پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی
دورهٔ ۱۵ / شمارهٔ ۱ (پیاپی ۵۷)/ بهار ۱۴۰۲
صفحه ۱۸۵ تا ۲۱۰

https://doi.org/10.30495/faar.2023.1927838.3218

ناهنجاری اقلام تعهدی اختیاری، هزینه‌های تحقیق و توسعه، بازده و الگوی مبتنی بر عامل Q

ارسلان اسماعیلی[۱]
حمیدرضا غلام نیاروشن[۲]✉

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۰/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۲/۲۳

چکیده

الگوهای چند عامله که برای پیش‌بینی بازده سهام به کار می‌روند، الگویی‌هایی ایستا بوده و تغییرات پویا در طی بازه‌های زمانی متاثر از عوامل پنهان نظیر سیاست‌های اقتصادی دولت، بحران‌ها و موارد مشابه که به ایجاد نویز در بازده سهام و تغییراتی چون حباب قیمتی و یا افت شدید قیمتی می‌گردند، نیستند. با استفاده از رگرسیون فاما-مک بث در برآورد پویای پارامترهای تأثیرگذاری عوامل و به ویژه تفکیک بین اثرات عوامل پنهان و آشکار مؤثر بر عملکرد آتی شرکت، می‌توان در شرایط متلاطم اقتصاد ایران برآورد دقیق‌تری را ارائه داد. نمونه تصادفی از شرکت‌های بورسی تهران طی مقاطع ماهانه در بازه زمانی ده ساله منتهی به ۱۳۹۷/۱۲/۲۹ مورد آزمون قرار گرفته‌اند. نتایج تحقیق نشان داد که، بر مبنای آزمون گیبونز (۱۹۸۷)، تنها الگوی مبتنی بر الگوی Q قادر به تبیین ناهنجاری‌ها در بازده سهام است و همچنین الگوی مبتنی بر عامل Q قادر به توضیح ناهنجاری اقلام تعهدی اختیاری، هزینه‌های تحقیق و توسعه و بازده (PTH) می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: ناهنجاری اقلام تعهدی اختیاری، ناهنجاری هزینه‌های تحقیق و توسعه، ناهنجاری بازده (PTH)، الگوی مبتنی بر عامل Q.

۱- گروه حسابداری، دانشکده علوم انسانی، واحد بابل، دانشگاه آزاد اسلامی، بابل، ایران. arsalanesmaeli@yahoo.com
۲- گروه حسابداری، دانشکده علوم انسانی، واحد بابل، دانشگاه آزاد اسلامی، بابل، ایران. نویسنده مسئول hamid_r_2057@yahoo.com

نوع مقاله: علمی
http://faar.iauctb.ac.ir

This work is licensed under a Creative Commons Attribution 4.0 International License

۱- مقدمه

جورج و هانگ[1] (۲۰۰۴)، طی پژوهشی در بررسی رفتار بازار سهام نشان داد که ناهنجاری شدید بازده وجود دارد، یعنی شرکت‌هایی که قیمت سهام آنها در سطح نزدیک‌ترین مقدار به بالاترین قیمت سهام شرکت در طی یک سال یا ۵۲ هفته بوده و به تعبیری شرکت‌های دارای ناهنجاری شدید بازده هستند، به طور متوسط بازده بالاتری نسبت به شرکت‌هایی دارند که قیمت سهام آنها در دورترین سطح نسبت به بالاترین قیمت سهام شرکت طی یک سال قرار دارد. پژوهشگران یاد شده این نتیجه را به عنوان واکنش نامطلوب بازار در شکل‌گیری ناهنجاری در قیمت‌های سهام تفسیر می‌کنند زیرا سرمایه‌گذاران از زمان پنجاه و دو هفته به عنوان نقطه مرجع در هنگام ارزیابی تأثیر اطلاعات بر قیمت‌ها استفاده می‌کنند. تفسیر آنها بر مفاهیم رفتار سرمایه‌گذاران تمرکز دارد. در این تحقیق، ناهنجاری شدید بازده را با استفاده از چارچوب مدل‌های مختلف قیمت‌گذاری دارایی‌ها و الگوهای چند عامله و به طور مقایسه‌ای مورد ارزیابی قرار گرفته‌اند. در هر صورت و مبتنی بر هر یک از این الگوها فرض می‌شود که انحرافات در ناهنجاری اقلام تعهدی اختیاری، ناهنجاری هزینه‌های تحقیق و توسعه و ناهنجاری بازده، مثبت وجود داشته باشد.

الگوهای چند عامله شارپ و ترینر[2] (۱۹۶۴)، سه عامله سرمایه‌گذاری فاما و فرنچ[3] (۱۹۹۳)، چهار عامله کارهارت[4] (۱۹۹۷)، پنج عامله فاما و فرنچ (۲۰۱۴) و نهایتا شش عامله روی و شیجین[5] (۲۰۱۸)، بر اساس نظریه سرمایه‌گذاری Q ساخته شده‌اند. نظریه سرمایه‌گذاری Q ابتدا برای قیمت‌گذاری دارایی توسط کوکران[6] (۱۹۹۱) مورد استفاده شد. تحت نظریه سرمایه‌گذاری Q، در راستای سرمایه‌گذاری بهینه، بازده نهایی سرمایه‌گذاری شرکت را با هزینه سرمایه آن معادل می‌کنند. این برابری را می‌توان در قالب الگوی تک عامله *CAPM* یا دیگر الگوهای چندعامله تعریف کرد که در آن بازده مورد انتظار سهام شرکت به عنوان تابع متغیرهایی است که فرصت‌های سرمایه‌گذاری شرکت را توصیف می‌کنند. در یک الگوی دو دوره‌ای، بازده مورد انتظار تابعی از عملکرد سرمایه‌گذاری فعلی و سودآوری مورد انتظار شرکت تعریف می‌شود. در یک مدل چند دوره‌ای، بازده مورد انتظار سهام یا سبد سرمایه‌گذاری بستگی به سرمایه‌گذاری فعلی، سودآوری مورد انتظار و رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار دارد (لیو[7] و همکاران (۲۰۰۹)، لی و ژانگ[8] (۲۰۱۰).

هو[9] و همکاران (۲۰۱۵) آزمون ارزیابی سرمایه‌گذاری *CAPM* را با استفاده از الگوی پیشنهادی بلک[10] و همکاران (۱۹۷۲) و مبتنی بر روی‌کرد پورتفوی مورد استفاده قرار دادند. پژوهشگران یاد شده الگویی مبتنی

1 George, T., Hwang, C
2 Sharpe, William F
3 Fama, E. ,French, K
4 Carhart, Mark
5 Rahul Roy , Santhakumar Shijin
6 Cochrane, John H

بر[1] نظریه سرمایه‌گذاری Q ابداع کردند که شامل یک عامل بازار، یک عامل اندازه، عامل سرمایه‌گذاری و یک عامل‌سودآوری است. الگوی مزبور رشد دارایی سرمایه‌گذاری‌های فعلی را اندازه‌گیری می‌کند. بازده حقوق صاحبان سهام*(ROE)*، که میزان سودآوری فعلی را اندازه‌گیری می‌کند، در نتیجه سودمندی مورد انتظار و رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار است. آنها نشان دادند که الگوی مورد ارزیابی مبتنی بر نظریه سرمایه‌گذاری *Q*از الگوی سه عامله فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و چهار عامله کارهارت (۱۹۹۷) بهتر بوده و طیف وسیعی از ناهنجاری‌ها، از جمله مومنتوم را مورد ارزیابی قرار داده است. محققین مزبور نشان دادند که الگوی مبتنی بر نظریه سرمایه‌گذاری *Q*، از طریق عامل*ROE*، مومنتوم را جذب کرده و این امر نشان می‌دهد که قیمت گذشته سهام حاوی اطلاعاتی در مورد سودآوری مورد انتظار یا رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار یا هر دو می‌باشد. اگرچه ناهنجاری شدید بازده (PTH) و مومنتوم در مفهوم درک اطلاعات موجود در قیمت سهام قبلی متفاوت است، ناهنجاری شدید بازده (PTH) می‌تواند با سودآوری مورد انتظار یا رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار یا هر دوی آن‌ها ارتباط مثبت داشته باشد. با فرض این رابطه مثبت و تنوع مقطعی در بازده سهام انتظار می‌رود پیش‌بینی الگوهای چند عامله سرمایه‌گذاری، برای سهام با ناهنجاری شدید بازده (PTH)، باید درآمد بالاتری درآینده پیش‌بینی نماید. اهمیت بررسی بازده سهام در این است که هدف سرمایه‌گذاران در انجام سرمایه-گذاری، کسب سود است. به منظور تحقق بخشیدن به این امر، سرمایه‌گذاران در دارایی‌هایی که دارای بازدهی بالا و ریسک نسبتا پایینی باشند، سرمایه‌گذاری می‌کنند. چنانچه نرخ بازده یک سرمایه‌گذار بیش از نرخ بازده مورد انتظارش باشد، ارزش آن دارایی بیشتر و ثروت آن افزایش می‌یابد. از این‌رو سهامداران و سرمایه‌گذاران نیازمند شناسایی متغیرهای عمده‌ای هستند که بازده سهام را تبیین نماید. آگاهی از متغیرها و دستیابی به مدل مناسب می‌تواند منجر به بهبود تصمیمات سرمایه‌گذاری آنان گردد (پورحیدری و بیات، ۱۳۸۹). بنابراین در این تحقیق ناهنجاری اقلام تعهدی اختیاری، هزینه‌های تحقیق و توسعه، بازده (PTH) و الگوی مبتنی بر عامل Q پرداخته شده است. این پژوهش با طرح مبانی نظری و پیشینه پژوهش‌های مرتبط با موضوع و همچنین تبیین روش پژوهش و فرضیه‌های برگرفته از مسئله و مبانی نظری پژوهش ادامه یافته و سپس به تشریح نتایج آزمون فرضیه‌ها پرداخته شد و در نهایت نتیجه‌گیری و پیشنهادها بیان می‌شود.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

یکی از الگوهای تبیین اثر سودآوری بر بازده سهام بر پایه نظریه Q در سرمایه‌گذاری است. نظریه Q در ابتدا توسط کوکران (۱۹۹۱، ۱۹۹۶) ابداع گردیده و سپس توسط ژانگ[2] (۲۰۰۸) و هو و همکاران (۲۰۱۵) بسط

7 Liu, L. X
8 Li, D., Zhang, L
9 Hou, Kewei
10 Black, F
2 Zhang, L

داده شد. بر مبنای نظریه Q، "بازده مورد انتظار یک شرکت باید بر اساس تقسیم مزایای آتی حاصل از سرمایه‌گذاری بر سرمایه‌گذاری فعلی، مورد ارزیابی قرار گیرد."

کردستانی (۱۳۸۹) در پژوهشی به بررسی رابطه بین خطای پیش‌بینی سود و بازده غیرعادی سهام شرکت‌های جدیدالورود به بورس اوراق بهادار تهران پرداخت. نتایج پژوهش با استفاده از تحلیل رگرسیون خطی چند متغیره نشان می‌دهد که بین خطای پیش‌بینی سود و بازده غیرعادی سهام شرکت‌های جدیدالورود رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. از آنجا که سود ناشی از سرمایه‌گذاری به موازات سودآوری شرکت افزایش می‌یابد، در حالی که فرض شده همه پارامترهای دیگر تصمیم‌گیری ثابت هستند، نظریه Q نشان می‌دهد که در صورت بالاتر بودن سودآوری شرکت، بازده مورد انتظار شرکت نیز بالاتر خواهد بود. لی و ژانگ (۲۰۱۰) بیشتر به این نکته اشاره کرده‌اند که نظریه Q به این معنی است که"اگر افزایش اصطکاک یا تعارض در منافع سرمایه‌گذاری منجر به افزایش هزینه‌های حاشیه‌ای سرمایه‌گذاری شود، در این صورت سودآوری باید برای شرکت‌هایی که دارای سطح پایین‌تر اصطکاک سرمایه‌گذاری هستند، قوی‌تر باشد".

