مجله پیشـــرفت‌های حســـابداری دانشگاه شیراز
(مجله علوم اجتماعی و انسانی پیشین)
دوره دوازدهم، شماره دوم، پاییز و زمستان ۱۳۹۹، پیاپی ۷۹، صفحه‌های ۱۰۵-۶۷
(مقاله علمی پژوهشی) Doi: 10.22099/JAA.2021.39285.2077

توسعه مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری فاما و فرنچ با استفاده از عامل بنیادی مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری

ساناز اعلمی فر[۱]، دکتر عبداله خانی[۲]، دکتر هادی امیری[۳]

چکیده: هدف این پژوهش، معرفی عامل بنیادی مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری، شامل نسبت سود به قیمت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، نرخ رشد فروش، اقلام تعهدی، سرمایه‌گذاری و رشد خالص دارایی‌های عملیاتی، به عنوان یک عامل در مدل‌های چندعاملی قیمت‌گذاری فاما و فرنچ است که مستخرج از نظریه مصرف و اصول و مفروضات حسابداری می باشد. به منظور آزمون فرضیه‌ها از اطلاعات ۳۴۵ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران طی بازه ۱۳۸۵-۱۳۹۸ استفاده شده است. برای ارزیابی عملکرد مدل‌های چندعاملی قیمت‌گذاری دارایی‌ها، دارایی‌های آزمون در دو دسته، با لحاظ کردن ویژگی بازده موردانتظار شرکت و بدون لحاظ کردن ویژگی بازده موردانتظار شرکت، طبقه‌بندی شده‌اند. در ادامه به کمک رویکرد رگرسیون‌های سری زمانی، عملکرد مدل‌های بسط یافته با عامل بنیادی مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری مذکور و مدل‌های متداول در توضیح بازده سهام مقایسه شده اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که بسط مدل‌های مورد بررسی پژوهش با عامل بنیادی مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری موجب می‌شود 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 بازده موردانتظار تشکیل شده، مطلوب‌تر می‌باشد. یافته‌های این پژوهش بیانگر این مهم است که اطلاعات صورت‌های مالی دارای محتوای اطلاعاتی بوده و در تعیین بازده مورد انتظار می‌تواند نقش انکارناپذیری داشته باشند.

کلید واژه‌ها: مدل چند عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، بازده موردانتظار، سرمایه‌گذاری، سودآوری، ارزش بازار سهام.

۱. دانشجوی دکتری گروه حسابداری دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان، ایران sanazaalamifar@ase.ui.ac.ir
۲. دانشیار گروه حسابداری دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان(نویسنده مسئول) a.khani@ase.ui.ac.ir
۳. استادیار گروه اقتصاد دانشکده علوم و اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان h.amiri@ase.ui.ac.ir
تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۰/۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱/۱۴

۱. مقدمه

شناسایی مدل درست قیمت‌گذاری دارایی از مدت‌ها قبل موضوعی مهم در ادبیات موضوعی اقتصاد مالی بوده است. اولین مدل برآورد بازده، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای *(CAPM)*[۱] ارایه شده توسط ویلیام شارپ[۲](۱۹۶۴) بود؛ که بازده یک دارایی را تابعی خطی از صرف ریسک بازار می‌دانست. اما به تدریج انحرافات و ناهنجاری‌های قیمت-گذاری[۳] مرتبط با مدل *CAPM* آشکار شد. به عنوان مثال، استاتمن[۴] (۱۹۸۰)، در خصوص اثر ارزش دفتری و بنز[۵] (۱۹۸۱) در خصوص اثر اندازه، نشان داده‌اند که پرتفوهایی از سهام شرکت‌ها که براساس ارزش دفتری به ارزش بازار و اندازه شرکت‌ها مرتب شده‌اند، بازده‌های متفاوتی از آنچه مدل *CAPM* پیش‌بینی می‌کند به دست می‌دهند (میرزایی، خانی و بت شکن، ۱۳۹۸). استفاده از مدل‌های چند عاملی در تبیین بازده سهام به تدریج جایگزین مدل تک عاملی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای شد و پژوهشگران تلاش کردند تا با اضافه نمودن عوامل جدید و بر پایه‌ی نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ این مدل را تکامل بخشند. در همین راستا مدل‌هایی همچون مدل فاما و فرنچ[۶] سه عاملی (۱۹۹۳)، مدل چهارعاملی کارهارت[۷] (۱۹۹۷)، مدل*q*-عاملی[۸] هو، زو و ژانگ[۹] (۲۰۱۵)، مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵)، مدل شش عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۸) و مدل کیو پنج[۱۰] هو، مو، زو و ژانگ[۱۱] (۲۰۱۸) شکل گرفت، که هرکدام با افزودن عوامل و بسط مدل‌های قبلی سعی در افزایش قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌ها برای بازده سهام نمودند. از سوی دیگر، در پژوهش‌های بازار سرمایه در حسابداری، الگوهای حسابداری در بازده سهام شرکت‌ها شناخته شده‌اند که مدل‌های عاملی موجود، توان توضیح‌دهندگی این الگوها را ندارند و به ناهنجاری‌های حسابداری[۱۲] معروف‌اند (میرزایی، خانی و بت شکن، ۱۳۹۸). از جمله این ناهنجاری‌ها، می‌توان به ناهنجاری اقلام تعهدی (اسلوان[۱۳]، ۱۹۹۶)، ناهنجاری سودآوری (بال، جراکوس، لیننما و نیکولاف[۱۴]، ۲۰۱۵)، ناهنجاری جریان نقد عملیاتی (بال، جراکوس، لیننما و نیکولاف، ۲۰۱۶)، ناهنجاری چرخه تبدیل به وجه نقد (وانگ[۱۵]، ۲۰۱۹) و چرخه‌ی عمر شرکت (کونستانتیندی[۱۶]، ۲۰۱۹) اشاره کرد. به دنبال شناخت این ناهنجاری‌های حسابداری، برخی دیگر از پژوهش‌های حسابداری (مانند بال، جراکوس، لیننما، نیکولاف، ۲۰۱۵ و ۲۰۱۶؛ وانگ، ۲۰۱۹ و کونستانتیندی، ۲۰۱۹) به معرفی و افزودن عوامل مبتنی بر ناهنجاری‌های حسابداری به مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌ها پرداختند تا همزمان،

ناهنجاری‌های حسابداری را توضیح دهند و عملکرد مدل عاملی را بهبود بخشند. به دنبال شناخت این ناهنجاری‌ها در حسابداری، در این پژوهش و بر مبنای پژوهش پنمن و ژو[۱۷] (۲۰۱۸) یک عامل بنیادی[۱۸] مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری معرفی می‌گردد که ناهنجاری‌های حسابداری شناسایی شده در آن خلاصه شده‌اند. برای دستیابی به این عامل، ابتدا از نظریه مصرف[۱۹] و اصول و مفروضات حسابداری[۲۰] برای شناسایی اولیه ویژگی‌های حسابداری اثرگذار بر رشد سود و به دنبال آن بر بازده موردانتظار سهام استفاده شد و سپس از آزمون‌های تجربی جهت شناسایی نهایی ویژگی‌های مذکور استفاده گردید. سپس، ویژگی‌های شناسایی شده در یک عامل تحت عنوان "عامل بنیادی" خلاصه گردید. از این‌رو، هدف پژوهش حاضر، ارزیابی امکان بهبود عملکرد مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌ها در توضیح تفاوت بازده سهام با اضافه کردن عامل بنیادی مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری بوده است. در حقیقت، این عامل، منتقل‌کننده محتوای اطلاعاتی صورت‌های مالی در رابطه با بازده موردانتظار سهام بوده که برای نخستین بار در ایران با بسط مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با عامل بنیادی مذکور به ارزیابی عملکرد مدل‌های حاوی عامل بنیادی نسبت به مدل‌های متناظر و فاقد عامل بنیادی پرداخته شده است.

در ادامه، مبانی نظری و پیشینه پژوهش بیان شده، پس از آن فرضیه‌ها و روش‌شناسی پژوهش ارائه گردیده و پس از بیان یافته‌های پژوهش به نتیجه‌گیری و پیشنهادها پرداخته شده است.

