فاما و فرنچ با مدل چهار عاملی کارهارت در تبیین بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۲(۳)، ۱۷-۲۸.

بابالویان، شهرام؛ مظفری، مهردخت (۱۳۹۵). مقایسه قدرت پیش‌بینی مدل پنج عاملی فاما و فرنچ با مدل‌های چهار عاملی کارهارت و q عاملی HXZ در تبیین بازده سهام. *فصلنامه دانش مالی اوراق بهادار*، ۹(۳۰)، ۱۷- ۳۲.

عیوضلو، رضا؛ قهرمانی، علی؛ عجم، علیرضا (۱۳۹۵). بررسی عملکرد مدل پنج عاملی فاما و فرنچ با استفاده از آزمون GRS. *تحقیقات مالی*، ۱۸(۴)، ۶۹۱-۷۱۴.

عیوضلو، رضا؛ هاشمی، یاسمن و قربانی، امیرعلی (۱۳۹۹). مدل قیمت‌گذاری چندعاملی در بازار سرمایه ایران. *فصلنامه چشم‌انداز مدیریت مالی*، ۱۰(۳۲)، ۹-۳۲.

میرزایی، مهدی؛ بت‌شکن، محمود؛ خانی، عبداله (۱۳۹۹). معرفی و آزمون عامل چرخه عمر به منزله عامل مؤثر در توسعه الگوهای چندعاملی قیمت‌گذاری با استفاده از رویکرد رگرسیون‌های پوششی. *فصلنامه مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۸(۳)، ۵۳-۸۴.

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

هاشمی، سیدعباس؛ صمدی، سعید؛ هادیان، ریحانه (۱۳۹۶). ارزیابی تأثیر عامل محدودیت مالی بر توان تبیین بازده سهام توسط مدل‌های سه عاملی فاما و فرنچ، چهارعاملی کارهارت و پنج عاملی فاما و فرنچ. *فصلنامه حسابداری مالی*، ۹(۳۴)، ۱-۳۴.

References

Asness, C., & Frazzini, A. (2013). The devil in HML's details. *Journal of Portfolio Management*, 39(4), 49–68.

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

Babalooyan, SH., & Mozaffari, M. (2016). To Compare the Explanatory Power of the Five-Factor Fama French Model with Carhart and q-Factor Models: Evidences from Tehran Stock Exchange. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 9(30), 17-32. (*in Persian*)

www.SID.ir

Archive of SID

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

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

Chen, L., Novy-Marx, R., & Zhang, L. (2011). An Alternative Three-Factor Model. *Working paper*, Washington University in St. Louis, University of Rochester and The Ohio State University.

Doornik, J. (2009). *An Object-Oriented Matrix Language Ox 6.* London: Timberlake Consultants Press and Oxford: www.doornik.com.

Doornik, J., & Ooms, M. (2007). *Introduction to Ox: An Object-Oriented Matrix Language.* Uk: Timberlake Consultants Press.

Eyvazloo, R., Ghahramani, A., & Ajam, A. (2016). Analyzing the Performance of Fama and French Five-factor Model Using GRS Test. *Financial Research Journal*, *18*(4), 691-714. (*in Persian*)

Eyvazloo, R., Hashemi, Y., Qorbani, A. (2020). Multi-Factor asset pricing model in Iranian Capital Market. *Journal of Financial Management Perspective*, 10(32), 9-32. (*in Persian*)

Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance.* 47(2), 427-465.

Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics*. 33(1), 3-56.

Fama, E. F., & French, K. R. (2018). Choosing Factors. *Journal of financial economics*, 128(2), 234-253.

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

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

Fan, S., & Yu, L. (2013). Does the Alternative Three-Factor Model Explain Momentum Anomaly Better in G12 countries?. *Journal of Finance & Accountancy*, 12.

Fazzari, S., Hubbard, G., & Petersen, B. (1988). Financing constraints and corporate investment. *Brookings Papers of Economic Activity*, 1, 141–195.

Gibbons, M., Ross, S., & Shanken, J. (1989). A Test of the Efficiency of a Given Portfolio. *Econometrica,* 57(5), 1121-1152.

Gilchrist, S., & Himmelberg, C.P. (1995). Evidence on the role of cash flow for investment. *Journal of Monetary Economics*, 36(3), 541-572.

Hashemi, S. A., Samadi, S., & Hadian, R. (2017). Evaluation of the Effect of Financial Constraints Factor on Explanatory Power of Fama-French Three-Factor Model, Carhart

www.SID.ir

Archive of SID

Four-Factor Model and Fama-French Five-Factor Model. *quarterly financial accounting journal*, 9(34), 1-34. (*in Persian*)

Hayashi, F. (1982). Tobin's marginal q and average q: A neoclassical interpretation. *Econometrica,* 50(1), 213–224.

Hou, K., Mo, H., Xue, C., & Zhang, L. (2017). The economics of value investing. *working paper,* The Ohio State University.

Hou, K., Mo, H., Xue, C., & Zhang, L. (2018). q5. *Charles A. Dice Center Working Paper No. 2018-10*; *Fisher College of Business Working Paper No. 2018-03-010*.

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

Izadinia, N., Ebrahimi, M., & Hajiannejad, A. (2014). A Comparison between basic Fama and French three Factor model and basic Carhart four factors Model in Explaining the Stock return on Tehran Stock Exchange. *Asset Management and Financing*, 2(3), 17-28. (*in Persian*)

Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest, and Money*. New York: Harcourt Brace Jovanovich.

Lamont, O. (2000). Investment Plans and Stock Returns. *Journal of Finance,* 55(6), 2719-2745.

Lucas, R. E., & Prescott, E. C. (1971). Investment under uncertainty. *Econometrica*, 39(5), 659–681.

Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, 7(1), 77-91.

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*)

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

Mussa, M. L. (1977). External and internal adjustment costs and the theory of aggregate and firm investment. *Economica***,** 44, 163-178.

Ohlson, J. (1995). Earnings, book values, and dividends in security valuation. *Contemporary Accounting Research*, 11(2), 661–687.

Osoolian, M., HassanNezhad, M., & Samiee Tabrizi, P. (2019). An Investigation on liquidity Risk in Bullish and Bearish of Tehran Security Exchange Market: Insights from liquidityadjusted CAPM. *Financial Research Journal*, 21(2), 293-320. (*in Persian*)

Pastor, L., & Stambaugh, R.F. (2003). Liquidity risk and expected stock returns. *Journal of Political Economy,* 111(3), 642–685.

Penman, S. (2016). Valuation: Accounting for Risk and the Expected Return. *Abacus*, 52(1), 106-130.

www.SID.ir

Archive of SID

Penman, S., & Yehuda, N. (2019). A Matter of Principle: Accounting Reports Convey Both Cash-Flow News and Discount-Rate News. *Management Science*, 65(12), 5449-5956.

Penman, S., & Zhang, X. (2018). A Theoretical Analysis Connecting Conservative Accounting to the Cost of Capital. *Unpublished paper*, Columbia University and University of California, Berkeley.

Penman, S., & Zhu, J. (2018). A Fundamental Factor Model. *working paper,* Columbia University and Fudan University.

Racicot, F. & Theoret, R. (2016). The q-factor Model and the Redundancy of the Value Factor: An Application to Hedge Fund. *Journal of Asset Management*, 17(7), 526-539.

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

Stambaugh, R. F. & Yuan, Y. (2017). Mispricing Factors. *The Review of Financial Studies*, 30(4), 1270–1315.

Tobin, J. (1969). A general equilibrium approach to monetary theory. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1(1), 15–29.

www.SID.ir