فان و یو[1] (۲۰۱۳)، بر پایه یافته‌های به دست آمده از پژوهش خود نشان دادند که بعید است که در بازار ایالات‌متحده، عوامل اقتصادی مؤثر سنتی مسئول ایجاد صرف سودآوری یا سودآوری اضافی باشند. صرف سودآوری که به نظر می‌رسد، متأثر از سودآوری اضافی به عنوان جبران عامل خطر ایجاد نمی شود. از سوی دیگر، سان[2] و همکاران (۲۰۱۴)، نیز طی پژوهش مشابهی بر پایه یافته‌های به دست آمده از پژوهش خود به ارائه شواهد جامعی در حمایت از توضیح منطقی اثر سودآوری ارائه شده توسط نظریه Q پرداختند. مطالعه مزبور با الگویی تطبیقی و در سطح بین‌المللی و بر مبنای داده‌های عملکردی شرکت‌های بورسی ۴۱ کشور و بر اساس داده‌های تاریخی در بازه زمانی ۲۰۱۰-۱۹۸۰ به انجام رسید. نتایج به دست آمده از این تحقیق، تأثیر ناخالص سودآوری را در سطح کشورهای برخوردار از اقتصاد توسعه‌یافته با اصطکاک سرمایه‌گذاری کم و در عین حال برخوردار از سطح ریسک سیاسی پایین و دسترسی آسان به سرمایه، نشان داد. یافته‌های به دست آمده از این پژوهش در واقع شواهدی از نظریه Q را ارائه داد. انصاری و همکاران (۱۳۹۴) عوامل مؤثر در ساختار سرمایه و بازده سهام را بررسی کردند. آنها اطلاعات مربوط به ۹۷ شرکت بورسی که اطلاعات آنها در دوره زمانی پژوهش (۱۳۸۹-۱۳۸۰) را با استفاده از رویکرد معادلات ساختاری تجزیه و تحلیل کردند. نتایج حاصل از این پژوهش نشان داد که بازده سهام، سودآوری، ساختار دارایی‌ها، رشد مورد انتظار، اندازه شرکت و نوع صنعت در ساختار سرمایه تأثیرگذار است و عوامل مؤثر در بازده سهام شامل ساختار سرمایه، سودآوری، قیمت سهام و ارزش شرکت است. همچنین یافته‌های پژوهش، نشان‌دهنده وجود ارتباط متقابل میان ساختار سرمایه و بازده سهام است، به‌گونه‌ای که بازده سهام بر اساس نظریه زمان‌بندی بازار در ساختار سرمایه، تأثیر منفی دارد و ساختار سرمایه بر اساس رابطه مستقیم ریسک و بازده در بازده سهام تأثیر مثبت دارد. معصومی

1 Fan, S., & Yu, L
2 Sun,Jerry

و حمیدیان (۱۳۹۲) وجود بازدهی غیرعادی را تنها برای یک هفته پس از اعلان تعدیل سود مورد ارزیابی قرار دادند اما در این تحقیق برای دوره‌های: یک هفته، یک ماه، سه ماه، یک سال و دو سال، وجود PEAD در بورس اوراق بهادار تهران مورد ارزیابی قرار گرفت و با بررسی اطلاعیه‌های تعدیل سود وجود یک پدیده شناخته شده در ادبیات مالی در بورس اوراق بهادار تهران نیز مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. کیسر[1] (۲۰۱۴)، بر مبنای شواهد تجربی به دست آمده از پژوهش خود به توضیح دیگری از تأثیر سودآوری بر بازده سهام مبتنی بر ریسک صرف سود ناخالص پرداخت. نتایج به دست آمده از این پژوهش نشان داد که بین سطح سودآوری شرکت‌های تحت بررسی و میزان اهرم عملیاتی آنها ارتباط مستقیم وجود داشته و به تعبیری شرکت‌هایی که سودآوری بیشتری دارند از اهرم عملیاتی بیشتری برخوردار بوده و عکس آن نیز صادق است. در این پژوهش جهت اندازه‌گیری اهرم عملیاتی از سنجه هزینه‌های ثابت به جمع دارایی‌ها بهره گرفته شده بود. علاوه بر این، نتایج پژوهش یاد شده نشان داد که تفاوت در اهرم عملیاتی در طول زمان و به ازای شرکت‌های مختلف قابل بررسی است. در نهایت نتایج تحقیق نشان داد که در نظر گرفتن اهرم عملیاتی به عنوان عاملی دیگر در الگوی چهار عامله کارهارت (۱۹۹۷)، تأثیر ناچیزی بر صرف ریسک سهام به عنوان متغیر وابسته دارد. از این رو، پژوهشگر نتیجه گرفت که صرف ریسک سود ناخالص به عنوان جبرانی برای تحمل ریسک بالاتر عملیاتی با درجه بالاتر اهرم عملیاتی، در ارتباط است. فروغی و همکاران (۱۳۹۳) به تحلیل تأثیر کیفیت اقلام تعهدی بر بازده بدن شوک جریان نقدی سهام پرداختند. نتایج پژوهش آنان حاکی از آن است که سهام با کیفیت بالای (پایین) اقلام تعهدی، بازده بدون شوک جریان نقدی کمتر (بیشتر) دارند. به طور کلی این پژوهش اهمیت کنترل شوک جریان نقدی در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی را که از بازده‌های تحقق یافته سهام استفاده می‌کنند، مشخص می‌کند. طاهری و صفاری۳۰ (۱۳۹۰) در مقاله‌ای تحت عنوان "بررسی رابطه بین نرخ ارز و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران" به بررسی پرداختند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که شاخص قیمت بازار بورس اوراق بهادار با نرخ حقیقی ارز رابطه مثبت دارد.

۳- الگوهای چند عامله و نظریه Q

مهم‌ترین زمینه کاربرد نظریه Q عبارت از ارزشیابی دارایی‌های سرمایه‌ای نظیر سهام شرکت‌ها یا سبدهای سرمایه‌ای مبتنی بر الگوهای چند عاملی و همچنین ناهنجاری اقلام تعهدی اختیاری، هزینه‌های تحقیق و توسعه و بازده (PTH) است. در این الگوها به طور کلی متغیر وابسته صرف ریسک سهام مبنایی برای ارزیابی سرمایه‌گذاری در سهام و عوامل مختلف مؤثر بر این متغیر و به تعبیری متغیرهای توضیحی به عنوان عوامل توضیحی، مؤثر بر صرف ریسک سهام یا متغیرهای پیش‌بینی‌کننده آن تلقی می شوند که در این بخش از ادبیات تحقیق به این الگوها اشاره شده است.

1 Geyser

الف) مدل سه بعدی:

بر اساس مطالعه‌ای مبتنی بر نمونه‌ای از سهام ایالات‌متحده برای دوره ژانویه ۱۹۷۲ تا دسامبر ۲۰۱۰، چن و همکاران[1] (۲۰۱۰) یک الگوی جای گزین سه عامله در ارزیابی دارایی را که حاوی عامل بازار، عامل سرمایه-گذاری و بازدهی از ارزش سهام است، ایجاد کرد. گرچه مدل سه بعدی فاما-فرنچ می‌تواند توضیحی برای ناهنجاری‌های مختلف بازار سرمایه ارائه دهد که الگوی تک عامله *CAPM* قادر به توضیح آن نبوده است، ناهماهنگی‌های برجسته‌ای وجود دارد که مدل سه بعدی مزبور نمی‌تواند آنها را توضیح دهد. معیارهای مهم در میان چنین ناهنجاری‌ها عبارتنداز: رابطه منفی بازده متوسط با درماندگی مالی، مسائل مربوط به سهام خالص، نوسانات فردی و رشد دارایی و رابطه مثبت میانگین بازده با حرکت و سودهای نامتعارف است. الگوی جدید یاد شده توانست این ناهنجاری‌ها را حساب کند. علاوه بر این، عوامل مورد استفاده در این مدل مفهومی به عنوان سنجه‌های ریسک نسبت به عوامل فاما-فرنچ، تلقی می‌شوند. کیلزگارد و ویتروف[2] (۲۰۱۱)، بر پایه دستاوردهای پژوهش خود به مقایسه عملکرد الگوهای تک‌عامله *CAPM*، سه‌عامله فاما-فرنچ و سه‌عامله جدید، بر مبنای داده‌های عملکردی شرکت‌های بورسی فعال در بورس اوراق بهادار لندن در طی جولای ۲۰۰۲ تا مارس ۲۰۱۱ را مورد مقایسه قرار دادند. نتایج این تحقیق نشان داد که هر دو الگوی سه‌عامله به طور پیوسته بهتر از الگوی تک‌عامله *CAPM* موفق به ارزیابی دارایی‌های سرمایه‌ای شده اند. عملکرد کلی مدل چند عامله سه بعدی برای اوراق بهادار مختلف، مشتمل بر: اوراق بهادار طبقه‌بندی سه‌گانه بر اساس اندازه، بازده حقوق صاحبان سهام و سرمایه‌گذاری به دارایی، اندازه *BE/ME* مرتب شده اوراق بهادار، اوراق بهادار بر اساس مسائل مربوط به سهام خالص، اوراق بهادار تشکیل شده در استاندارد درآمد غیر منتظره، اوراق بهادار تشکیل شده بر اساس رشد دارایی و اوراق بهادار صنایع، مقایسه شده و نتایج تحقیق نشان داد که قدرت توضیح‌دهندگی الگوی سه عامله پیشنهادی در همه موارد نسبت به الگوی سه بعدی فاما-فرنچ برتر نبوده است.

فان و یو (۲۰۱۳) نیز طی پژوهشی مشابه سعی به بررسی قدرت توضیح‌دهندگی الگوی جدید سه عامله در پیش‌بینی انحرافات در مومنتوم پرداخته و نشان دادند که در این زمینه قدرت توضیح‌دهندگی الگوی سه‌عامله جدید در قیاس با الگوی سه‌عامله فاما و فرنچ بیشتر است. در این تحقیق از داده‌های کشورهای پیشرفته در بازه زمانی سال‌های ۱۹۸۹ تا ۲۰۰۹ بهره گرفته شد. این مطالعه نشان داد که مدل سه بعدی فاما و فرنچ نتوانست به تبیین بازده‌های نامتعارف شتاب که در اغلب کشورهای مورد بررسی وجود داشت، بپردازد. در حالی که الگوی جدید سه‌عاملی قادر به تبیین این نوسانات پرداخته و استفاده از الگوی جدید سه‌عاملی موجب کاهش قابل توجهی در ارزش آلفا شد. اگرچه بازده غیر طبیعی همچنان به لحاظ آماری معنی دار بود، اما به نظر می‌رسد که مقدار کاهش یافته الگوی چندعامله جدید را در تبیین اثرات مومنتوم موفق‌تر از الگوی سه عامله فاما و فرنچ و آن هم در سطح جهانی نشان دهد.

1 Chen, L
2 Gizzard & Vitrof

ب) الگوی عامل Q

هو و همکاران (۲۰۱۴الف) به ارائه یک الگوی چندعامله مبتنی بر نظریه Q پرداخت که شامل چهار عامل توضیحی بود. این عوامل توضیحی مشتمل بر: عامل بازار، عامل اندازه، عامل سرمایه‌گذاری و عامل سودآوری، بودند. به طور کلی، به استثنای $R\&D$ در بازار و ناکارآمدی تخصیص عملیاتی، عامل Q به اندازه کافی خوب بوده و به تعبیری بهتر از الگوهای سه عامله فاما و فرنچ و چهار عامله کارهارت عمل کرده و نتایج متفاوتی را در زمینه توضیح دهندگی عوامل مومنتوم، سرمایه‌گذاری و سودآوری به دست می‌آورد. تنها در رده ارزش در مقابل رشد، سه مدل مورد بررسی عملکرد معادل آن را نشان می‌دهد. تحلیل عمیق‌تر یافته‌های تحقیق مزبور نشان داد که عامل اندازه سهم بسیار زیادی را در موفقیت الگوی جدید داشته است.

هو و همکاران (۲۰۱۴ب) در پژوهش خود به مقایسه مستقیم بین الگوی چند عامله مبتنی بر نظریه Qخود و الگوی پنج عامله فاما-فرنچ در پایگاه های مفهومی و تجربی ارائه داد. الگوی پنج عامله با الگوی پیشنهادی وی از کاهش در تقسیم سود سهام الهام گرفته شده است، در حالی که مدل چهار عامله آن بر مبنای الگوی عامله مبتنی بر نظریه از سرمایه‌گذاری تبیین شده است. پژوهشگران یاد شده بر این باور بودند که چهار نگرانی مفهومی نشان می‌دهد که نظریه Q اساسا نسبت به الگوی کاهش در سود تقسیم شده برای ترکیب عوامل سودآوری و سرمایه‌گذاری در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی، شیوه جدیدی را پیشنهاد می‌دهد. بر اساس این الگو عوامل درونی و داخلی، به طور غیرمستقیم با یک دوره زمانی که از نظر مالی مورد بررسی قرار گرفته تبیین می‌شود. هرچند ارزشیابی صورت گرفته پیشنهاد می‌کند که ارزش‌های بازدهی را در داده‌ها نشان دهد. یافته‌های پژوهش اغلب همبستگی مثبت بین سرمایه‌گذاری مورد انتظار و بازده مورد انتظار سال پیش را نشان داده و در عین حال نتایج مزبور نشان داد که سرمایه‌گذاری گذشته قادر به پیش‌بینی سرمایه-گذاری آینده نیست. از لحاظ تجربی، الگوی چند عامله مبتنی بر نظریه Q، در مقایسه با مدل پنج عامله فاما و فرنچ، به ویژه در تبیین قیمت، سود و ناهنجاری‌های سودآوری در بازار ایالات‌متحده از ژانویه ۱۹۶۷ تا دسامبر ۲۰۱۳، نشان‌دهنده عملکرد برتر است. این یافته‌ها برای تغییرات در چارچوب تحقیق، از قبیل استفاده از نقاط پایانی مختلف و طرح‌های وزن بازگشتی در تشکیل و آزمون اوراق بهادار، در ارائه سازه‌های جایگزین به عنوان عوامل توضیحی و استفاده از پیش‌بینی‌های غیرمستقیم خطاهای قیمت‌گذاری، قوی است. نظریه سرمایه‌گذاری Q توسط برینارد و توبین[1] (۱۹۶۸) و توبین(۱۹۶۹ و ۱۹۷۸)، بسط داده شده ولی این نظریه در ابتدا پایه و اساس نظریه بر مبنای نظریه کینز[2] (۱۹۳۶) است. کینز (۱۹۳۶) از نئوکلاسیک‌های جدید در عرصه اقتصاد، در این زمینه تصریح کرده است: "تغییر روزانه بورس اوراق بهادار اجتناب ناپذیر بوده و به عنوان یک عامل مؤثر و یک متغیر توضیحی بر نرخ سرمایه‌گذاری فعلی، تأثیر می‌گذارد. از آن جهت که ساختن یک شرکت جدید با هزینه‌ای بیشتر از آن چه که به ازای آن یک شرکت مشابه موجود می‌تواند خریداری شود،