۲. مبانی نظری

برای توجیه و معرفی یک عامل در مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری می‌توان از استدلال مبتنی بر ریسک و یا از استدلال‌های رفتاری مانند قیمت‌گذاری نادرست استفاده نمود. "شایان ذکر است که در بسط مدل‌های چند عاملی، از ابتدا نیز دلایل مبتنی بر قیمت‌گذاری نادرست، مبنای اضافه شدن بسیاری از عوامل به مدل‌های عاملی بوده است (میرزایی، خانی و بت شکن، ۱۳۹۸، ص۵۴۹)" که در ادامه توضیح داده خواهد شد. طبق دیدگاه سنتی در قیمت‌گذاری، این ارزش فعلی سودهای تقسیمی آتی می‌باشد که قیمت را تعیین می‌کند. اما در ادامه، میلر و مودیگلیانی[۲۱] (۱۹۶۱) ادعا نمودند که خط‌مشی سود سهام شرکت هیچ تاثیری بر ارزش سهام

آن شرکت نخواهد داشت. بر اساس این دیدگاه که تحت عنوان دیدگاه سود تقسیمی غیرمرتبط با قیمت‌گذاری ارایه شده، زمان مصرف را مطلوبیت نهایی شخص سرمایه‌گذار و نه زمان پرداخت سود تقسیمی، تعیین می‌کند. بنابراین، تحت مفروضات میلر و مودیگلیانی اگر سرمایه‌گذار قصد داشته باشد مصرف را به تعویق بیاندازد، می‌تواند سود تقسیمی را مجددا در یک نرخ بازده بدون ریسک سرمایه‌گذاری کند تا قدرت مصرف خود را حفظ کند. اما برای سرمایه‌گذاری که سود تقسیمی را مصرف می‌کند صرفا سود تقسیمی با ارزش دفتری سودهای آتی (و به شکل متناظر با مصرف آتی) جابه‌جا می‌شود.

مطابق با نظریه قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف، روبینستن[۲۲] (۱۹۷۶) از سودهای تقسیمی آتی که صرف خرید اقلام مصرفی سرمایه‌گذاران می‌شود برای قیمت-گذاری در دوره‌های زمانی نامحدود استفاده نمود:

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

$$\mathrm{m_\tau} = \sum_{\tau=t}^{\infty} \beta_\tau \frac{u'(c_\tau)}{u'(c_t)} > 0 \qquad \text{رابطه (۲)}$$

که در این روابط P_t قیمت هر سهم در پایان سال مالی t؛ m عامل تنزیل تصادفی است. $\beta\tau$ عامل تنزیل ذهنی زمان است که چگونگی مصرف عوامل ناشکیبا را توصیف می‌کند و اگر بتا کوچک باشد افراد بسیار ناشکیبا هستند به عبارت دیگر افراد مصرف کنونی را به مصرف آتی ترجیح می‌دهند. $\frac{u'(c_\tau)}{u'(c_t)}$ نرخ نهایی جانشینی مصرف زمان τ در برابر مصرف دوره جاری و R_τ^f نرخ تنزیل بدون ریسک برای دوره‌ی τ، d_τ سود تقسیمی دوره‌ی τ است.

در حقیقت براساس دیدگاه سود تقسیمی غیرمرتبط با قیمت‌گذاری میلر و مودیگلیانی فرض می‌شود در طول عمر یک شرکت، مجموع جریان وجوه‌نقد پرداختی به سهامداران با مجموع سودها و ارزش دفتری جاری حقوق صاحبان سهام برابر باشد، لذا می‌توان گفت ارزش-گذاری باید بر یک موضوع بنیادی‌تر از توزیع سود متکی باشد و آن موضوع، خلق ارزش برای مصرف و نه نحوه توزیع آن به شکل سود تقسیمی جهت مصارف سرمایه‌گذاران خواهد بود. به عبارت دیگر، تولید ارزش از توزیع ارزش متمایز می‌باشد و آن چیزی که باید در قیمت‌گذاری

برپایه مصرف مورد استفاده قرار گیرد، موضوعی است که موجب تولید ارزش می‌شود. پنمن و ژو (۲۰۱۸) این مفهوم را در پژوهش خود، در قالب رابطه مازاد تمیز[۲۳] نشان دادند. تحت رابطه-ی مازاد تمیز، سود خالص به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام اضافه و سودهای تقسیمی از آن کسر می‌گردد (رابطه ۳)؛ سپس آنها برای مرتبط نمودن رابطه مازاد تمیز با قیمت‌گذاری مصرف در دوره‌ی زمانی محدود، رابطه (۳) را در رابطه (۴) جایگذاری و در نهایت به رابطه (۵) رسیدند:

$$B_\tau = B_{\tau-1} + Earnings_\tau - d_\tau \qquad \text{رابطه (۳)}$$

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

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

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

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

$$= \frac{B_t}{R_T^f} + \frac{1}{R_T^f} \sum_{\tau=t+1}^{T} E_t \left[Earnings_\tau + d_\tau \left(\frac{R_T^f}{R_\tau^f} - 1 \right) \right] + \sum_{\tau=t+1}^{T} cov_t\,(Earnings_\tau, m_\tau) \qquad \text{رابطه (۵)}$$

همانگونه که مشاهده می‌شود در رابطه (۵) سود تقسیمی از جمله کواریانس حذف و به جای آن سود موردانتظار استفاده می‌شود. بنابراین تئوری نامربوط بودن میلر و مودیگلیانی (۱۹۶۱) توسط پنمن و همکاران (۲۰۱۸) مورد تایید قرار می‌گیرد. بر این اساس در قیمت محاسبه شده برای ارزش‌گذاری مصرف، سود تقسیمی غیرمرتبط است. در جمله‌ی دوم رابطه (۵)، سودهای تقسیمی مورد انتظار تا دوره‌ی T مجددا سرمایه‌گذاری می‌شوند و این نشان دهنده‌ی این است که سرمایه‌گذار قصد دارد مصرف را به تعویق بیاندازد. به واسطه‌ی این

سرمایه‌گذاری مجدد سود بیشتری ایجاد و به ارزش دفتری اضافه می‌شود که از آن برای پرداخت سودهای تقسیمی آتی، جهت مصرف در زمان دلخواه استفاده می‌شود و با سرمایه-گذاری در نرخ بازده بدون ریسک، قدرت مصرف حفظ می‌شود. در صورتی‌که سرمایه‌گذار سود تقسیمی را مصرف کند، این سود تقسیمی مصرف شده جایگزین سودهای آتی و مصرف آتی می‌شود. بنابراین، می‌توان گفت تنها سودهای حاصل از سرمایه‌گذاری به‌طور بالقوه بر قیمت تاثیر دارند و کواریانس این سود (نه سود تقسیمی) با عامل تنزیل تصادفی، ریسک مربوط به مصرف را نشان می‌دهد. همانگونه‌که مشاهده شد مطابق رابطه (۵) سود مورد انتظار نشان دهنده‌ی ریسک می‌باشد. با توجه به توضیحات بالا می‌توان به این نتیجه رسید که به‌منظور تعیین ارزش باید از یک متغیر مبتنی بر خلق ارزش و نه توزیع ارزش استفاده شود، که با توجه به رابطه اثبات‌شده شماره (۵) عامل موثر در قیمت‌گذاری سود ایجاد شده و نه سودهای - تقسیمی می باشد.

طبق اصل محافظه‌کاری در حسابداری فرض می‌شود در هنگام شناسایی و ثبت سود در حساب‌ها و گزارش آن در صورت‌های مالی، باید عدم‌اطمینان کمی مبنی بر این‌که این سودها، وجوه‌نقد موردنیاز برای پرداخت سودهای تقسیمی را فراهم می‌کنند؛ وجود داشته باشد. در غیر این صورت، شناخت سود تا دوره‌های آتی که عدم‌اطمینان برطرف شود به تعویق می‌افتد. بر این اساس، سودهای موردانتظار در رابطه (۵) تا زمانی‌که عدم‌اطمینان برطرف شود، ریسکی خواهند بود. این تعویق انداختن شناسایی، ثبت و گزارش سود به خاطر الزام به رعایت اصول حسابداری می‌باشد. اصل محافظه‌کاری و به دنبال آن، اصل شناخت درآمد، هر دو در شرایط عدم اطمینان شناخت سود را به تعویق می‌اندازند. از آنجایی که فرض می شود در طول عمر یک شرکت، کل سودها (به اضافه ارزش دفتری) مساوی با کل جریان وجوه نقد پرداختی به سهامداران خواهد بود، بنابراین با فرض رعایت دو اصل حسابداری مذکور، شناسایی و گزارش سودهای بالاتر در آینده، تنها با کاهش سود دوره‌ی جاری امکان‌پذیر خواهد بود. بنابراین، تاخیر در شناسایی سود به علت وجود عدم اطمینان، منجر به رشد سود مورد انتظار در آینده می‌گردد. با توجه به پذیرش این مهم که سود، عامل موثر در قیمت‌گذاری می‌باشد و از آنجایی که عدم‌اطمینان منجر به رشد سود آتی می‌گردد، بنابراین، تعیین عوامل موثر بر رشد سود در قیمت‌گذاری بسیار مهم خواهد بود.