1 Brainard & Toein
2 Kinz J.T

معنی ندارد. در حالی که انگیزه‌ای برای یک پروژه جدید وجود دارد که ممکن است یک مبلغ عجیب به نظر برسد، در صورتی که بتواند در بورس اوراق بهادار با سود فوری شناور شود". الگوی پیشنهادی مبتنی بر نظریه سرمایه‌گذاری Q فرض کرده است که هزینه‌های سرمایه‌گذاری به طور مثبت با متوسط Q در ارتباط هستند. این نسبت که به عنوان نسبت ارزش مالی شرکت به هزینه جایگزینی سهام موجود تعریف می‌شود. چرینکو[1] (۱۹۹۳) به طور خاص، الگوی پیشنهادی مبتنی بر نظریه سرمایه‌گذاری Q برای رسیدگی به دو مشکل اساسی در نظریه نئوکلاسیک و نظریه شتاب‌دهنده سرمایه‌گذاری مطرح شده است.

اولین مشکل، فرایند تعدیل سرمایه بود که ابتدا در هر دوره، در الگوی نئوکلاسیک و الگوی پیشنهادی مبتنی بر نظریه سرمایه‌گذاری Q، به صورت لحظه‌ای و کامل پذیرفته شده و در آن هزینه تعدیل به عنوان یک تابع بسیار محدب توصیف شده است. هزینه سازگاری محدب در ابتدا توسط جورگنسون[2] (۱۹۶۳)، آیزنر و استروتز[3] (۱۹۶۳)، لوکاس[4] (۱۹۶۷) و گولد[5] (۱۹۶۸) پیشنهاد شده و در آن عملکرد تابع تعدیل را در تابع حداکثرسازی ارزش شرکت طی مدل نئوکلاسیک قرار داد.

مشکل دوم، این بود که نقش انتظارات در فرصت‌های سرمایه‌گذاری در آینده با مطالعات قبلی مورد ارزیابی قرار نگرفته است و بریناردو توبین (۱۹۶۸) و توبین (۱۹۶۹) در راستای حل این مشکل تلاش کرده‌اند. محققین یاد شده فرض کرده‌اند که سرمایه‌گذاری تا زمانی صورت می‌گیرد که ارزش بازار دارایی برابر با هزینه جایگزینی دارایی‌ها باشد، ایکلاند[6] (۲۰۱۰). بر اساس این فرض و به شرح زیر تعریف شده است:

$$\left(\frac{I}{K}\right)_t = \beta[Q_t - 1] + u_t$$

در حالی که در این رابطه $\beta = 1/\alpha$، u_t به عنوان جزء اخلال در برآورد رابطه و Q نیز به عنوان Q نهایی تلقی می‌شود. در این رابطه Q برابر با نسبت قیمت سایه‌ای به هزینه هر واحد از جایگزینی سرمایه است. ارزش Q به ارزیابی تأثیر یک دلار اضافی سرمایه‌گذاری بر مبنای ارزش فعلی سود کمک می کند، بنابراین، شرکت تصمیم می‌گیرد که سهام سرمایی را اگر Q بالا باشد، افزایش داده و در صورت پایین بودن آن، سهام سرمایه را پایین بیاورد. متغیر Q نهایی غیر قابل مشاهده بوده و بر این اساس اطلاعات مربوط به آن در دسترس نیست. برای حل این مشکل، توبین (۱۹۶۹) به جای Q نهایی از متوسط Q بهره می‌گیرد. جهت محاسبه مقدار متوسط این متغیر، نسبت ارزش بازار شرکت به هزینه جایگزینی آن مورد استفاده قرار می‌گیرد. استفاده از Q متوسط

1 Cherinko P
2 Jorgenson, E. W
3 Eisner, R
4 Locus, k
5 Guled, J
6 Eklund, J

به جای Q نهایی، از آن جهت صورت گرفته که احتمال ریسک سرمایه‌گذاری به سمت نامحدود بودن میل می‌نماید.

هایاشی[1] (۱۹۸۲)، در زمینه حل این مشکل تحقیقاتی به انجام رسانیده و بر پایه نتایج به دست آمده تصریح کرده اند که Q نهایی و میانگین Q همانند یکدیگر و در با یک دیگر برابر و در سطح پایه برابر واحد بوده و به تعبیری $Q_m = Q_a = 1$ هستند، مشروط بر اینکه شرکت در وضعیت رقابت کامل قرار داشته و عملکرد تولید و خدمات آنها همگن خطی است. اگر این شرایط نقض شود، رابطه سرمایه‌گذاری احتمالا منحرف می‌شود. استفاده از الگوی پیشنهادی مبتنی بر نظریه سرمایه‌گذاری Q برای صنایع مختلف، پرسش در مورد چگونگی محاسبه متغیر Q را در عمل افزایش داده است. برخی از روش‌های محاسبه مختلف ارائه شده توسط محققین مختلف بر اساس زمینه تحقیق خاصی که نسبت Q به آن استفاده شده‌اند وجود دارد. پترز و تیلور[2] (۲۰۱۷) در سرمایه و سرمایه‌گذاری نامشهود تحقیق کرده و متغیر Q را محاسبه می‌کنند. زیرا نسبت کل سرمایه‌گذاری شامل سرمایه‌گذاری در سرمایه فیزیکی و نامشهود به کل سهام سرمایه شامل سهام فیزیکی و غیرمستقیم سرمایه می‌شود. علاوه بر این هال[3] (۲۰۰۱) متغیر Q را به عنوان نسبت ارزش ادعای مالکیت به دارایی‌های شرکت، کمتر از ارزش دفتری موجودی، به هزینه جایگزینی تجهیزات و ساختار تعریف کرد.

فاما و فرنچ (۲۰۱۶) توانایی الگوی پنج عامله خود را برای تبیین ناهنجاری‌های در بازده سهام مورد ارزیابی قرار دادند. در این ارزیابی ازاقلام تعهدی، مسائل مربوط به سهمیه سهام، مومنتوم و نوسانات، و الگوی سه بعدی بهره گرفته شد. نتایج این پژوهش نشان داد که به استثنای اثر تساوی و حرکت، الگوی پنج عامله، به طور جزئی یا به طور کامل میانگین نوسانات بازده را که توسط الگوی سه بعدی خود در بازار ایالات‌متحده در طی دوره از ژوئیه ۱۹۶۳ تا دسامبر ۲۰۱۳ به دست نیامده بود، رها کرد. تحلیل‌های اضافی در این تحقیق نشان داد که بازده غیر طبیعی بیشتر در سهام کوچک، به ویژه در سهام شرکت‌های بسیار کوچک متمرکز بود.

فاما و فرنچ (۲۰۱۷) همچنین قابلیت استفاده از الگوی پیشنهادی پنج عامله خود را در همان چهار منطقه مورد مطالعه توسط کاکیسی[4] (۲۰۱۵) و با داده‌های عملکردی و نمونه تقریبا مشابه یعنی در بازه زمانی ژوئیه ۱۹۹۰ تا اکتبر ۲۰۱۵، مورد آزمایش قرار دادند. این مطالعه توضیح‌دهندگی الگوی پنج عامله در سطح جهانی را رد کرد. در عین حال، با وجود اینکه توان الگو در آزمون‌های قیمت‌گذاری رسمی دارایی رد شد، نسخه محلی الگوی پنج عامله توانست ضریب بیشتر سودآوری عملیاتی و الگوهای سرمایه‌گذاری را در بازده متوسط، در قیاس با الگوهای سه بعدی نشان داد. یافته‌های این پژوهش با پژوهش کاکیسی (۲۰۱۵) در تعارض بود. با این حال، مشابه یافته‌های پژوهش کاکیسی، نتایج این پژوهش نشان داد که عملکرد نسخه جهانی این مدل

1 Hayashi
2 peters & tyler
3 Hull, J
4 Kakisi, V

رضایت بخش نیست. این تحقیق همچنین نتایج پژوهش قبلی محققین در سال ۲۰۱۵ را تایید کرده است که کمبود اصلی این مدل ناتوانی در جذب بازده کم و انتظارات شرکت‌های کوچک است که بارهای عامل مشابه شرکت‌هایی هستند که به رغم سودآوری اندک، به شدت سرمایه‌گذاری می‌کنند.

۴- فرضیه‌های پژوهش

در تحقیق حاضر ابتدا عقیده خود را بر مبنای تئوری‌های موجود، به صورت فرضیه طرح کرده‌ایم و در مراحل بعدی آن فرضیه را مورد واکاوی علمی قرار داده‌ایم تا صحت و سقم آنها معلوم گردد. همچنین ناهنجاری بازده (PTH) بر مبنای الگوی مبتنی بر عامل Q قابل اندازه‌گیری است و ارزیابی ناهنجاری‌های اقلام تعهدی عملیاتی (OA) و هزینه‌های تحقیق و توسعه به ارزش بازار (RD/M) بر مبنای الگوی مبتنی بر عامل Q نیز قابل اندازه‌گیری است.

۵- روش پژوهش

روش کلی پژوهش حاضر به جهت ارائه الگوی پیشنهادی و تبیین مبانی آن از جهت هدف نظری و به دلیل داشتن آرمان کمک به بهبود در تصمیم‌گیری‌ها از نظر هدف کاربردی بوده، بنا به استفاده از داده‌های عملکردی تاریخی متکی به طرح تحقیق پس روی دادی به انجام رسیده، به علت استفاده از ترکیب‌های تصادفی در تشکیل سبدهای سرمایه‌گذاری در مطالعه جامعه آماری در بیان مشاهدات نمونه‌ای از روش استنتاج توصیفی و در قضاوت نسبت به جامعه آماری ازروش استنتاج استقرایی بهره گرفته و نهایتا به دلیل استفاده از داده‌های غیر قضاوتی عملکردی و الگوهای اقتصادسنجی مقطعی در برآورد بازده و تابلویی در تعیین روابط بین متغیرها، از نظر ماهیت داده‌ها و روش تحلیل از نوع غیرقضاوتی یا کمی بوده است. اطلاعات مورد استفاده در این پژوهش از صورت‌های مالی و یادداشت‌های پیوست صورت‌های مالی و همچنین از اطلاعات اولیه تابلوی بورس (گردآوری شده در نرم افزار ره‌آورد نوین و بانک اطلاعاتی اداره آمار شرکت بورس) استفاده شده است. جامعه آماری این تحقیق عبارت از شرکت های منتخب بورسی تهران است که بر مبنای فرآیند حذفی سیستماتیک به ۱۳۵ شرکت محدود گردیده ولی در تشکیل سبدهای سرمایه‌گذاری از الگوی انتخاب تصادفی بهره گرفته و شیوه استنتاج استقرایی محقق گردیده است. نوع داده‌های مورد استفاده در این تحقیق در برآورد بازده مقطعی سهام از نوع مقطعی و در تعیین روابط بین متغیرها در تناظر با فرضیه‌های تحقیق از نوع تحلیل داده‌های تابلویی بوده است.

۵-۱- مدل و متغیرهای پژوهش

در یک الگوی دو مرحله‌ای ساده، بر مبنای الگوی پیشنهادی هو، شو و ژانگ (۲۰۱۵) که از این پس به اختصار *HXZ* (۲۰۱۶) نامیده می شود این نظریه را می‌توان در قالب رابطه ۱ تعریف کرد:

$$E_t[r^s_{it+1}] = \frac{E_t[\prod_{it+1}/A_{it+1}]+1}{1+a(I_{it}/A_{it})} \qquad (۱)$$

در حالی که در این رابطه A ارزش دفتری دارایی‌ها برای شرکت i در تاریخ t است، I سطح سرمایه‌گذاری است و $a> 0$ یک پارامتر ثابت در تابع تعدیل هزینه دارایی است. منطبق بر تعدیل درجه دوم هزینه‌ها، هزینه‌های نهایی شرکت به ازای اضافه کردن یک واحد اضافی دارایی در زمان t برابر با $1 + a\ (I_{it} / A_{it})$ می باشد. هزینه نهایی یاد شده در واقع مجموع هزینه‌های نهایی واحد دارایی سرمایه‌گذاری شده و تعدیلات نهایی هزینه است. شمارنده، $Et[\prod_{it+1}/A_{it+1}] + 1$، بازده مورد انتظار برای این سرمایه‌گذاری اضافی در دوره زمانی $t + 1$ است که شامل بازده مورد انتظار و ارزش نهایی واحد دارایی می‌باشد. بنابراین $(E_t[\prod_{it+1}] + 1)/[1 + a\ ]\ (I_{it} / A_{it})$ بازده سرمایه‌گذاری مورد انتظار یک واحد نهایی دارایی است. بدون در نظر گرفتن اهرم مالی و در واقع با فرض عدم استفاده از تأمین مالی خارجی و استقراض، هزینه سرمایه برابر است با بازده مورد انتظار $Et[r^s_{t+1}]$، و در این صورت سطح سرمایه‌گذاری شرکت در صورتی بهینه می‌شود که بازده سرمایه‌گذاری مورد انتظار برابر با بازده سهام انتظار به ازای واحد سرمایه‌گذاری نهایی باشد. چنین موازنه‌ای است که ژانگ (۲۰۱۵) به عنوان الگوی ارزیابی دارایی‌های سرمایه‌ای یا CAPM اشاره دارد. بر اساس آن چه که در تبیین الگوی ارزیابی بازده سرمایه‌گذاری بر مبنای نظریه Q و با فرض چند دوره‌ای بودن بازگشت سرمایه، الگوی ارزیابی به شرح رابطه ۲ و به شرح زیر تعریف خواهد گردید که نسبت به رابطه قبلی در بردارنده متغیرهایی اضافی است:

$$E_t[r^s_{it+1}] = \frac{E_t[\prod_{it+1}/A_{it+1}]+(a/2)E_t[(I_{it+1}/A_{it+1})^2]+(1+aE_t[I_{it+1}/A_{it+1}])}{1+a(I_{it}/A_{it})} \qquad (۲)$$

که در این رابطه جزء $(a/2)\ Et\ [\ (I_{it+1}/A_{it+1})^2]$، عبارت از صرفه‌جویی مورد انتظار در هزینه‌های تعدیل شده در مقطع زمانی $t + 1$ است که از یک واحد اضافی سرمایه‌گذاری در مقطع زمانی t به دست می‌آید و $1 + a\ Et\ [\ I_{it+1} / A_{it+1}\ ]$ + نیز ارزش پیوسته یک واحد سرمایه‌گذاری در مقطع زمانی t می‌باشد و $(1 + a\ Et\ [\ Iit+1 / Ait+1]) / [(1 + a\ (I_{it} /A_{it})]$ تقریبا برابر با $Et[I_{it} + The1 / I_{it\ intuition}]$ است. با معادل قرار دادن این عبارت‌ها، انتظار می‌رود نرخ رشد سرمایه‌گذاری پایین‌تر در تاریخ t با سرمایه‌گذاری بیشتر در تاریخ t+1 به عنوان مثال، رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار بالا)، صرفه‌جویی در هزینه و ارزش پیوسته بازده سرمایه‌گذاری شرکت را برای بازبینی مورد نیاز بازار متوقف کنید. این جزء بازده سرمایه‌گذاری از مدل دو دوره‌ای موجود نیست.

۶-یافته‌های پژوهش

ناهنجاری بازده *(PTH)* و الگوی مبتنی بر عامل *Q*

اولین بخش پردازش و تحلیل ارتباط بین متغیرها در این پژوهش به بررسی عملکرد الگوی مبتنی بر عامل *Q* تعریف شده توسط HXZ (۲۰۱۵)، با در گرفتن ناهنجاری *PTH* نسبت به سایر الگوهای چند عاملی است. در این بررسی فرض شده است که ناهنجاری بازده (PTH) بر مبنای الگوی مبتنی بر عامل Q قابل اندازه‌گیری است. بر اساس داده‌های مربوط به سبدهای سرمایه‌گذاری تعریف شده در این پژوهش ناهنجاری های در بازده سهام با استفاده از الگوی مبتنی بر عامل *Q* و الگوهای چند عامله برآورد و به شرح جدول ۱ خلاصه گردیده است. گفتنی است در این برآورد جهت فراهم آوردن تجانس بین داده‌ها، سبدهای سرمایه‌گذاری (یعنی D_1 تا D_{10}) بر پایه بازده به دهک‌های یک تا ده تقسیم گردیده و به ازای هر دهک به صورت جداگانه برآورد رگرسیونی صورت گرفته است:

جدول ۱- ناهنجاری‌های بازده سهام

الف) بازده متوسط وزنی(*ALL & VW*)													
مدل	***D1***	***D2***	***D3***	***D4***	***D5***	***D6***	***D7***	***D8***	***D9***	***D10***	***H-L***	*Ave. |α|*	*P(GRS)*
عوامل تعدیل شده بازده (به عنوان مثال مقادیر آلفا)													
Ret-rf	۰/۱۲ (۰/۰۹)	۰/۳۵ (۱/۲۵)	۰/۴۸ (۱/۹۵)	۰/۵۶ (۲/۱۸)	۰/۵۷ (۲/۲۹)	۰/۵۹ (۲/۳۸)	۰/۶۰ (۲/۶۸)	۰/۶۲ (۲/۸۷)	۰/۶۳ (۲/۹۹)	۰/۶۵ (۳/۰۵)	۰/۵۳ (۲/۵۵)	۰/۵۷	**۰/۰۰۰**
تک عامله	-۰/۲۹ (-۲/۶۱)	-۰/۲۲ (-۲/۰۵)	-۰/۱۵ (-۱/۵۴)	-۰/۰۸ (-۰/۷۶)	۰/۰۲ (۰/۰۶)	۰/۱۱ (۱/۲۵)	۰/۱۵ (۱/۳۵)	۰/۲۱ (۱/۹۹)	۰/۲۶ (۲/۲۸)	۰/۲۹ (۲/۶۹)	۰/۵۸ (۲/۳۴)	۰/۳۰	**۰/۰۰۳**
سه عامله	-۰/۳۸ (-۲/۹۸)	-۰/۲۷ (-۲/۶۸)	-۰/۲۰ (-۱/۹۹)	-۰/۱۱ (-۰/۹۷)	۰/۰۳ (۰/۱۵)	۰/۲۵ (۱/۶۹)	۰/۲۹ (۱/۹۷)	۰/۳۸ (۲/۵۸)	۰/۴۵ (۲/۶۹)	۰/۴۹ (۳/۰۸)	۰/۸۷ (۳/۲۹)	۰/۹۳	**۰/۰۱۲**
کارهارت	-۰/۱۰ (-۳/۳۳)	-۰/۰۸ (-۳/۰۲)	-۰/۰۶ (-۱/۸۵)	-۰/۰۲ (-۰/۵۵)	۰/۰۱ (۰/۰۲)	۰/۰۵ (۰/۹۹)	۰/۰۷ (۱/۲۶)	۰/۰۸ (۱/۹۸)	۰/۱۰ (۲/۲۸)	۰/۰۸ (۲/۶۴)	۰/۱۸ (۲/۴۳)	۰/۱۳	**۰/۰۴۹**
پنج عامله	-۰/۴۹ (-۲/۲۸)	-۰/۲۸ (-۱/۹۸)	-۰/۱۶ (-۱/۸۴)	-۰/۱۱ (-۱/۲۵)	۰/۰۶ (۰/۱۶)	۰/۱۹ (۰/۸۷)	۰/۲۹ (۰/۹۹)	۰/۳۳ (۱/۵۳)	۰/۳۶ (۱/۸۹)	۰/۳۹ (۲/۰۲)	۰/۸۸ (۲/۶۸)	۰/۵۸	**۰/۰۰۲**
الگوی ***Q***	-۰/۰۷ (-۰/۳۸)	۰/۰۱ (۰/۰۹)	۰/۰۸ (۰/۷۳)	۰/۱۳ (۰/۸۳)	۰/۱۰ (۱/۰۸)	۰/۰۷ (۱/۳۸)	۰/۰۳ (۱/۹۶)	۰/۰۵ (۲/۰۵)	۰/۰۶ (۲/۱۶)	۰/۰۵ (۲/۲۸)	۰/۹۴ (۲/۱۹)	۰/۰۵	**۰/۱۴۹**
بارهای عاملی مبتنی بر *Q*													
ROE	-۰/۸۲ (-۳/۶۸)	-۰/۷۰ (-۳/۶۹)	-۰/۵۳ (-۳/۳۵)	-۰/۱۵ (-۲/۰۲)	۰/۰۹ (۱/۲۹)	۰/۱۳ (۱/۸۹)	۰/۱۵ (۲/۲۵)	۰/۱۸ (۲/۵۸)	۰/۲۱ (۲/۹۲)	۰/۲۳ (۳/۱۹)	۱/۰۵ (۲/۳۸)		
I_A	-۰/۴۱ (-۰/۵۸)	-۰/۳۲ (-۰/۵۰)	-۰/۲۳ (-۰/۴۳)	-۰/۱۱ (-۰/۳۵)	۰/۰۵ (۰/۲۵)	۰/۰۹ (۰/۳۷)	۰/۲۰ (۰/۴۶)	۰/۲۸ (۰/۵۸)	۰/۲۹ (۰/۶۸)	۰/۳۲ (۰/۷۶)	۰/۷۳ (۰/۶۸)		
ME	۰/۳۵	۰/۲۸	۰/۲۱	۰/۱۶	۰/۱۱	۰/۰۹	۰/۰۳	-۰/۰۵	-۰/۱۵	-۰/۲۷	-۰/۶۲		