در این پژوهش و مطابق با پژوهش پنمن و ژو (۲۰۱۴، ۲۰۱۸)، برای اولین بار در بازار سرمایه ایران، برای شناسایی ویژگی‌های حسابداری اثرگذار بر رشد سود و بازده سهام از اصول و مفروضات حسابداری طبق جدول شماره (۱) استفاده گردید، سپس، جهت انتخاب نهایی آنها به صورت تجربی مورد آزمون قرار گرفتند. در ادامه، تمام این ویژگی‌ها پس از تایید نهایی در قالب آزمون تجربی انجام گرفته، در قالب یک عامل و تحت‌عنوان "عامل بنیادی" خلاصه گردیدند. همچنین، برای نخستین‌بار در بین پژوهش‌های خارجی و داخلی، عامل بنیادی مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری، به عنوان عاملی موثر بر بازده موردانتظار سهام، برای بسط مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری دارایی معرفی و عملکرد مدل‌های بسط یافته در این رابطه بصورت تجربی آزموده شده‌اند، تا به این سوال، بصورت تجربی جواب داده شود که آیا اضافه کردن این عامل بنیادی به مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری موجود، توان توضیح‌دهندگی این مدل‌ها را بهبود می‌دهد یا خیر؟

جدول(۱) ویژگی‌های حسابداری انتخاب شده به واسطه‌ی اصول حسابداری

متغیر	نماد	نحوه محاسبه	دلایل انتخاب	علامت مورد انتظار ضریب در روابط (۱۴) و (۱۷)	منبع
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 موردانتظار بدون نشان دادن رشد سود پیش‌بینی شده می‌باشد (پنمن و همکاران، ۲۰۱۸) که در ادامه، متغیرهایی که نشان دهنده رشد سود پیش بینی شده دارای ریسک می‌باشد به آن اضافه می‌گردد.	+	پنمن و ژو (۲۰۱۴، ۲۰۱۸)
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 می‌گردد. ارزش دفتری از تقسیم حقوق صاحبان سهام بر تعداد سهام شرکت بدست می‌آید.	برای هر $\frac{E}{P}$، $\frac{B}{P}$ نشان دهنده تاثیر سود معوق و حسابداری برمبنای اصل محافظه کاری است (پنمن و همکاران، ۲۰۱۸).	+	پنمن و ژو (۲۰۱۴، ۲۰۱۸)
نرخ رشد فروش سال t	$Sales\ growth\ ra$	از تغییرات فروش سال جاری (t) نسبت به سال قبل (t-1) که بر فروش سال قبل تقسیم می‌شود، بدست می‌آید.	در اینجا فروش‌ها (درآمدها)، درآمدهای موردانتظار معوقی هستند که اکنون محقق شده اند، به این معنا که براساس اصول حسابداری (اصل تحقق درآمد)	-	پنمن و ژو (۲۰۱۸)

متغیر	نماد	نحوه محاسبه	دلایل انتخاب	علامت مورد انتظار ضریب در روابط (۱۴) و (۱۷)	منبع
			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) نشان دهنده ریسک بالاتر ، یعنی عدم تحقق فروش‌ها و یا سودهای مورد انتظار، خواهد بود.		
سودآوری سال t	ROA_t	ازتقسیم سود خالص سال جاری بر جمع دارایی‌های سال قبل بدست می‌آید.	سودآوری، سنجه‌ای همانند سنجه بازده حقوق صاحبان سهام خواهد بود، با این تفاوت که مخرج آن بطور دقیق‌تری اثر حسابداری محافظه‌کاری را بر دارایی‌ها نشان می‌دهد.	-	پنمن و ژو (۲۰۱۴، ۲۰۱۸)
اقلام تعهدی سال t	$Accruals_t$	از تفاوت جریان وجوه نقد عملیاتی از سود خالص تقسیم بر وقفه اول دارایی‌ها بدست می‌آید.	اقلام تعهدی عمدتا ناشی از شناخت و تحقق فروش‌های تحقق‌یافته می‌باشند (مانده حساب بدهکاران منهای درآمدهای معوق) که شامل هزینه‌هایی است که بجای تعویق به دوره‌های آتی، به دوره‌ی جاری اختصاص یافته‌اند که این امر همراه با کاهش رشد سود موردانتظار می‌باشد. در اینجا خالص تغییرات در سرمایه در گردش عملیاتی منهای استهلاک، نشان‌دهنده حسابداری محافظه‌کارانه در تعویق شناسایی آن می‌باشد.	-	پنمن و ژو (۲۰۱۴، ۲۰۱۸)
سرمایه-گذاری سال t	$investment_t$	تغییرات در ناخالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات بعلاوه تغییرات در موجودی کالا که همه بر وقفه اول کل دارایی‌ها تقسیم می‌گردد.	گزارش سرمایه‌گذاری‌ها در ترازنامه، نشان دهنده تحقق فرصت‌های سرمایه‌گذاری می‌باشد که همراه با ریسک (عدم اطمینان) بوده است؛ لذا 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،	-	پنمن و ژو (۲۰۱۴، ۲۰۱۸)

متغیر	نماد	نحوه محاسبه	دلایل انتخاب	علامت مورد انتظار ضریب در روابط (۱۴) و (۱۷)	منبع
			دلالت بر ریسک پایین سود آنها خواهد بود. تحت حسابداری محافظه‌کارانه بنظر می‌رسد هزینه نمودن مستقیم سرمایه-گذاری‌ها 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 اینصورت نخواهد بود.		
رشد در خالص دارایی‌های عملیاتی سال t	$\Delta \mathrm{NOA}_t$	از تغییر در خالص دارایی‌های عملیاتی تقسیم بر میانگین کل دارایی‌ها بدست می‌آید. خالص دارایی‌های عملیاتی از تفاوت بین دارایی‌های عملیاتی شرکت و بدهی‌های عملیاتی آن بدست 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 مابین (دارایی-های جاری منهای وجه نقد و معادل‌های وجه نقد) و (بدهی-های جاری منهای وام‌های کوتاه-مدت) تعریف می‌شود؛ و خالص دارایی‌های عملیاتی غیرجاری از تفاوت مابین (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 تحقق-یافته حاصل از عملیات و سرمایه‌گذاری-های 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 $(\frac{\mathrm{E}}{\mathrm{P}})$ 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 $(\Delta \mathrm{NOA}_t)$ کمتر خواهد شد.	-	پنمن و ژو (۲۰۱۴، ۲۰۱۸)
تامین مالی خارجی	$EXTFIN_t$	از طریق تغییرات در بدهی‌ها بعلاوه تغییرات در حقوق صاحبان سهام ناشی از مبادلات مالکانه تقسیم بر میانگین کل	تامین مالی خارجی همبستگی مثبت با سرمایه‌گذاری جاری دارد، و همچنین بیانگر برنامه‌های آتی برای سرمایه‌گذاری است. برنامه‌های سرمایه‌گذاری به طور	-	پنمن و ژو (۲۰۱۴، ۲۰۱۸)

متغیر	نماد	نحوه محاسبه	دلایل انتخاب	علامت مورد انتظار ضریب در روابط (۱۴) و (۱۷)	منبع
		دارایی‌ها بدست می‌آید.	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 تامین مالی معین ($EXTFIN$)، خالص سهم منتشره منجر به کاهش (رشد) سود هر سهم آتی و کاهش اهرم (ریسک) می‌گردد.	-	پنمن و ژو (۲۰۱۴، ۲۰۱۸)

۳. مروری بر مطالعات تجربی

اگر چه برخی پژوهش‌ها به مقایسه‌ی مدل‌ها پرداخته‌اند ولی در هیچ یک از این مدل‌ها از عامل بنیادی مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری برای بسط مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای استفاده نشده است. در ادامه برخی از مرتبط‌ترین پژوهش‌ها با موضوع پژوهش حاضر بیان شده است:

پنمن و همکاران (۲۰۱۸) یک عامل قیمت‌گذاری بنیادی را معرفی نمودند که برخلاف مدل‌های استاندارد به واسطه‌ی داده‌کاوی ایجاد نشده است؛ بلکه این عامل بر تئوری قیمت-گذاری دارایی مبتنی بر مصرف و اصول حسابداری متکی می‌باشد. نتایج پژوهش آنها حاکی از آن است که این عامل نسبت به عوامل استاندارد در توضیح مقاطع بازده عملکرد بهتری داشته است. صدیقی و مورفی[۲۴](۲۰۲۰) مغز انسان را مدل قرار دادند تا دو مشکل بهینه‌سازی را حل کنند؛ که شامل: ۱- تخصیص بهینه منابع در مغز و ۲-بهینه‌سازی میانگین-واریانس می‌باشد. در چارچوب پیشنهادی آنها از خط بازار اوراق بهادار با شیب‌های متفاوت (صاف، رو به بالا و رو به پایین) و توضیحات یکپارچه برای اثرات اندازه، ارزش و مومنتوم استفاده شده‌است. بر مبنای یافته‌های پژوهش آنها، نارسایی‌های مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به نادیده گرفتن

عوامل ریسک مربوط، ارتباطی ندارد؛ بلکه نتیجه نادیده گرفتن مکانیسم تخصیص بهینه منابع در مغز می‌باشد. سلیمانیان، فروغی و امیری (۱۳۹۸) به ارائه مدلی چهار عاملی و نوین بر مبنای عوامل ارزش، مومنتوم و کیفیت سهام به همراه ریسک بازار و مقایسه آن با مدل‌های رقیب پرداختند. نتایج آزمون مدل‌ها و فرضیات آنها بیانگر وجود همگرایی بین عوامل ارزش، مومنتوم و کیفیت سهام با بازده مازاد سهام می‌باشد. بر مبنای این پژوهش این سه عامل منجر به صرف ریسک در پرتفوهای مصون‌سازی بر مبنای ویژگی شده است. همچنین مدل چهار عاملی مذکور، بالاترین توان توضیح‌دهندگی و بهترین عملکرد را نسبت به مدل‌های قیمت-گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای نظیر مدل CAPM و مدل سه عاملی فاما و فرنچ نشان داد. میرزایی، خانی و بت شکن (۱۳۹۹) به معرفی و آزمون عامل چرخه عمر شرکت به عنوان عامل سیستماتیک جدید در توسعه الگوهای چندعاملی قیمت‌گذاری با استفاده از رویکرد رگرسیون-های پوششی پرداختند. نتایج حاصل از رگرسیون‌های پوششی نشان داد که هیچ کدام 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 توضیح دهندگی 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.

مطالعات تجربی پیشین نتوانسته برای شناخت ناهنجاری‌ها در حسابداری، از عاملی استفاده کند که ویژگی‌های منتقل کننده محتوای اطلاعاتی صورت‌های مالی در رابطه با بازده موردانتظار سهام را در آن خلاصه کند. در این مطالعه این خلأها با ساخت عامل بنیادی مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری به واسطه نظریه مصرف، اصول و مفروضات حسابداری و آزمون‌های تجربی و سپس بسط مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با عامل بنیادی مذکور پاسخ داده شده است.

۴. فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری و پیشینه پژوهش می‌توان فرضیه‌های پژوهش را به شرح زیر بیان نمود:

فرضیه اول: افزودن عامل بنیادی به مدل سه عاملی فاما و فرنچ باعث بهبود عملکرد در توضیح تفاوت بازده سهام می‌شود.

فرضیه دوم: افزودن عامل بنیادی به مدل چهار عاملی کارهارت باعث بهبود عملکرد در توضیح تفاوت بازده سهام می‌شود.

فرضیه سوم: افزودن عامل بنیادی به مدل پنج عاملی فاما و فرنچ باعث بهبود عملکرد در توضیح تفاوت بازده سهام می‌شود.

فرضیه چهارم: افزودن عامل بنیادی به مدل شش عاملی فاما و فرنچ باعث بهبود عملکرد در توضیح تفاوت بازده سهام می‌شود.

۵. جامعه و نمونه پژوهش

جامعه آماری پژوهش، کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران است. همچنین، اطلاعات صورت‌های مالی شرکت‌های نمونه از ابتدای سال ۱۳۸۵ تا آبان سال ۱۳۹۸ بکار گرفته شده است. برای انتخاب شرکت‌ها به پیروی از پژوهش فاما و فرنچ (۱۹۹۲، ۱۹۹۳ و ۲۰۱۵)، بال و همکاران[۲۵] (۲۰۱۶)، 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 بشرح جدول (۲) انتخاب شده است.

جدول (۲) نمونه پژوهش

شرایط	تعداد شرکت‌ها
تعداد کل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس و فرا بورس در پایان سال ۱۳۹۸	۶۳۷
تعداد شرکت‌های متعلق به صنعت بانکداری	(۱۸)

تعداد شرکت‌های متعلق به صنعت بیمه و بازنشستگی	(۲۵)
تعداد شرکت‌های متعلق به صنعت سرمایه گذاری‌ها	(۳۲)
تعداد شرکت‌های متعلق به واسطه‌گری مالی و پولی	(۲۴)
تعداد شرکت‌های که اطلاعات آن طی دوره پژوهش به طور کامل در دسترس نبوده است	(۱۹۳)
تعداد نمونه انتخاب شده	۳۴۵

۶. روش‌شناسی پژوهش

۶-۱. مدل‌های پژوهش

مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری جهت آزمون فرضیه‌های مورد بررسی پژوهش بشرح جدول (۳) است.

جدول (۳) مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌ها

نام مدل	رابطه	نماد مدل	تصریح مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری
سه عاملی فاما و فرنچ	رابطه (۶)	FF3	$R_{it}-R_{ft}=\alpha_i+b_i(R_{mt}-R_{Ft})+s_iSMB_t+h_iHML+e_{it}$
چهار عاملی کارهارت	رابطه (۷)	Carhart four-factor	$R_{it}-R_{ft}=\alpha_i+b_i(R_{mt}-R_{Ft})+s_iSMB_t+h_iHML+w_iWML+e_{it}$
پنج عاملی فاما و فرنچ	رابطه (۸)	FF5	$R_{it}-R_{ft}=\alpha_i+b_i(R_{mt}-R_{Ft})+s_iSMB_t+h_iHML+r_iRMW+c_iCMA+e_{it}$
شش عاملی فاما و فرنچ	رابطه (۹)	FF6	$R_{it}-R_{ft}=\alpha_i+b_i(R_{mt}-R_{Ft})+s_iSMB_t+h_iHML+r_iRMW+c_iCMA+w_iWML+e_{it}$
سه عاملی فاما و فرنچ+عامل بنیادی	رابطه (۱۰)	FF3+ER	$R_{it}-R_{ft}=\alpha_i+b_i(R_{mt}-R_{Ft})+s_iSMB_t+h_iHML+e_iER_t+e_it$
چهار عاملی کارهارت+عامل بنیادی	رابطه (۱۱)	Carhart four-factor+ ER	$R_{it}-R_{ft}=\alpha_i+b_i(R_{mt}-R_{Ft})+s_iSMB_t+h_iHML+w_iWML+e_iER_t+e_{it}$
پنج عاملی فاما و فرنچ+عامل بنیادی	رابطه (۱۲)	FF5+ER	$R_{it}-R_{ft}=\alpha_i+b_i(R_{mt}-R_{Ft})+s_iSMB_t+h_iHML+r_iRMW+c_iCMA+e_iER_t+e_{it}$
شش عاملی فاما و	رابطه	FF6+E	$R_{it}-R_{ft}=\alpha_i+b_i(R_{mt}-R_{Ft})+s_iSMB_t+h_iHML+$

نام مدل	رابطه	نماد مدل	تصریح مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری
فرنچ+عامل بنیادی	(۱۳)	R	r_iRMW+c_iCMA $+w_iWML+e_iER_t+e_{it}$

که در این روابط $(R_{mt}-R_{Ft})$ عامل بازار، SMB_t عامل اندازه، HML_t عامل ارزش، WML_tعامل مومنتوم، RMW_t عامل سودآوری، CMA_t عامل سرمایه‌گذاری، ER_t عامل بنیادی و $\varepsilon_{i,t}$ پسماند مدل است.

برای آزمون مفروضات پژوهش، ابتدا مدل‌های سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) بشرح رابطه (۶)، چهار عاملی کارهارت (۱۹۹۷) بشرح رابطه (۷)، پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵) بشرح رابطه (۸) و شش عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۸) بشرح رابطه (۹) 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[۲۶] (۱۹۸۹) و ضریب تعیین تعدیل شده محاسبه می‌شود. سپس عامل بنیادی به مدل مدل‌های سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، چهار عاملی کارهارت (۱۹۹۷)، پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵) و شش عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۸) بشرح روابط (۱۰)، (۱۱)، (۱۲) و (۱۳) اضافه و با استفاده از رگرسیون‌های سری زمانی، در هرکدام از دارایی‌های آزمون مجددا برآورد و آماره GRSو ضریب تعیین تعدیل شده آنها محاسبه می‌شود. در صورتی‌که آماره GRS مدل‌های بسط یافته با عامل عامل بنیادی نسبت به آماره GRS مدل‌های متناظر و فاقد عامل بنیادی در هر دارایی آزمون کمتر و ضریب تعیین تعدیل شده بیشتر باشد، آن فرضیه رد نخواهد شد.

۲-۶. متغیرهای پژوهش

متغیرهای بکار رفته در پژوهش و نحوه اندازه‌گیری آنها بشرح جدول (۴) است.

جدول (۴) نام متغیرها و نحوه اندازه‌گیری آنها

نام متغیر	نحوه اندازه‌گیری	منبع اندازه‌گیری متغیر
بازده ماهانه	برای محاسبه بازده ماهانه سهام، از تفاوت قیمت تعدیل شده (بابت	فاما و فرنچ

سهام	سود تقسیمی یا افزایش سرمایه) در انتهای دو ماه متوالی استفاده شده است.	(۱۹۹۳، ۲۰۱۵، ۲۰۱۸)
بازده ماهانه 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.	میرزایی، خانی و بت‌شکن (۱۳۹۸)
اندازه شرکت	لگاریتم طبیعی ارزش کل بازار شرکت (تعداد سهام ضرب در قیمت هر سهم) در پایان تیرماه هر سال است.	فاما و فرنچ (۱۹۹۳)
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام	از تقسیم ارزش دفتری سهام شرکت بر ارزش بازار سهام شرکت در پایان سال مالی بدست می‌آید (تاخیر چهار ماه گزارشگری برای داده‌های حسابداری در نظر گرفته شده است).	فاما و فرنچ (۱۹۹۳)
مومنتوم بازده	از طریق میانگین هندسی نرخ بازده[۲۷](GAAR) دوازده ماه قبل به استثنای یک ماه آخر بدست می‌آید.	یو و چن[۲۸] (۲۰۱۱)
سودآوری	از طریق نسبت جزء نقدی سود عملیاتی بر ارزش دفتری کل دارایی‌ها بدست می‌آید.	بال و همکاران (۲۰۱۶) فاما و فرنچ (۲۰۱۸)
سرمایه‌گذاری	از طریق تفاوت ارزش دفتری کل دارایی‌های انتها و ابتدای سال، تقسیم بر ارزش دفتری کل دارایی‌های ابتدای سال محاسبه شده است.	فاما و فرنچ (۲۰۱۸)
بازده موردانتظار	در ادامه توضیح داده شده است.	پنمن و ژو (۲۰۱۸)

نحوه‌ی اندازه‌گیری بازده موردانتظار ((E(r)

به‌منظور محاسبه بازده موردانتظار برای ساخت عامل بنیادی مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری شش مرحله به شرح ذیل باید طی نمود:

مرحله ۱: شناسایی ویژگی‌های حسابداری نشان دهنده‌ی رشد سود موردانتظار و بازده آتی با توجه به ادبیات پژوهش و به‌صورت قیاسی (به‌واسطه‌ی اصول حسابداری). مطابق با پژوهش پنمن و ژو (۲۰۱۸) این ویژگی‌ها شامل نسبت سود به قیمت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، نرخ رشد فروش، سودآوری، اقلام تعهدی، سرمایه‌گذاری، رشد در خالص دارایی‌های عملیاتی، تامین مالی خارجی و خالص انتشار سهام می‌باشند که نحوه محاسبه آن در قالب

جدول (۱) ارائه شده است.

مرحله ۲: تایید تجربی اینکه ویژگی‌های مشخص شده در مرحله (۱)، رشد سود و ریسک احاطه کننده‌ی 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 (۱۴)

$$Earnings^{a}_{i,t+2} = Earnings_{i,t+2} + \left(r_{f,t+2} * d_{i,t+1}\right)$$ رابطه (۱۵)

$$\Delta Earnings^{a}_{i,t+2} = Earnings^{a}_{i,t+2} - Earnings_{i,t+1}$$ رابطه (۱۶)

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 (۱)، $U_{i,t+2}$ جز خطا یا پسماند مدل، $Earnings_{i,t+1}$ سود موردانتظار شرکت i در پایان سال مالی t+1، $Earnings_{i,t+2}$ سود موردانتظار شرکت i در پایان سال مالی t+2، $r_{f,t+2}$ نرخ بازده بدون ریسک در پایان سال مالی t+2 و $d_{i,t+1}$ سود تقسیمی شرکت i در پایان سال مالی t+1 است.

مرحله ۳: تایید تجربی اینکه ویژگی‌هایی که رشد سود را پیش‌بینی می‌کنند 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 (۱۷)

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 ۴: ویژگی‌هایی که سه مرحله‌ی قبل را با موفقیت پشت سر گذاشته‌اند (به این معنی‌که از بین ویژگی‌های انتخاب شده به‌واسطه‌ی اصول حسابداری آن دسته‌ای که در هر دو رابطه (۱۴) و (۱۷) معنی‌دار و علامت واقعی ضریب آنها با علامت موردانتظار 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، بکار می‌رود.

مرحله ۵: در بازه زمانی ۸۵-۹۶ مدل کمکی فوق در هر سال جداگانه به صورت مقطعی

برآورد می‌شود. سپس برای بازه زمانی ۹۰-۹۷ در هرسال از میانگین ضرایب مدل‌های پنج سال گذشته، برای محاسبه بازده‌ی مورد انتظار($E(r)$) آن سال استفاده می‌شود. بدین ترتیب از in sample (۸۵-۹۶) برای محاسبه‌ی بازده موردانتظار در out of sample (۹۰-۹۷) استفاده می‌گردد.

مرحله‌ی ۶: سپس از بازده‌های موردانتظار ($E(r)$) محاسبه شده برای ساختن عامل بنیادی مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری (ER) استفاده می‌شود، که در بخش بعد نحوه‌ی تشکیل این عامل ارائه شده است.

۳-۶. تعریف عوامل بکار رفته در مدل

نحوه‌ی تشکیل عوامل در قالب جدول (۵) ارائه شده است. بازده‌ی همه‌ی این عوامل براساس میانگین وزنی ارزشی محاسبه شده است.

جدول (۵) ساختار عوامل

پرتفو	نقطه انفصال ویژگی‌ها
پرتفو ۳*۲	اندازه: میانه
اندازه و بازده موردانتظار شرکت‌های عضو نمونه در هر سال.	به سه نقطه مرزی مساوی، براساس بازده موردانتظار
اندازه و B/M شرکت‌های عضو نمونه در هر سال.	به سه نقطه مرزی مساوی، براساس نسبت B/M
اندازه و مومنتوم شرکت‌های عضو نمونه در هر ماه.	به سه نقطه مرزی مساوی، براساس مومنتوم ماه قبل
اندازه و سرمایه‌گذاری شرکت‌های عضو نمونه در هرسال.	به سه نقطه مرزی مساوی، براساس سرمایه‌گذاری
اندازه و سودآوری های عضو نمونه در هرسال.	به سه نقطه مرزی مساوی، براساس سودآوری شرکت-
عوامل و روابط آن	**منبع**

عامل اندازه *(SMB)* : S شرکت‌های کوچک؛ B شرکت-های بزرگ.	$SMB = \frac{(SH + SM + SL)}{3} - \frac{(BH + BM + BL)}{3}$	فاما و فرنچ (۲۰۱۵)
عامل بنیادی *(ER)*: H شرکت‌های با بازده موردانتظار بالا؛ شرکت‌های خنثی و L شرکت‌های با بازده موردانتظار پایین.	$ER = \frac{(SH + BH)}{2} - \frac{(SL + BL)}{2}$	پنمن و ژو (۲۰۱۸)
عامل ارزش *(HML)*: H شرکت‌های ارزشی؛ M شرکت‌های خنثی و L شرکت‌های رشدی.	$HML = \frac{(SH + BH)}{2} - \frac{(SL + BL)}{2}$	فاما و فرنچ (۱۹۹۳، ۲۰۱۵)
عامل مومنتوم *(WML)*: W شرکت‌های برنده؛ M شرکت‌های خنثی و L شرکت‌های بازنده.	$WML = \frac{(SW + BW)}{2} - \frac{(SL + BL)}{2}$	فاما و فرنچ (۲۰۱۸)
عامل سرمایه‌گذاری*(CMA)* : C شرکت‌های با سرمایه-گذاری محافظه‌کارانه؛ M شرکت‌های خنثی و A شرکت-های با سرمایه‌گذاری متهورانه.	$CMA = \frac{(SC + BC)}{2} - \frac{(SA + BA)}{2}$	فاما و فرنچ (۲۰۱۵)
عامل سودآوری *(RMW)*: R شرکت‌های با سودآوری قوی؛ M شرکت‌های خنثی و W شرکت‌های با سودآوری ضعیف.	$RMW = \frac{(SR + BR)}{2} - \frac{(SW + BW)}{2}$	فاما و فرنچ (۲۰۱۵)