		(-۰/۹۹)	(-۰/۶۸)	(-۰/۵۹)	(-۰/۲۸)	(۱/۹۸)	(۲/۱۵)	(۳/۰۲)	(۲/۳۵)	(۲/۹۶)	(۳/۲۱)	(۳/۳۸)	
MKT		-۱/۱۴ (-۲/۸۵)	-۰/۰۳ (-۱/۹۶)	۰/۰۳ (۲/۰۵)	۰/۱۸ (۲/۱۸)	۰/۳۱ (۲/۲۴)	۰/۴۲ (۲/۵۶)	۰/۶۰ (۳/۱۰)	۰/۷۵ (۳/۳۹)	۰/۸۹ (۴/۰۱)	۱/۰۲ (۴/۲۸)	۱/۱۱ (۵/۱۹)	
ب) بازده متوسط معمولی(*ALL & VW*)													
مدل	***Ave. |α|***	***H-L***	***D10***	***D9***	***D8***	***D7***	***D6***	***D5***	***D4***	***D3***	***D2***	***D1***	P(GRS)
عوامل تعدیل شده بازده (به عنوان مثال مقادیر آلفا)													
Ret-rf	۰/۴۱	۰/۶۸ (۲/۶۸)	۰/۷۳ (۳/۵۷)	۰/۷۱ (۳/۲۳)	۰/۶۷ (۲/۹۶)	۰/۵۹ (۲/۲۶)	۰/۴۷ (۱/۹۹)	۰/۳۴ (۱/۶۹)	۰/۲۵ (۱/۲۸)	۰/۱۹ (۰/۹۹)	۰/۱۳ (۰/۳۱)	۰/۰۵ (۰/۰۹)	
تک عامله	۰/۶۳	۱/۰۳ (۳/۳۸)	۰/۲۷ (۳/۳۲)	۰/۲۳ (۲/۹۹)	۰/۱۹ (۲/۸۶)	۰/۱۶ (۲/۳۹)	۰/۱۱ (۲/۰۹)	۰/۰۲ (۱/۹۹)	-۰/۰۲ (-۱/۵۸)	-۰/۱۱ (-۲/۱۱)	-۰/۲۶ (-۲/۲۹)	-۰/۳۶ (-۳/۲۹)	**۰/۰۰۱**
سه عامله	۰/۰۱	۰/۸۷ (۳/۵۷)	۰/۴۱ (۳/۱۶)	۰/۳۷ (۲/۹۸)	۰/۳۶ (۲/۳۶)	۰/۲۵ (۱/۹۹)	۰/۱۹ (۱/۷۳)	۰/۰۵ (۰/۶۸)	-۰/۰۲ (-۰/۵۴)	-۰/۱۳ (-۱/۸)	-۰/۲۹ (-۲/۹۶)	-۰/۶۸ (-۳/۷۳)	**۰/۰۰۲**
کارهارت	۰/۱۱	۰/۳۰ (۲/۴۹)	۰/۲۱ (۲/۳۵)	۰/۱۹ (۲/۱۶)	۰/۱۸ (۱/۹۸)	۰/۱۶ (۱/۸۶)	۰/۱۳ (۱/۴۳)	۰/۱۱ (۰/۶۴)	۰/۰۹ (۱/۰۵)	۰/۰۸ (۱/۷۶)	۰/۰۷ (۲/۰۵)	-۰/۰۹ (-۳/۲۱)	**۰/۰۱۳**
پنج عامله	۰/۰۹	۰/۷۲ (۲/۶۸)	۰/۴۰ (۲/۹۱)	۰/۳۹ (۲/۷۶)	۰/۳۶ (۱/۸۹)	۰/۳۱ (۱/۶۵)	۰/۲۵ (۰/۹۸)	۰/۰۶ (۰/۲۸)	-۰/۰۸ (-۰/۶۸)	-۰/۱۶ (-۱/۰۲)	-۰/۲۸ (-۱/۳۷)	-۰/۳۲ (-۲/۵۸)	**۰/۰۰۹**
الگوی ***Q***	-۰/۳۰	۰/۰۵ (-۰/۹۹)	۰/۰۲ (۲/۱۰)	۰/۰۳ (۱/۳۹)	۰/۰۵ (۱/۷۸)	۰/۰۸ (۱/۰۶)	۰/۱۱ (۱/۳۸)	۰/۱۶ (۱/۶۶)	۰/۲۰ (۰/۷۲)	۰/۲۵ (۰/۶۸)	۰/۲۸ (۰/۹۵)	۰/۳۲ (۰/۹۹)	**۰/۳۸۱**
عوامل موثر در الگوی مبتنی بر Q													
ROE		۱/۱۶ (۳/۶۹)	۰/۱۷ (۳/۵۸)	۰/۱۶ (۳/۳۲)	۰/۱۱ (۲/۹۳)	۰/۰۹ (۲/۶۸)	۰/۰۶ (۲/۵۳)	۰/۰۵ (۱/۹۹)	-۰/۱۴ (-۳/۵۹)	-۰/۴۳ (-۳/۸۶)	-۰/۶۸ (-۳/۹۸)	-۰/۹۹ (-۴/۹۹)	
I_A		۰/۶۹ (۰/۳۸)	۰/۱۱ (۰/۸۱)	۰/۱۳ (۰/۴۲)	۰/۱۶ (۰/۴۹)	۰/۱۵ (۰/۵۳)	۰/۱۳ (۰/۷۶)	۰/۱۱ (۰/۸۹)	-۰/۲۵ (-۱/۱۳)	-۰/۳۲ (-۱/۲۶)	-۰/۳۹ (-۲/۱۱)	-۰/۵۸ (-۲/۳۸)	
ME		۰/۱۵ (۳/۳۹)	۰/۳۹ (۴/۶۳)	۰/۳۸ (۷/۶۹)	۰/۴۶ (۴/۶۳)	۰/۴۳ (۵/۶۵)	۰/۳۸ (۷/۳۹)	۰/۴۱ (۴/۳۹)	۰/۳۸ (۴/۴۳)	۰/۴۳ (۵/۳۸)	۰/۴۸ (۷/۶۷)	۰/۵۴ (۵/۵۸)	
MKT		-۰/۶۸ (-۴/۱۳)	۰/۶۰ (۳/۲۲)	۰/۶۱ (۳/۶۱)	۰/۶۳ (۴/۳۹)	۰/۶۹ (۴/۴۵)	۰/۸۲ (۵/۹۹)	۰/۸۶ (۵/۶۹)	۰/۹۲ (۶/۷۶)	۰/۹۹ (۸/۶۵)	۱/۱۹ (۹/۳۵)	۱/۲۸ (۱۲/۲۸)	
سبدهای جای گزین سهام													
		د) بازده وزنی معمولی(*ABM & EW*)					ج) بازده متوسط وزنی(***ALL & VW***)						
		دوازده ماهه		یک ماهه			دوازده ماهه			یک ماهه			
مدل	*P(GRS)*	***|a|***	***H-L***	***P(GRS)***	***|a|***	***H-L***	***P(GRS)***	***|a|***	***H-L***	***P(GRS)***	***|a|***	***H-L***	
Ret-rf	**۰/۰۰۰**	۰/۶۵	۰/۵۳ (۲/۳۸)		۰/۶۸	۰/۸۷ (۲/۰۵)		۰/۴۶	۰/۵۲ (۲/۲۸)		۰/۴۸	۰/۶۲ (۳/۳۸)	
تک عامله	**۰/۰۰۷**	۰/۲۶	۰/۶۵ (۳/۲۲)	۰/۰۰۵	۰/۴۲	۱/۱۸ (۳/۴۸)	۰/۰۰۸	۰/۲۵	۰/۸۵ (۳/۲۹)	۰/۰۰۰	۰/۳۳	۱/۰۵ (۳/۶۶)	

سه عامله	۱/۱۱ (۳/۳۸)	۰/۲۸	۰/۰۰۲	۰/۸۶ (۴/۵۸)	۰/۲۸	۰/۰۰۵	۱/۲۴ (۵/۶۳)	۰/۳۸	۰/۰۰۴	۰/۹۶ (۳/۴۸)	۰/۱۸	**۰/۰۰۴**
کارهارت	۰/۱۶ (۱/۲۵)	۰/۳۵	۰/۰۰۵	۰/۳۸ (۳/۰۹)	۰/۱۸	۰/۰۱۲	۰/۳۳ (۳/۲۸)	۰/۲۸	۰/۰۰۰	۰/۱۸ (۱/۹۵)	۰/۱۸	**۰/۰۰۵**
پنج عامله	۰/۹۹ (۳/۳۵)	۰/۲۵	۰/۰۲۵	۰/۸۷ (۴/۵۸)	۰/۲۸	۰/۰۰۵	۰/۹۷ (۳/۳۸)	۰/۴۱	۰/۰۴۱	۰/۶۱ (۳/۳۵)	۰/۱۸	**۰/۰۰۵**
الگوی ***Q***	۰/۱۶ (۰/۳۹)	۰/۱۵	۰/۱۸۹	۰/۱۴ (۰/۳۸)	۰/۱۱	۰/۱۱۶	۰/۲۵ (۰/۶۸)	۰/۲۸	۰/۰۰۶	-۰/۳۴ (-۰/۶۸)	۰/۲۸	**۰/۱۴۱**

منبع: یافته‌های پژوهشگر

نتایج تحقیق در ارزیابی بازده تعدیل شده به ازای هر یک از الگوهای تک یا چند عامله در قیاس با الگوی مبتنی بر عامل Q به شرح خلاصه شده در جدول ۱ نشان داد که:

۱) در این تحلیل به گونه‌ای که عنوان شد از الگوهای چند عامله مشتمل بر: یک) مدل تک عاملی، دو) *CAPM*، سه) مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) یا *(FF3)*، چهار) چهار عامله کارهارت (۱۹۹۷)، پنج) الگوی پنج عامله فاما و فرنچ (۲۰۱۵) و شش) الگوی مبتنی بر عامل Q یا هو، شو وژانگ (۲۰۱۵)، بوده اند. هو، شو وژانگ (۲۰۱۶)، طی تحقیقی بر پایه تحلیل یافته‌های به دست آمده از پژوهش خود نشان داده که الگوی پنج عامله فاما و فرنچ (۲۰۱۵)، نمی تواند بازده و سودآوری سرمایه‌گذاری را مبتنی بر عامل Q توضیح دهد. بر این اساس الگوی مبتنی بر عامل Q می‌توانند ارزش سرمایه‌گذاری *(RMW)* و بازده سرمایه‌گذاری *(CMA)* را توضیح دهند. پژوهشگران یاد شده نتیجه گرفته‌اند که الگوی پنج عامله نسخه‌ای حاوی نویز و ناهنجاری از الگوی مبتنی بر عامل Q می‌باشد.

۲) در این پژوهش ارزیابی کارآمدی الگوی مبتنی بر عامل Q در قیاس با الگوهای چند عامله، مبتنی بر سه معیار صورت گرفته است که عبارت از: یک) دامنه بازده *(H-L)*، دو) متوسط بازده *(Ave. $|\alpha|$)* و سه) سطح معنی‌داری گیبونز یا *P(GRS)* می‌باشد. معیار اول عبارت از اختلاف بین بازده تعدیل شده دهک اول و دهک دهم، دومی متوسط بازده تعدیل شده در دهک‌های ده‌گانه و سومی نیز سطح معنی‌داری رابطه برآوردی به ازای عوامل مورد استفاده در الگوی ارزیابی بازده یا معیار گیبونز (۱۹۸۹) می‌باشد.

۳) ردیف‌های اول جدول در بخش‌های الف و ب جدول به صرف ریسک بازار به ازای هر یک از دهک‌های اول تا دهم، متوسط بازده و اختلاف بین دهکی بازده، اختصاص یاقته است. بر مبنای محاسبات انجام شده، سطح معنی‌داری گیبونز (۱۹۸۹) برای الگوهای سه عامله، چهار عامله، پنج عامله و الگوی مبتنی بر عامل Q بر پایه دهک‌بندی سبدهای سرمایه‌گذاری به ترتیب برابر با ۰/۰۰۳، ۰/۰۱۲، ۰/۰۴۹، ۰/۰۰۲ و نهایتا ۰/۱۴۹ به دست آمده است. این مقادیر نشان می‌دهد که در سطح اطمینان ۹۵ درصد تنها الگوی مبتنی بر عامل Q با است که مبتنی بر سطح معنی‌داری گیبونز (۱۹۸۹) بیشتر از پنج درصد واقع شده و در

سطح اطمینان ۹۵ درصد به ازای کلیت نمونه (تلفیق سبدهای سهام) و متوسط بازده سهام در بین دهک‌های ده‌گانه، فرض صفر رد و فرض مخالف پذیرفته شده است. در حالی که برای الگوهای سه عامله فاما و فرنچ (۱۹۹۵)، چهار عامله کارهارت (۱۹۹۷) و پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵)، مقدار سطح معنی‌داری مزبور کمتر از پنج درصد و فرض صفر پذیرفته می‌شود. نتیجه اینکه تنها الگوی مبتنی بر عامل Q در قیاس با دیگر الگوهای چند عاملی قادر به تبیین ناهنجاری‌های در بازده سهام در سبدهای سرمایه‌گذاری است.

۴) آلفای متوسط برای الگوهای تک عامله، سه عامله، چهار عامله، پنج عامله و الگوی مبتنی بر عامل Q به ترتیب برابر با: ۰/۵۷، ۰/۳۰، ۰/۹۳، ۰/۱۳، ۰/۵۸ و ۰/۰۵ که کمترین مقدار به ازای الگوی مبتنی بر عامل Qو صرفا به ازای این الگو تعریف شده که باز قابلیت بهتر توضیح‌دهندگی بازده متوسط به ازای هر سبد سهام در ماه‌های مختلف می‌باشد.

۵) قسمت‌های زیر جدول در بخش‌های الف و بار عاملی (واریانس) عوامل Q را گزارش می‌دهند. در هر دو قسمت الف و ب، بارهای عاملی عامل ROE از دهک‌های اول تا دهم افزایش می‌یابد. علاوه بر این، بارهای عاملی دهک‌های پایین بسیار منفی کم در عامل ROE مثبت است و بیشترین مقدار بین بارگیری در هر چهار عاملQ را دارد. این نتیجه، همراه با این واقعیت که عامل ROE بیشترین میانگین بازده را در بین چهار عامل Q کسب می‌کند، همان طور که یافته‌های این پژوهش منطبق بر نتایج هو، شو و ژانگ (۲۰۱۵) نشان داده شده است، نشان می‌دهد که الگوی مبتنی بر عامل Q بازده تعدیل شده سهام را عمدتا از طریق عامل ROE تبیین کرده و بر این اساس فرضیه تحقیق مبنی بر قابلیت بهتر الگوی مبتنی بر عامل Q را نمی‌توان رد کرد.

۶) بخش ج جدول تجزیه و تحلیل‌های موجود در بخش‌های الف و ب را با لحاظ کردن ناهنجاری‌های در بازده تعدیل شده سهام با استفاده از دوره‌های برگزاری جایگزین یک ماه و دوازده ماه تکرار می‌کند. نتایج تحقیق نشان داده است که الگوی مبتنی بر عامل Q بهترین الگو برای تبیین ناهنجاری‌های در بازده تعدیل شده است. در بین چهار ترکیب سرمایه‌گذاری (دو مورد دوره برگزاری و دو مورد به ازای بازده‌های وزنی)، الگوی مبتنی بر عامل Q در قیاس با دیگر الگوها همواره دامنه بین دهکی ناچیزی را ارائه داده در حالی که در سایر الگوها سطح دامنه بین دهکی قابل توجه است. بر پایه بخش‌های ب، ج و د یعنی به ازای بازده متوسط دهکی، بازده متوسط یک هاهه تا دوازده ماهه کل سبدهای سهام و به ازای بازده‌های متوسط وزنی در بین کل سبدهای سهام در بازه یک تا دوازده ماهه، به ترتیب سطح معنی‌داری احتمال گیبونز (۱۹۸۹) به ترتیب برابر: ۰/۳۸۱، ۰/۱۱۶ و ۰/۱۴۱ و در همه موارد بیش از ۵ درصد سطح آزمون بوده و فرض صفر مبنی بر قابلیت توضیح‌دهندگی ناهنجاری‌های در بازده توسط الگوی مبتنی بر عامل Q پذیرفته شده است. در حالی که به ازای سایر الگوهای: تک عامله $CAPM$، سه عمله فاما و فرنچ (۱۹۹۵)، چهار عامله کارهارت(۱۹۹۷)، پنج عامله فاما و فرنچ (۲۰۱۵)، در همه موارد سطوح معنی‌دار یاد شده

کمتر از پنج درصد بوده و قابلیت توضیح‌دهندگی ناهنجاری‌های بازده توسط این الگوها رد شده و در همه وضعیت‌های ارزیابی فقط الگوی مبتنی بر عامل Q از قدرت توضیح‌دهندگی ناهنجاری‌های بازده در قیاس با الگوهای چند عاملی برخوردار بوده است.