۴-۶. دارایی‌های آزمون

از آنجایی‌که نتایج آزمون مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها نسبت به نوع تشکیل پرتفوی‌ها حساس می‌باشند و دارایی‌های آزمون متفاوت ممکن است منجر به نتایج متفاوتی شود (فاما و فرنچ، ۲۰۱۸)؛ بدین‌منظور در یک دسته‌بندی کلی، دارایی‌های آزمون را در دو دسته (با لحاظ کردن ویژگی بازده موردانتظار شرکت و بدون لحاظ کردن ویژگی بازده موردانتظار شرکت) طبقه‌بندی و سپس در هر دسته، حسب مورد از دو مدل رتبه‌بندی دوگانه (۵*۵ و ۴*۴) و یا رتبه‌بندی چهارگانه (۲*۲*۲*۲) بشرح جدول (۶) استفاده‌شده‌است.

جدول (۶) دارایی‌های آزمون استفاده شده در ارزیابی مدل‌های قیمت‌گذاری و نحوه ساخت آنها

نوع دسته	نوع	نحوه ساخت	ویژگی‌ها
دسته اول: بازده	رتبه‌بندی دوگانه	۵*۵	سرمایه‌گذاری و سودآوری

موردانتظار در ساخت دارایی‌های آزمون لحاظ نشده است			مومنتوم و سودآوری
		۴*۴	سرمایه‌گذاری و سودآوری
			سرمایه‌گذاری و اندازه
			مومنتوم و سودآوری
دسته دوم: بازده موردانتظار در ساخت دارایی‌های آزمون لحاظ شده‌است	رتبه‌بندی دوگانه	۵*۵	بازده موردانتظار و سرمایه‌گذاری
			بازده موردانتظار و سودآوری
			بازده موردانتظار و B/M
			بازده موردانتظار و اندازه
			بازده موردانتظار و مومنتوم
		۴*۴	بازده موردانتظار و سرمایه‌گذاری
			بازده موردانتظار و سودآوری
			بازده موردانتظار و B/M
			بازده موردانتظار و اندازه
			بازده موردانتظار و مومنتوم
	رتبه‌بندی چهارگانه	۲*۲*۲*۲	بازده موردانتظار، B/M، سرمایه‌گذاری و مومنتوم
			بازده موردانتظار، B/M، سودآوری و سرمایه‌گذاری
			بازده موردانتظار، B/M، سودآوری و مومنتوم
			بازده موردانتظار، سودآوری، سرمایه-گذاری و مومنتوم
			بازده موردانتظار، اندازه، سرمایه‌گذاری و مومنتوم
			بازده موردانتظار، اندازه، سرمایه‌گذاری و B/M
			بازده موردانتظار، اندازه، مومنتوم و B/M
			بازده موردانتظار، اندازه، B/M و

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

			سودآوری
			بازده موردانتظار، اندازه، سودآوری و سرمایه‌گذاری

۷. یافته‌های پژوهش

۷-۱. تشکیل عامل بنیادی

اولین مرحله در آزمون فرضیه‌های پژوهش ساخت عامل بنیادی مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری جهت بسط مدل‌های عاملی قیمت‌گذاری موردبررسی پژوهش می‌باشد. ساخت عامل بنیادی مستلزم انجام ۶ مرحله است که در ادامه خروجی نتایج مربوط به هر مرحله ارائه شده است.

در مرحله (۱) ویژگی‌های حسابداری موثر بر رشد سود موردانتظار آتی و بازده آتی با توجه به ادبیات پژوهش و به‌صورت قیاسی (به‌واسطه‌ی اصول حسابداری) شناسایی می‌شود. مطابق پژوهش پنمن و ژو (۲۰۱۸) نسبت سود به قیمت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، نرخ رشد فروش، سودآوری، اقلام تعهدی، سرمایه‌گذاری، رشد در خالص دارایی‌های عملیاتی، تامین مالی خارجی و خالص انتشار سهام به عنوان ویژگی‌های منتخب به واسطه اصول حسابداری معرفی که ادبیات، نحوه محاسبه و علامت موردانتظار ضریب آن تعیین و در قالب جدول (۱) ارائه شد. سپس با کمک ویژگی‌های شناسایی شده در مرحله (۱) روابط (۱۴) و (۱۷) در مراحل (۲) و (۳) برآورد می‌گردند؛ تا اثرگذاری و جهت اثرگذاری این ویژگی‌های شناسایی شده به واسطه‌ی اصول حسابداری بر رشد سود موردانتظار و بازده آتی بصورت تجربی بررسی شود. به‌منظور برآورد روابط (۱۴) و (۱۷) ابتدا لازم است نتایج آزمون‌های تشخیصی و آزمون‌های فروض کلاسیک بیان شود. نتایج حاصل از آزمون‌های F لیمر، همسانی واریانس و وولدریج در روابط (۱۴) و (۱۷)، به شرح جدول (۷) می‌باشد.

جدول (۷) نتایج آزمون F لیمر، همسانی واریانس، خودهمبستگی

	نتایج آزمون F لیمر	نتایج آزمون همسانی واریانس	نتایج آزمون وولدریج (WOOLDRIGE)

رابطه	آماره	احتمال	نتیجه	آماره آزمون	احتمال	نتیجه	آماره	احتمال	نتیجه
رابطه (۱۴)	۱/۰۰۸	۰/۴۵۱	تلفیقی	۲۴۴/۵۳	۰./۰۰۰	ناهمسانی	۲/۵۳۶	۰/۱۱۲	فاقد خودهمبستگی
رابطه (۱۷)	۰/۷۳۳	۰/۹۹۹	تلفیقی	۴/۴۳	۰/۰۲۳۵	ناهمسانی	۲/۵۰۵	۰/۱۱۴	فاقد خودهمبستگی

همانگونه که نتایج نشان می‌دهد در هر دو مدل، داده‌ها از نوع تلفیقی می‌باشد، همچنین نتایج آزمون جهت بررسی ناهمسانی واریانس بیانگر این است که داده‌ها ناهمسان می‌باشد که جهت رفع آن از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) استفاده شده است و درنهایت نتایج آزمون وولدریج نشان می‌دهد که داده‌ها فاقد خودهمبستگی مرتبه اول می‌باشد. نتایج حاصل از برآورد روابط (۱۴) و (۱۷) مراحل (۲) و (۳) ساخت عامل بنیادی پس از تعدیلات صورت گرفته به‌منظور رفع نقض مفروضات رگرسیون خطی کلاسیک، به شرح جدول (۸) می‌باشد.

جدول (۸) نتایج آزمون روابط (۱۴) و (۱۷)

متغیرهای توضیحی	VIF	مرحله (۱)	مرحله (۲)-رابطه (۱۴)		مرحله (۳)-رابطه (۱۷)		مرحله (۴)
		معنی‌داری و علامت مورد انتظار ضریب در هر دو رابطه	ضرایب	P-Value	ضرایب	P-Value	ویژگی‌های منتخب نهایی برای ساخت عامل بنیادی
عرض از مبدا	-		۰/۰۴۶	۰/۲۹۴	۰/۲۳۱	۰/۰۰۰	
$\frac{E}{P}$	۲/۳۷	معنی‌دار و مثبت	۰/۳۰۶	۰/۰۲۷	۰/۱۱۳	۰/۰۲۹	✓
$\frac{B}{P}$	۱/۸۶	معنی‌دار و مثبت	۰/۰۹۱	۰/۰۱۲	۰/۰۱۷	۰/۰۳۵	✓
Sales growth rate	۱/۰۶	معنی‌دار و منفی	-۰/۱۷۶	۰/۰۰۴	-۰/۰۲۳	۰/۰۰۰	✓
ROA	۲/۳۵	معنی‌دار و منفی	۰/۷۱۵	۰/۰۰۰	۰/۱۹۳	۰/۰۷۲	×
Accruals	۱/۷۰	معنی‌دار و منفی	-۰/۸۹۳	۰/۰۰۰	-۰/۱۵۶	۰/۰۳۸	✓
investment	۲/۰۷	معنی‌دار و منفی	-۰/۳۱۶	۰/۰۰۴	-۰/۱۳۲	۰/۰۴۱	✓

ΔNOA	۱/۹۹	معنی‌دار و منفی	-۰/۳۲۳	۰/۰۰۰	-۰/۲۳۲	۰/۰۰۰	✓
EXTFIN	۲/۳۱	معنی‌دار و منفی	۱/۰۴۴	۰/۰۰۰	۰/۱۹۱	۰/۰۱۱	×
NSI	۱/۰۳	معنی‌دار و منفی	۰/۲۳۷	۰/۰۰۰	-۰/۰۹۴	۰/۰۰۲	×

رابطه	آماره F	احتمال آماره F	ضریب تعیین تعدیل‌شده	ضریب تعیین
رابطه (۱۴)	۸۹/۹۵۴	۰/۰۰۰	۰/۲۶۱	۰/۲۶۴
رابطه (۱۷)	۲۲۹/۷۵۳	۰/۰۰۰	۰/۴۸۹	۰/۴۹۱

در مرحله (۴) ویژگی‌هایی که سه مرحله‌ی قبل را با موفقیت پشت سر گذاشته‌اند (به این معنی‌که از بین ویژگی‌های انتخاب شده به‌واسطه‌ی اصول حسابداری در مرحله (۱) که در قالب جدول (۱) و مجددا در قالب ستون سوم جدول (۸) ارایه شد، آن دسته‌ای که در هر دو رابطه (۱۴) و (۱۷) مراحل (۲) و (۳) که خروجی نتایج آن در قالب ستون چهارم و پنجم جدول (۸) ارایه گردید، معنی‌دار و علامت واقعی ضریب آنها با علامت موردانتظار ضریب در اصول حسابداری سازگار بوده) مجموعه‌ای را تشکیل می‌دهند. این مجموعه برای ساخت یک مدل کمکی که درنهایت تمام ویژگی‌ها را درون یک عامل خلاصه می‌کند، بکار می‌رود. این مجموعه در جدول (۸) در ستون آخر ارائه شده است.

با توجه به نتایج ارائه شده در ستون آخر جدول (۸) مدل کمکی نهایی برای انجام مرحله (۵) به شرح رابطه (۱۸) می‌باشد.

$$r_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 \frac{Earnings_{i,t}}{P_{i,t}} + \beta_2 \frac{B_{i,t}}{P_{i,t}} + \beta_3 \text{Sales growth rate}_{i,t} + \beta_4 \text{Accruals}_{i,t} + \beta_5 \text{investment}_{i,t} + \beta_6 \Delta\text{NOA}_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}$$

رابطه (۱۸)

شرح متغیرهای این مدل در قسمت‌های قبلی توضیح داده شده‌است.

در مرحله (۵) مدل کمکی ایجاد شده در مرحله قبل به شرح رابطه (۱۸) در هر سال جداگانه به صورت مقطعی برآورد گردید. سپس برای بازه زمانی ۹۰-۹۷ در هرسال از میانگین ضرایب مدل‌های پنج سال گذشته، برای محاسبه بازده‌ی مورد انتظار($E(r)$) آن سال استفاده شد. برای انجام این امر با استفاده روش فاما مکبث[۲۹] (۱۹۷۳) نیز نتایج یکسانی حاصل گردید.

بدین ترتیب از in sample (۸۵-۹۶) برای محاسبه‌ی بازده موردانتظار درout of sample (۹۰-۹۷) استفاده شد.

سپس در مرحله‌ی (۶) از بازده‌های موردانتظار ($E(r)$) محاسبه شده، برای ساختن عامل بنیادی مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری (ER) در بازه زمانی۹-۹۷ بشرح جدول (۵) استفاده شد.

۲-۷. آمار توصیفی

در آمار توصیفی مربوط به عوامل شامل عامل بازار، اندازه، ارزش، سودآوری، سرمایه-گذاری، مومنتوم و عامل بنیادی، میانگین بازده در پژوهش حاضر به ترتیب برابر با ۰/۰۰۹، ۰/۰۰۸،۰۰۳/۰-، ۰/۰۰۶، ۰/۰۰۷، ۰/۰۰۰ و ۰/۰۱۵- است. همچنین میانه و انحراف معیار برای عامل بنیادی بترتیب برابر با ۰/۰۱۱- و ۰/۰۴۲ است. همچنین ضریب چولگی عامل بنیادی برابر ۰/۲۸۴- می‌باشد، یعنی این متغیر چولگی به چپ دارد و به این اندازه از مرکز تقارن انحراف دارد. در بین عوامل، عامل مومنتوم، بیشترین عدم تقارن و عامل سرمایه‌گذاری، کمترین عدم تقارن را نسبت به توزیع نرمال دارند. در این پژوهش، کشیدگی تمام متغیرها مثبت است. در بین عوامل، عامل سودآوری، بیشترین برجستگی و عامل بنیادی، کمترین برجستگی را نسبت به منحنی نرمال دارند.

۳-۷.عدم وجود هم‌خطی

در اینجا برای بررسی هم‌خطی بین عوامل ریسک از آزمون VIF استفاده شده است. نتایج آزمون VIF در ستون آخر جدول (۹) ارائه شد. همچنین جدول (۹) ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش را نمایش می‌دهد. ضریب همبستگی معیار اولیه تشخیص وجود یا عدم وجود ارتباط میان دو یا چند متغیر و بیان شدت و ضعف این ارتباط است با توجه به اندازه ضریب همبستگی بین متغیرها، نتایج آزمون VIF مبنی بر عدم وجود هم‌خطی عوامل ریسک یک بار دیگر تأیید می‌گردد.

جدول (۹) ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش و آزمون VIF

متغیر	*CMA*	*ER*	*HML*	*MKT*	*WML*	*RMW*	*SMB*	VIF
CMA	۱							۱/۵۷
ER	۰/۲۸۷	۱						۱/۶۳
HML	-۰/۳۸۴	-۰/۳۵۸	۱					۱/۹۳
MKT	-۰/۰۰۶	-۰/۱۵۳	-۰/۱۶۹	۱				۱/۲۸
WML	-۰/۳۸۱	-۰/۳۳۹	۰/۱۳۸	-۰/۰۲۷	۱			۱/۵۶
RMW	-۰/۰۷۰	-۰/۴۰۷	۰/۲۹۷	-۰/۰۴۳	۰/۴۴۸	۱		۱/۹۶
SMB	۰/۱۷۵	۰/۳۹۱	-۰/۰۷۱	-۰/۲۴۹	-۰/۲۶۵	-۰/۴۶۷	۱	۱/۵۳

۷-۴. مقایسه عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری

در ادامه نتایج مربوط به مقایسه عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری برای دو گروه مختلف از دارایی‌های آزمون ارائه می‌شود. گروه اول نتایج مربوط به دارایی‌های آزمونی است که در آن بازده موردانتظار شرکت لحاظ نشده است و گروه دوم مربوط به دارایی‌های آزمونی است که در تشکیل آن بازده موردانتظار شرکت استفاده شده‌است.

۷-۴-۱. تحلیل نتایج برای دارایی‌های آزمون بدون بازده موردانتظار شرکت

جدول (۱۰) نتایج محاسبه آماره GRS، ارزش احتمال آن و ضریب تعیین تعدیل شده را برای آن گروه از دارایی‌های آزمون که بدون استفاده از بازده موردانتظار شرکت تشکیل شده‌اند، در تمام مدل‌های آزمون مطرح شده در مفروضات پژوهش نشان می‌دهد.