مقایسه و ترکیب *ROE*، *PTH* و *PTL*:

یافته‌های تحقیق به شرح جدول ۱ نشان داد که عامل سودآوری با سنجه بازده حقوق صاحبان سهام *(ROE)* بر توانایی الگوی مبتنی بر عامل Q در زمینه تبیین ناهنجاری بازده تعدیل شده سهام *(PTH)* یک عامل کلیدی است. نمودار ۱، نشان می‌دهد که قدرت توضیح‌دهندگی بازده تعدیل شده سهام *(PTH)* در پیش‌بینی بازده آتی سهام از الگویی پیروی می‌کند که رابطه بین بازده تعدیل شده سهام *(PTH)* و رشد سرمایه‌گذاری آتی *(FGROW)* را منعکس می‌کند. این امر نشان می‌دهد که *PTH* بازده آتی سهام را پیش‌بینی می‌کند زیرا رابطه تحت بررسی به سودآوری پیش‌بینی شده و رشد سرمایه‌گذاری پیش‌بینی شده مربوط می‌شود.

در این بخش، به بررسی سطح مربوط بودن بازده تعدیل شده سهام *(PTH)* در راستای پیش‌بینی بازده آتی سهام بدون در نظر گرفتن عامل سودآوری *(ROE)* پرداخته شده است. علاوه بر این در بررسی‌های قبلی از سنجه بازده تعدیل شده سهام *(PTH)*، بر پایه اختلاف قیمت نهایی سهم و بالاترین قیمت سهام در مقطع زمانی (مثلا یک ماهه) مورد بررسی بهره گرفته شده ولی در این بخش از بازده تعدیل شده سهام مبتنی بر اختلاف کمترین قیمت و قیمت نهایی سهام در بازه زمانی تحت بررسی *(PTL)*، نیز بهره گرفته شده است.

الف) پیش‌بینی عملکرد آتی بر مبنای *ROE*، *PTH* و *PTL*

در این قسمت از رابطه ۲ به عنوان یک الگوی رگرسیون تک متغیره فاما مک-بث (۱۹۷۳) بهره گرفته و به صورت مجزی ارتباط بین بازده سهام تعدیل شده با هر یک از سنجه‌های *PTH* و *PTL* به عنوان متغیر مستقل و عملکرد آتی شرکت در ابعاد: سودآوری آتی *(FROE)*، رشد سرمایه‌گذاری آتی *(FGROW)* و بازده سهام آتی *(FRET)* بهره گرفته شده است. علاوه بر این در این برآورد از سازه تأخیری سودآوری با سنجه بازده حقوق صاحبان سهام نیز استفاده شده است. در این برآورد داده‌ها به صورت فصلی مورد بررسی قرار گرفته و جهت برآورد سودآوری از اعلامیه‌های فصلی سودآوری کمک گرفته شده است. نتایج این برآورد به شرح جدول ۲ خلاصه شده است:

جدول ۲- مقایسه بازده حقوق صاحبان سهام و بازده مبتنی بر قیمت پایین و بالا و همچنین ارزیابی ناهنجاری‌های اقلام تعهدی عملیاتی(OA) و هزینه‌های تحقیق و توسعه به ارزش بازار(RD/M)

الف) پیش بینی عملکرد آتی بر مبنای تلفیق بازده سهام تعدیل شده و سود آوری									
		رگرسیون وزنی				رگرسیون معمولی			
	متغیر	***FROE***	***FGROW***	***FRET-Inc***	***FRTE-Exc***	***FROE***	***FGROW***	***FRET-Inc***	*FRTE-Exc*
رگرسیون تک متغیره	***ROE***	۱۵/۵۷ (۷/۶۸)	۰/۸۹ (۳/۶۹)	۰/۲۵ (۲/۵۹)	۰/۳۵ (۴/۵۹)	۱۲/۲۵ (۴/۶۵)	۰/۸۴ (۳/۵۸)	۰/۲۸ (۳/۵۷)	**۰/۴۱ (۴/۶۸)**
	R^2 تعدیل شده	٪۵۴/۵۷	٪۱۴/۲۸	٪۶/۶۸	٪۲/۷۹	٪۴۹/۵۰	٪۱۰/۵۸	٪۹/۶۹	**٪۳/۴۷**
	PTH	۴/۶۵ (۶/۶۸)	۳/۶۹ (۵/۵۴)	۰/۶۷ (۳/۵۸)	۰/۴۹ (۳/۶۴)	۴/۶۲ (۷/۶۸)	۳/۳۸ (۷/۴۸)	۰/۳۵ (۶/۴۹)	**۰/۲۸ (۳/۶۸)**
	R^2 تعدیل شده	٪۲۴/۱۵	٪۹/۳۸	٪۷/۷۴	٪۶/۱۲	٪۲۳/۲۶	٪۱۳/۳۷	٪۱۰/۶۴	**٪۷/۶۱**
	PTH	۰/۶۹ (۰/۷۹)	۱/۳۸ (۴/۵۵)	۰/۳۷ (۳/۴۹)	۰/۲۹ (۳/۴۷)	۰/۸۷ (۳/۴۸)	۱/۲۸ (۴/۵۲)	۰/۴۲ (۵/۹۷)	**۰/۳۴ (۴/۷۷)**
	R^2 تعدیل شده	٪۹/۵۸	٪۴/۶۸	٪۴/۹۴	٪۵/۶۱	٪۹/۸۹	٪۵/۵۵	٪۴/۴۲	**٪۴/۰۸**
رگرسیون چند متغیره	***ROE***	۱۶/۷۵ (۷/۵۸)	۰/۳۵ (۵/۹۹)	۰/۲۵ (۳/۳۶)	۰/۲۱ (۳/۶۶)	۱۴/۱۵ (۶/۶۷)	۰/۴۳ (۵/۵۸)	۰/۳۷ (۴/۶۷)	**۰/۲۵ (۴/۱۷)**
	PTH	۵/۳۸ (۴/۹۴)	۳/۳۳ (۴/۵۸)	۰/۳۵ (۱/۹۶)	۰/۴۱ (۰/۹۸)	۴/۴۸ (۴/۶۹)	۳/۶۴ (۴/۷۷)	۰/۳۸ (۱/۹۹)	**۰/۴۳ (۱/۶۵)**
	R^2 تعدیل شده	٪۴۷/۴۹	٪۶/۶۸	٪۹/۸۷	٪۹/۶۹	٪۶۱/۵۶	٪۱۰/۹۹	٪۷/۶۸	**٪۱۱/۰۹**
	ROE	۱۷/۲۵ (۸/۶۶)	۱/۰۵ (۴/۶۸)	۰/۲۶ (۳/۶۷)	۰/۳۵ (۳/۷۷)	۱۸/۲۵ (۴/۵۴)	۱/۰۸ (۳/۳۵)	۰/۳۳ (۴/۶۴)	**۰/۳۱ (۳/۷۹)**
	PTL	۰/۰۹ (۰/۵۸)	۱/۲۹ (۱/۳۵)	۰/۲۸ (۲/۶۸)	۰/۲۲ (۰/۹۸)	۰/۶۸ (۴/۶۸)	۰/۷۹ (۴/۹۹)	۱/۷۹ (۴/۹۴)	**۰/۳۳ (۰/۶۸)**
	R^2 تعدیل شده	٪۴۷/۵۵	٪۱۷/۱۸	٪۲۸/۹۴	٪۱۶/۳۸	٪۶۷/۵۶	٪۳۴/۲۶	٪۲۴/۹۹	**٪۳۷/۱۶**
	ROE	۲۰/۱۵ (۴/۶۶)	۰/۳۵ (۴/۹۴)	۰/۲۵ (۴/۳۷)	۰/۲۹ (۳/۶۶)	۱۸/۱۸ (۳/۶۷)	۰/۶۶ (۳/۴۷)	۰/۲۹ (۳/۰۷)	**۰/۳۸ (۴/۶۵)**
	PTH	۳/۳۸ (۴/۷۲)	۱/۱۸ (۷/۰۶)	۰/۳۴ (۳/۶۵)	۰/۲۵ (۰/۶۱)	۲/۲۸ (۳/۷۴)	۱/۲۵ (۲/۳۳)	۰/۲۹ (۰/۳۸)	**۰/۲۴ (۱/۴۹)**
	PTL	-۰/۵۸	۰/۶۲	۰/۲۷	۰/۱۲	-۰/۵۱	۰/۵۲	۰/۱۸	**۰/۲۸**

	(-۱/۵۸)	(۲/۶۸)	(۱/۶۶)	(۴/۳۵)	(-۰/۶۶)	(۳/۲۸)	(۰/۳۵)	**۵/۶۴**
	٪۴۵/۶۷	٪۷/۶۹	٪۴/۹۹	٪۶/۷۳	٪۴۷/۵۹	٪۱۷/۶۴	٪۳۷/۲۱	**٪۷/۲۹**
	۱۹/۵۵ (۴/۶۴)	۰/۵۸ (۳/۲۷)	۰/۶۱ (۸/۲۳)	۰/۳۴ (۳/۶۱)	۱۳/۲۵ (۷/۶۶)	۰/۲۹ (۳/۲۷)	۰/۲۴ (۴/۵۶)	**۰/۲۹** **(۳/۶۴)**
	۳/۵۴ (۶/۵۵)	۱/۱۸ (۶/۳۷)	۰/۲۸ (۳/۳۶)	۰/۲۹ (۳/۱۸)	۳/۷۹ (۶/۵۷)	۱/۲۹ (۶/۵۴)	۰/۳۸ (۳/۶۴)	**۰/۱۹** **(۲/۳۳)**
	۰/۵۷ (۱/۱۵)	۰/۹۴ (۴/۲۵)	۰/۱۹ (۳/۲۷)	۰/۲۵ (۳/۳۴)	۰/۴۴ (۰/۲۸)	۰/۸۷ (۲/۳۴)	۰/۲۶ (۴/۳۳)	**۰/۲۹** **(۲/۳۴)**
	-۱/۳۷ (-۱/۵۹)	-۳/۲۵ (-۴/۵۵)	-۰/۲۹ (-۶/۲۴)	-۰/۱۸ (-۲/۳۴)	-۰/۲۴ (-۳/۱۵)	-۱/۳۴ (-۳/۵۵)	-۰/۵۱ (-۱/۳۴)	**-۰/۲۹** **(-۲/۳۴)**
	۲/۳۴ (۴/۵۹)	-۰/۳۴ (-۳/۶۷)	-۰/۲۵ (-۳/۴۹)	-۰/۰۸ (-۱/۶۶)	۲/۲۸ (۳/۳۴)	-۰/۱۸ (-۶/۳۳)	-۰/۴۱ /(-۴/۱۸)	**-۰/۲۵** **(-۰/۴۸)**
	٪۵۲/۵۱	٪۲۸/۶۲	٪۵۷/۳۱	٪۲۶/۵۵	٪۲۵/۷۹	٪۱۷/۶۱	٪۱۹/۳۴	**٪۲۹/۲۲**

ب) پیش بینی عملکرد آتی بر مبنای اقلام تعهدی عملیاتی(*OA*) و هزینه های تحقیق و توسعه به ارزش بازار(*RD/M*)

	رگرسیون وزنی			رگرسیون معمولی		
متغیر	***FROE***	***FGROW***	***FRET***	***FROE***	***FGROW***	*FRET*
OA	۴/۵۸ (۴/۳۷)	-۴/۹۶ (-۳/۶۷)	-۲/۹۸ (-۳/۶۱)	۵/۵۸ (۲/۳۸)	-۵/۳۷ (-۳/۲۹)	**-۳/۶۴** **(-۶/۵۸)**
RD/M	-۶۵/۵۸ (-۳/۵۷)	۲۸/۳۸ (۶/۳۲)	۳/۳۴ (۲/۴۲)	-۳۴/۶۸ (-۳/۵۴)	۱۵/۲۹ (۳/۲۵)	**۸/۴۷** **(۱/۶۶)**

ج) عامل بازده

عامل	الگوی تلفیقی ***Q***	الگوی مبتنی بر عامل ***Q***	**الگوی پنج عاملی**
سودآوری (***RMW***)	۰/۷۳ (۳/۶۲)	۰/۶۲ (۳/۳۷)	**۰/۴۹** **(۳/۷۶)**
سرمایه گذاری (***CMA***)	۰/۵۲ (۳/۳۴)	۰/۴۹ (۲/۳۴)	**۰/۴۶** **(۲/۱۹)**
اندازه (***SMB***)	۰/۳۵ (۰/۲۸)	۰/۲۶ (۱/۱۸)	**۰/۳۸** **(۲/۳۳)**
فرصت رشد ***HML***			**۰/۴۶** **(۳/۲۹)**

د) ارزیابی ناهنجاری های اقلام تعهدی عملیاتی(*OA*) و هزینه های تحقیق و توسعه به ارزش بازار(*RD/M*)								
	رگرسیون وزنی اقلام تعهدی عملیاتی				**رگرسیون معمولی اقلام تعهدی عملیاتی**			
مدل	***H-L***	***t(H-L)***	***Ave. |a|***	***P(GRS)***	***H-L***	***t(H-L)***	***Ave. |a|***	*P(GRS)*
تلفیقی	-۰/۳۸	(-۲/۶۸)	۰/۰۵	۰/۰۰۲	-۰/۴۱	(-۲/۳۸)	۰/۰۹	**۰/۰۰۰**
مبتنی بر ***Q***	-۰/۵۹	(-۲/۳۸)	۰/۳۲	۰/۰۰۰	-۰/۵۲	(-۲/۷۴)	۰/۲۵	**۰/۰۱۰**
پنج عاملی	-۰/۶۱	(-۲/۲۸)	۰/۱۵	۰/۰۰۴	-۰/۶۳	(-۲/۷۷)	۰/۱۸	**۰/۰۴۱**
	رگرسیون وزنی هزینه های تحقیق و توسعه به ارزش بازار(***RD/M***)				**رگرسیون معمولی هزینه های تحقیق و توسعه به ارزش بازار(*RD/M*)**			
مدل	***H-L***	***t(H-L)***	***Ave. |a|***	***P(GRS)***	***H-L***	***t(H-L)***	***Ave. |a|***	*P(GRS)*
تلفیقی	۰/۳۸	(۳/۳۵)	۰/۳۱	۰/۰۱۲	۰/۴۲	(۳/۱۴)	۰/۲۵	**۰/۰۴۲**
مبتنی بر ***Q***	۰/۷۴	(۳/۳۴)	۰/۲۶	۰/۰۲۶	۰/۶۸	(۳/۷۵)	۰/۱۶	**۰/۰۰۲**
پنج عاملی	۰/۲۸	(۲/۲۹)	۰/۱۸	۰/۰۰۲	۰/۳۰	(۳/۶۵)	۰/۰۷	**۰/۰۱۰**

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جورج و هوانگ (۲۰۰۴) نشان داده است که ناهنجاری‌های بازده متأثر از عواملی چون اثر ژانویه قوی است. بر این اساس استفاده از رگرسیون وزنی مبتنی بر دهک‌بندی سبدهای سرمایه‌گذاری و مقایسه آن با رگرسیون معمولی، اثر عواملی چون ژانویه (تعطیلی پایان سال) را خنثی کرده است. نتایج تحقیق به شرح پارامترهای برآوردی رگرسیونی فاما مک-بث (۱۹۷۳) و آزمون تی استیودنت به ازای ضرایب برآوردی روابط بین متغیرها و نهایتا آزمون گیبونز (۱۹۸۹) به شرح خلاصه شده در جدول ۲ نشان داد که:

۱) در برآوردهای **رگرسیونی تک متغیره** کلیه متغیرهای توضیحی استاندارد شده‌اند، بنابراین می‌توان بزرگی ضریب‌ها را با هم مقایسه کرد تا سطح اثرگذاری متغیرهای توضیحی بر پیش‌بینی عملکرد آتی را مورد ارزیابی قرار داد. بر این مبنا دیده می‌شود که به ترتیب بازده تعدیل شده گذشته و پس از آن سودآوری گذشته توانسته بیشترین نقش در پیش‌بینی عملکرد آتی در ابعاد: سودآوری، رشد سرمایه‌گذاری و بازده آتی داشته باشد. این امر در هر دو برآورد رگرسیونی وزنی و معمولی صادق بوده است.

۲) بر مبنای ضریب تعیین تعدیل شده، سودآوری گذشته توانسته بیشترین قدرت توضیح‌دهندگی را در تبیین نوسانات عملکرد آتی در ابعاد: سودآوری، رشد سرمایه‌گذاری و بازده آتی داشته باشد. این برتری هم بر مبنای بازده تعدیل شده مبتنی بر بالاترین و هم پایین‌ترین قیمت صادق بوده است. بیشترین قدرت توضیح‌دهندگی مربوط به سودآوری گذشته در پیش‌بینی سودآوری آتی یا مورد انتظار و ضعیف‌ترین آن مربوط به توضیح‌دهندگی سودآوری گذشته در پیش‌بینی رشد سرمایه‌گذاری آتی بوده است.

۳) آماره‌های تی استیودنت در همه موارد عموما بیش از ۱/۹۶ و در اغلب موارد حتی به صفر میل کرده و بر این اساس در سطح پنج درصد ارتباط بین متغیرهای توضیحی و وابسته یعنی معنی‌داری روابط بین متغیرهای

توضیحی و عملکرد آتی در ایعاد: سودآوری، رشد سرمایه‌گذاری و بازده سهام را می‌توان پذیرفت. این موارد در رگرسیون‌های وزنی به ویژه با توجه به اعمال سطح اثرگذاری متغیرها قابل پذیرش‌تر است.

۴) نتایج این برآوردها نشان داد که اگر چه بازده سهام مبتنی بر بالاترین یا پایین‌ترین قیمت، اطلاعاتی اضافی را در تبیین ناهنجاری‌های عملکرد آتی در زمینه‌های سودآوری و بازده، اضافه بر سودآوری گذشته ارائه نمی‌دهد ولی منظور کردن این متغیرها در کنار یک دیگر می‌تواند اطمینان نسبی بیشتری را در سرمایه‌گذار جهت پیش‌بینی عملکرد آتی شرکت‌ها در زمینه رشد سرمایه‌گذاری فراهم آورد.

ب) ارزیابی ناهنجاری اقلام تعهدی اختیاری و هزینه ها تحقیق و توسعه:

یافته‌های پژوهش هو، شو و ژانگ (۲۰۱۵) نشان داد که الگوی مبتنی بر عامل Q دامنه وسیعی از ناهنجاری‌ها پوشش داده اما ناهنجاری اقلام تعهدی عملیاتی*(OA)* و ناهنجاری‌های هزینه‌های تحقیق و توسعه به ارزش بازار*(RD/M)* را کمتر تبیین کرده است. این دو ناهنجاری می‌تواند با الگوی تک عامله *(CAPM)* سرمایه‌گذاری سازگار باشد و دلیل عدم موفقیت الگوی مبتنی بر عامل Q در تبیین این ناهنجاری‌ها ممکن است به این دلیل باشد که متغیرهای اقلام تعهدی عملیاتی و هزینه‌های تحقیق و توسعه به ارزش شرکت حاوی اطلاعاتی در مورد رشد سرمایه‌گذاری مورد انتظار باشد که به خوبی توسط عامل سودآوری *(ROE)* در الگوی مبتنی بر عامل Q تبیین نمی‌شود.

بخش ب از جدول ۲ نتایج حاصل از برآورد رگرسیونی ماهانه فاما مک- بث (۱۹۷۳) به ازای متغیرهای وابسته سودآوری آتی*(FROE)*، رشد سرمایه‌گذاری آتی *(FGROW)* و بازده آتی سهام *(FRET)* را به ازای متغیرهای مستقل اقلام تعهدی عملیاتی *(OA)* و هزینه‌های تحقیق و توسعه به ارزش بازار *(RD/M)* را نشان می‌دهد و در این برآوردها بازده، سودآوری و رشد سرمایه‌گذاری در ۱۰۰ ضرب و بر حسب درصد بیان شده‌اند. نتایج برآوردی در رگرسیون فاما مک-بث (۱۹۷۳)، نشان داده است که:

۱) به ازای هر دو رگرسیون وزنی و معمولی ضرایب مربوط به متغیر توضیحی اقلام تعهدی عملیاتی *(OA)* با سودآوری آتی *(FROE)* و نیز بازده آتی سهام *(FRET)* مثبت بوده، در حالی که ارتباط بین اقلام تعهدی عملیاتی *(OA)* با رشد سرمایه‌گذاری آتی *(FGROW)* منفی گزارش شده است. رابطه مثبت بین اقلام تعهدی عملیاتی *(OA)* با سودآوری آتی *(FROE)* نشان‌دهنده این واقعیت است که اقلام تعهدی بخشی از درآمد حسابداری تعهدی است.

از طرف دیگر اقلام تعهدی جزیی از سرمایه در گردش نیز هست استیکنی[29]و همکاران (۲۰۰۳) و ژانگ (۲۰۰۷)؛ وو[30] و همکاران (۲۰۱۰) و سرمایه‌گذاری تمایل دارد که در سطح بنگاه اقتصادی ناپایدار باشد. به این ترتیب، سطح بالای اقلام تعهدی می‌تواند کاهش در رشد سرمایه‌گذاری را پیش‌بینی کرده و این امر باعث ایجاد رابطه منفی اقلام تعهدی عملیاتی *(OA)* با رشد سرمایه‌گذاری آتی *(FGROW)* می‌شود.

۲) رابطه بین هزینه‌های تحقیق و توسعه به ارزش بازار *(RD/M)* و با سودآوری آتی *(FROE)* منفی است زیرا هزینه‌های تحقیق و توسعه تحت اصول کلی پذیرفته شده حسابداری*(GAAP)* هزینه شده و در نتیجه درآمد فعلی را کاهش می‌دهد. با این حال، هزینه‌های تحقیق و توسعه به ارزش بازار *(RD/M)* بالا فرصت‌های رشد را ایجاد کرده و به احتمال زیاد باعث ایجاد رابطه مثبت بین هزینه‌های تحقیق و توسعه به ارزش بازار *(RD/M)* و رشد سرمایه‌گذاری آتی *(FGROW)* می‌شود.

۳) هر یک از این دو متغیر اقلام تعهدی اختیاری و نسبت هزینه‌های تحقیق و توسعه به ارزش شرکت، ناهنجاری خاص و روابط متضادی با سودآوری آتی و رشد سرمایه‌گذاری آتی داشته و علائم روابط بین دو ناهنجاری پیچیده است. دلیل پیچیدگی یاد شده این است که این متغیرها به واسطه الگوی مبتنی بر عامل Q تبیین نشده و ارتباطی متفاوت با سودآوری و رشد سرمایه‌گذاری آتی دارند. برخلاف ناهنجاری‌های بازده تعدیل شده سهام *(PTH)* که در آن ارتباط بین بازده تعدیل شده سهام *(PTH)* با سودآوری آتی *(FROE)* و نیز بازده آتی سهام *(FRET)* مثبت است، بعید است که عامل *ROE* در الگوی مبتنی بر عامل Q، ناهنجاری‌های در اقلام تعهدی اختیاری و هزینه‌های تحقیق و توسعه به ارزش بازار را تبیین کند، چرا که بین این دو متغیر روابطی متضاد با روابط بین سودآوری *(ROE)* با سودآوری آتی *(FROE)* و رشد سرمایه‌گذاری آتی *(FGROW)* وجود دارد.

پیش از این بر پایه نتایج تحقیق نشان داده شد که که سودآوری *(ROE)* متغیر توضیحی قدرتمندی برای پیش‌بینی سودآوری آتی *(FROE)* بوده اما پیش‌بینی‌کننده خوبی برای رشد سرمایه‌گذاری آتی *(FGROW)* نیست. از این رو عامل سودآوری *(ROE)* می‌تواند اطلاعات مربوط به سودآوری آتی *(FROE)* موجود در مستقل اقلام تعهدی عملیاتی *(OA)* و هزینه‌های تحقیق و توسعه به ارزش بازار *(RD/M)* را به خوبی بیان کرده اما اطلاعات مربوط به رشد سرمایه‌گذاری آتی *(FGROW)* را در این دو متغیر ناهنجاری تا حد زیادی تبیین نمی‌کند. در نتیجه، الگوی مبتنی بر عامل Q در قیاس با الگوهای سه عامله فاما و فرنچ (۱۹۹۵) و چهار عامله کارهارت (۱۹۹۷)، منجر به آلفا یا ضریب منفی‌تر در بیان ناهنجاری اقلام تعهدی و آلفای مثبت تر در بیان ناهنجاری هزینه‌های تحقیق و توسعه به ارزش بازار می‌شود. چرا که مدل‌های سه و چهار عامله سودآوری*(ROE)* را به عنوان یک عامل مؤثر در ارزیابی مد نظر قرار نمی‌دهند درج نمی‌کند. الگوی مبتنی بر عامل Q رابطه با سودآوری آتی *(FROE)* را فیلتر کرده در حالی که رابطه با رشد سرمایه‌گذاری آتی *(FGROW)* را دست نخورده باقی می‌گذارد. این نکته می‌تواند توضیح دهد که چرا الگوی مبتنی بر عامل Q در قیاس با الگوهای سه عامله فاما و فرنچ (۱۹۹۶) و چهار عامله کارهارت (۱۹۹۷)، در تبیین ناهنجاری‌های اقلام تعهدی و هزینه‌های تحقیق و توسعه به ارزش شرکت، عمل می‌کند.

علاوه بر این پیش از این نتایج مبتنی بر تحقیق نشان داد که بازده تعدیل شده سهام مبتنی بر بالاترین قیمت *(PTH)* و بازده تعدیل شده سهام مبتنی بر بالاترین قیمت *(PTL)* حاوی مقدار قابل توجهی از اطلاعات

در مورد رشد سرمایه‌گذاری آتی *(FGROW)* به جز اطلاعات موجود در سودآوری *(ROE)* است. بنابراین انتظار می‌رود **الگوی تلفیقی** که اطلاعات *ROE*، *PTH* و *PTL* ترکیب کرده، از الگوی معمولی مبتنی بر Q که صرفا بر پایه عامل سودآوری *(ROE)* تعریف شده از جهت قدرت تبیین ناهنجاری‌های اقلام تعهدی اختیاری و هزینه‌های تحقیق و توسعه به ارزش شرکت پیشی بگیرد. از یافته‌های این الگو می‌توان در رتبه‌بندی سبدهای سرمایه‌گذاری نیز استفاده کرد و بر مبنای یافته‌های الگوی هو، شو و ژانگ (۲۰۱۵)، الگوی تلفیقی جایگزین بسیار خوبی برای الگوهای چند عامله در ارزیابی دارایی‌های سرمایه‌گذاری بوده و در استفاده از این الگو نیز شرکت‌های سرمایه‌گذاری بر پایه بازده به دهک‌های ده‌گانه تقسیم‌بندی و مرتب می‌شوند.

در **بخش ج** از جدول ۲ بازده متوسط مبتنی بر هر یک از عوامل مؤثر در تبیین عملکرد آتی گزارش شده است. بر اساس این نتایج به جهت استاندارد بودن ضرایب مزبور می‌توان قدرت توضیح‌دهندگی الگوهای پنج عاملی، الگوی مبتنی بر عامل *Q* و الگوی تلفیقی *Q* را مورد مقایسه قرار داد. نتایج به دست آمده از تحقیق نشان داده که سودآوری متوسط در الگوی پنج عاملی ۰/۴۹، در الگوی مبتنی بر *Q* برابر با ۰/۶۲ و در نهایتا در الگوی تلفیقی *Q* برابر با ۰/۷۳بوده که بیشترین قدرت توضیح‌دهندگی مربوط به الگوی تلفیقی است و بر مبنای نتایج تحقیق این برتری را می‌توان در ارتباط با رشد سرمایه‌گذاری آتی نیز مشاهده کرد.

در نهایتا در **بخش د** از جدول ۲ به ارزیابی ناهنجاری‌های در اقلام تعهدی عملیاتی و هزینه‌های تحقیق و توسعه به ارزش شرکت مبتنی بر دو شیوه برآورد رگرسیونی وزنی و معمولی، پرداخته شده است. یافته‌های به دست آمده از تحقیق در این زمینه بر نتایج پژوهش هو، شو و ژانگ (۲۰۱۵) و نیز پژوهش جورج، هوانگ و لی[31] (۲۰۱۸) منطبق بوده است. بر اساس نتایج به دست آمده الگوی مبتنی بر *Q* بر خلاف الگوهای چند عاملی قادر به تبیین ناهنجاری‌های یاد شده به دلیل پیچیدگی و تعارض در روابط بین متغیرهای توضیحی با متغیرهای وابسته عملکرد آتی در ابعاد: سودآوری آتی، رشد سرمایه‌گذاری آتی و بازده آتی است. بر این اساس الگوی تلفیقی مبتنی بر *Q* که در آن به طور هم زمان از عامل سودآوری *(ROE)*، بازده تعدیل شده سهام مبتنی بر بالاترین قیمت *(PTH)* و بازده تعدیل شده سهام مبتنی بر پایین‌ترین قیمت *(PTL)*، می‌تواند این نقیصه را جبران کرده و در قیاس با دیگر الگوهای چند عامله سرمایه‌گذاری، به نحو بهتری، ناهنجاری‌های در اقلام تعهدی عملیاتی و هزینه‌های تحقیق و توسعه به ارزش شرکت را تبیین نماید. آماره بزرگتر تی استیودنت در الگوی تلفیقی و ضرایب استاندارد بزرگتر مؤید برتری الگوی تلفیقی در تبیین ناهنجاری اقلام تعهدی عملیاتی و هزینه‌های تحقیق و توسعه به ارزش شرکت است.

فهرست منابع

۱) اسلامی بیدگلی، غلامرضا و محمدعلی خجسته، (۱۳۸۷)، "بهبود عملکرد پرتفوی بر مبنای بازدۀ تعدیل شده براساس ریسک در سرمایه‌گذاری مبتنی بر بهره‌وری سرمایه در بورس اوراق بهادار تهران"، تحقیقات مالی، سال‌دهم، شماره ۰۱.

۲) آقابیگی، صابر، (۱۳۸۵)، "مقایسۀ مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل سه عاملی فاما و فرنچ در توضیح نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.

۳) انصاری، عبدالمهدی، زهرا زارع و نسرین یوسف زاده، (۱۳۹۴)، "بررسی همزمان عوامل مؤثر بر ساختار سرمایه و بازده سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، فصلنامه اقتصاد مالی، ۱۳(۴۹)، صص ۲۵۷-۲۸۲.

۴) رباب میلی، مژگان، (۱۳۸۶)، "مقایسه عملکرد مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل سه عاملی فاما و فرنچ در پیش‌بینی بازدۀ مورد انتظار در بورس اوراق بهادار تهران"، پایدان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهرا.

۵) صادقی شریف، سید جلال، عبدالرضا تالانه و حسن عسکری راد، (۱۳۹۲)، "اثر عامل مومنتوم بر توان توضیحی الگوی سه عاملی فاما و فرنچ: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران"، مجله دانش حسابداری، سال چهارم، مقاله ۳، دوره ۴، شماره ۱۲، صص ۵۹-۸۸ .

۶) طاهری، محمد و میلاد صارم صفاری، (۱۳۹۰)، "بررسی رابطه بین نرخ ارز و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از ARDL"، فصلنامه اقتصاد مالی، ۱۳(۴۹)، صص ۲۸۳ – ۳۰۹.

۷) کردستانی، غلامرضا و علی آشتاب، (۱۳۸۹)، "بررسی رابطه بین خطای پیش‌بینی سود و بازده غیرعادی سهام شرکت‌های جدیدالورود به بورس اوراق بهادار تهران"، پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، سال ششم، شماره ۲۱, صص ۱۱۷-۱۴۰.

۸) فروغی، داریوش، هادی امیری و هادی شیخی، (۱۳۹۲)، "تأثیر کیفیت اقلام تعهدی بر صرف ریسک سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، مجله پژوهش‌های حسابداری مالی، سال پنجم، شماره ۱ (پیاپی ۱۵)، صص ۱۳-۲۸.

۹) فروغی، داریوش، هادی امیری و مینا محمدیان، (۱۳۹۳)، "تحلیل تأثیر کیفیت اقلام تعهدی بر بازده بدو شوک جریان نقدی سهام"، پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرس، سال سیزدهم، شماره ۴۹، صص ۳۱-۵۱.

۱۰) معصومی، جواد و حمیده حمیدیان، (۱۳۹۲)، "بررسی اثر تعدیل سود پیش‌بینی شده بر قیمت سهام"، پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، سال سیزدهم، شماره ۵۱، صص ۰۱ - ۲۰.

11) Black, F., Michael, C., Jensen, & Myron, S. (1972), “The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests, in Michael C. Jensen, ed”, Studies in the Theory of Capital Markets, Vol. 2, PP 79-121. (Praeger: New York).

12) Carhart, Mark., (1997), "On Persistence in Mutual Fund Performance", Journal of Finance Vol. 52, No. 1, PP. 57-82
13) Chen, L., Novy-Marx, R., Zhang, L., (2010), "An Alternative Three-factor Model", Working Paper, Washington University in St. Louis.
14) Cochrane, John H, (1991), "Production-Based Asset Pricing and the Link between Stock Stock Returns and Economic Fluctuations", Journal of Finance Vol. 46, No. 1, PP. 209-237.
15) Fama, Eugene F., and K. R. French, (1993), "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds", Journal of Finance, Vol. 33, PP. 3-56.
16) Fama, E. ,French, K., (1996), "Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies", Journal of Finance, Vol. 51, PP. 55-84.
17) Fama, Eugene F. ,French, Kenneth R., (2014), "Dissecting Anomalies with a Five-factor Model", The Review of Financial Studies, Vol. 29, Issue 1, PP. 69–103.
18) Fama, Eugene F., , (2016), "Dissecting Anomalies with Ae-factor Model", Review of Financial Studies, Vol. 29, PP. 69-103.
19) Fama Eugene F..Kenneth R.French, (2015), "A Five-factor Asset Pricing Model", Journal of Financial Economics, Vol. 116, Issue 1, PP. 1-22.
20) Fan, S., & Yu, L. (2013), "Does the Alternative Three-Factor Model Explain Momentum Anomaly Better in G12 countries?", Journal of Finance & Accountancy, Vol 12, PP. 1-15.
21) Fama, E., MacBeth, J., (1973), "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests", Journal of Political Economy, Vol. 81, No. 3, PP. 607-636.
22) Gibbons Diane I. ,Gary C. McDonald Richard F. Gunst (1987), "The Complementary Use of Regression Diagnostics and Robust Estimators", Naval Research Logistics, Vol. 34, Issue 1, PP. 109-131.
23) George, T., Hwang, C., (2004), "The 52-week High and Momentum Investing", J. Finance, Vol 5, PP. 2145–2176.
24) Hou Kewei, Chen Xue, Lu Zhang, (2014), "Digesting Anomalies: an Investment Approach", The Review of Financial Studies, Vol. 28, Issue 3, PP. 650–705.
25) Kewei Hou, Chen Xue, Lu Zhang, (2014), "A Comparison of New Factor Models., National Bureau of Economic Research".
26) Hou, K., C. Xue, and Zhang, L. (2014), "Digesting Anomalies: an Investment Approach", Review of Financial Studies, Vol. 28, PP. 650-705.
27) Hou, Kewei, Chen Xue, and Lu Zhang, (2015), "Digesting Anomalies: An Investment Approach", Review of Financial Studies, Vol. 28, PP. 650-705.
28) Liu, L. X., Whited, T. M. and Zhang, L., (2009), "Investment-based Expected Stock Returns", Journal of Political Economy, Vol. 117, PP. 1105–1139.
29) Li, D., Zhang, L. (2010), "Does q-theory with Investment Frictions Explain Anomalies in the Cross Section of Returns?", Journal of Financial Economics, Vol. 98(2), PP. 297–314.
30) Rahul Roy , Santhakumar Shijin, (2018), "Dissecting Anomalies and Dynamic Human Capital: The Global Evidence", Borsa Istanbul Review, Vol. 18, Issue 1, PP. 1-32.
31) Sharpe, William F., (1964), "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk", Journal of Finance, Vol. 19, No. 3, PP. 425-442.
32) Sun,Jerry & Lan, George & Liu, Guoping (2014), "Independent Audit Committee Characteristics and Real Earnings Management", Managerial Auditing Journal, Vol. 29, No. 2, PP. 153-172.

Financial Accounting and Auditing Researches
Vol. (15) Issue (57) April 2023

Abstract

https://doi.org/10.30495/faar.2023.1927838.3218

Discretionary Accrual Anomalies, R&D Costs, PTH Returns and Q-factor Model

Arsalan Esmaeli [1]
Hamidreza Gholamnia Roshan [2]

Received: 09 / January / 2023 Accepted: 14 / March / 2023

Abstract

Multi-factor patterns used to predict stock returns are static patterns, and dynamic changes over time are influenced by hidden factors such as government economic policies, crises, and the like that lead to a breakdown in returns. Stock and changes are not like a price bubble or a sharp drop in price. Using the Fama-McButt regression in a dynamic estimation of the factors influencing factors, and in particular the distinction between the effects of hidden and overt factors affecting the company's future performance, a more accurate estimate can be made in the turbulent conditions of Iran's economy .A random sample of Tehran Stock Exchange companies during the monthly periods in a 10-year period ending on 2019, have been tested. The results showed that, based on the Gibbons test (1987), only a pattern based on the Q pattern can be able to explain anomalies in stock returns. Also, the Q-factor model is able to explain the anomaly of optional commitment items, research and development and return (PTH) costs.

Keywords: Discretionary Accruals Anomaly, R&D Costs Anomaly, Return on Anomaly (PTH), Q-factor Model

[1] Department of Accounting, Babol Branch, Islamic Azad University, Babol, Iran. rsalanesmaeli@yahoo.com
[2] Department of Accounting, Babol Branch, Islamic Azad University, Babol, Iran. Corresponding Author. hamid_r_2057@yahoo.com

This work is licensed under a Creative Commons Attribution 4.0 International License