جدول (۱۰) نتایج رگرسیون‌های سری زمانی برای دارایی‌های آزمون بدون بازده موردانتظار در ساختار آن

	FF3	FF3+ER	Carhart four-	Carhart four-	FF5	FF5+ER	FF6	FF6+ER

				factor+ER	factor			
دارایی آزمون دوگانه (۲۵ پرتفوی ۵*۵) براساس ویژگی‌های سرمایه‌گذاری و سودآوری								
GRS statistic	۱/۴۲۵	۱/۲۱۶	۱/۴۵۰	۱/۲۲۳	۱/۶۳۱	۱/۱۳۸	۱/۶۱۱	۱/۱۸۷
P-value GRS	۰/۱۳۳	۰/۲۶۵	۰/۱۲۲	۰/۲۶۰	۰/۰۶۴	۰/۳۳۵	۰/۰۷۰	۰/۲۹۱
A(R2)	۰/۴۴۱	۰/۴۵۴	۰/۴۵۸	۰/۴۷۱	۰/۴۷۲	۰/۴۸۴	۰/۴۸۲	۰/۴۹۵
دارایی آزمون دوگانه (۲۵ پرتفوی ۵*۵) براساس ویژگی‌های مومنتوم بازده و سودآوری								
GRS statistic	۰/۷۰۵	۰/۶۵۷	۰/۶۹۰	۰/۶۴۴	۰/۷۴۱	۰/۶۸۴	۰/۷۶۰	۰/۷۲۰
P-value GRS	۰/۸۲۴	۰/۸۷۰	۰/۸۳۹	۰/۸۸۰	۰/۷۸۶	۰/۸۴۴	۰/۷۶۵	۰/۸۰۸
A(R2)	۰/۴۷۳	۰/۴۷۸	۰/۵۱۶	۰/۵۱۹	۰/۴۸۹	۰/۴۹۴	۰/۵۲۱	۰/۵۲۴

دارایی آزمون دوگانه (۱۶ پرتفوی ۴*۴) براساس ویژگی‌های سرمایه‌گذاری و سودآوری								
GRS statistic	۱/۷۲۵	۱/۵۷۹	۱/۹۲۷	۱/۵۴۵	۱/۲۲۷	۱/۰۲۱	۱/۳۴۱	۱/۰۱۵
P-value GRS	۰/۰۶۳	۰/۱۰۰	۰/۰۳۳	۰/۱۱۲	۰/۲۷۳	۰/۴۴۷	۰/۲۰۱	۰/۴۵۴
A(R2)	۰/۴۴۲	۰/۴۵۱	۰/۴۵۵	۰/۴۶۲	۰/۴۶۹	۰/۴۷۶	۰/۴۷۴	۰/۴۸۱
دارایی آزمون دوگانه (۱۶ پرتفوی ۴*۴) براساس ویژگی‌های سرمایه‌گذاری و اندازه								
GRS statistic	۱/۸۶۹	۱/۴۱۶	۱/۸۲۵	۱/۴۱۷	۱/۶۱۲	۱/۲۸۹	۱/۷۰۱	۱/۴۴۳
P-value GRS	۰/۰۳۸	۰/۱۶۰	۰/۰۴۵	۰/۱۶۰	۰/۰۸۹	۰/۲۳۰	۰/۰۶۸	۰/۱۵۰
ŭA(R2)	۰/۷۲۸	۰/۷۲۹	۰/۷۳۹	۰/۷۴۰	۰/۷۴۹	۰/۷۵۰	۰/۷۵۷	۰/۷۵۹
دارایی آزمون دوگانه (۱۶ پرتفوی ۴*۴) براساس ویژگی‌های مومنتوم بازده و سودآوری								
GRS statistic	۱/۱۸۷	۰/۷۳۳	۱/۱۱۹	۰/۷۲۷	۱/۰۱۸	۰/۶۹۶	۱/۰۰۹	۰/۶۸۴
P-value GRS	۰/۳۰۳	۰/۷۴۸	۰/۳۵۸	۰/۷۵۵	۰/۴۵۱	۰/۷۸۵	۰/۴۶۰	۰/۷۹۶
A(R2)	۰/۴۵۷	۰/۴۶۷	۰/۵۱۴	۰/۵۱۹	۰/۴۷۸	۰/۴۸۶	۰/۵۱۶	۰/۵۲۲

بطور کلی تحلیل نتایج برای گروه دارایی‌های آزمون بدون بازده موردانتظار شرکت نشان داد، درخصوص، دارایی آزمون ۱۶ تایی مبتنی بر ویژگی‌های سرمایه‌گذاری و سودآوری، برای مدل چهار عاملی کارهارت و دارایی آزمون ۱۶ تایی مبتنی بر ویژگی‌های سرمایه‌گذاری و

اندازه، برای مدل‌های سه عاملی فاما و فرنچ و چهار عاملی کارهارت، آماره GRS معنی‌دار است؛

که با بسط این مدل‌ها با عامل بنیادی مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری، معنی‌داری آنها رفع و از توانایی لازم برای توضیح تفاوت بازده سهام برخوردار شده‌اند. در این گروه از دارایی-های آزمون (که ویژگی بازده موردانتظار شرکت در ساختار دارایی‌های آزمون بکار نرفته است) به جز موارد یاد شده در سایر موارد آماره‌ی GRS برای هر دو سری مدل‌های حاوی عامل بنیادی و مدل‌های متناظر و بدون عامل بنیادی معنادار نیست؛ اما ارزش احتمال آماره GRS در مدل‌های حاوی عامل بنیادی نسبت به مدل‌های متناظر و بدون عامل بنیادی، بزرگتر است؛ که این نیز نشان‌دهنده تاثیر مطلوب عامل بنیادی بر مدل‌های پژوهش است. همچنین تحلیل نتایج برای گروه دارایی‌های آزمون بدون بازده موردانتظار شرکت نشان داد، در کلیه‌ی دارایی-های آزمون ارائه شده این دسته و برای همه‌ی مدل‌های قیمت‌گذاری مطرح شده در مفروضات پژوهش، مقادیر آماره GRS، در مدل‌های حاوی عامل بنیادی نسبت به مدل‌های متناظر کاهش و ضریب تعیین تعدیل شده آنها افزایش یافته است.

۲-۴-۷. تحلیل نتایج برای دارایی‌های آزمون با بازده موردانتظار شرکت

پس از تشکیل این گروه از دارایی‌های آزمون که بازده موردانتظار ویژگی مشترک بکار برده شده در ساختار آنهاست، به ارزیابی عملکرد مدل‌های بسط یافته با عامل بنیادی 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 بازده موردانتظار شرکت تشکیل شده‌اند، در قالب جدول (۱۱) ارائه شده‌است.

جدول (۱۱) نتایج رگرسیون‌های سری زمانی برای دارایی‌های آزمون با بازده موردانتظار در ساختار آن

	FF3	FF3+ ER	Carhart four-factor	Carhart four-factor+ER	FF5	FF5+ ER	FF6	FF6+ ER
دارایی آزمون دوگانه (۲۵ پرتفوی ۵*۵) براساس ویژگی‌های بازده موردانتظار و سرمایه‌گذاری								
GRS Statistic	۱/۹۷۶	۱/۴۳۱	۱/۹۳۷	۱/۴۰۲	۱/۸۲۹	۱/۲۹۰	/۸۴۹ ۱	۱/۲۹۴
P-value GRS	۰/۰۱۶	۰/۱۳۰	۰/۰۱۹	۰/۱۴۴	۰/۰۳۰	۰/۲۱۱	/۰۲۸ ۰	۰/۲۰۹
A(R2)	۰/۴۵۷	۰/۴۷۵	۰/۴۸۵	۰/۴۹۸	۰/۴۹۴	۰/۵۱۳	/۵۰۸ ۰	۰/۵۲۵
دارایی آزمون دوگانه (۲۵ پرتفوی ۵*۵) براساس ویژگی‌های بازده موردانتظار و سودآوری								
GRS Statistic	۱/۵۱۳	۱/۲۸۸	۱/۴۹۲	۱/۲۱۷	۱/۷۳۱	۱/۵۴۷	/۶۹۶ ۱	۱/۵۰۷
P-value GRS	۰/۱۰۵	۰/۲۲۰	۰/۱۱۴	۰/۲۷۳	۰/۰۵۰	۰/۰۹۷	/۰۵۸ ۰	۰/۱۱۲
A(R2)	۰/۴۵۵	۰/۴۷۷	۰/۴۷۲	۰/۴۹۲	۰/۴۷۴	۰/۴۹۶	/۴۸۱ ۰	۰/۵۰۲
دارایی آزمون دوگانه (۲۵ پرتفوی ۵*۵) براساس ویژگی‌های بازده موردانتظار و B/M								
GRS Statistic	۲/۴۳۰	۱/۵۵۹	۲/۳۵۸	۱/۵۱۳	۲/۲۱۷	۱/۵۴۰	/۱۶۵ ۲	۱/۵۰۹
P-value GRS	۰/۰۰۲	۰/۰۸۲	۰/۰۰۳	۰/۰۹۷	۰/۰۰۶	۰/۰۹۰	/۰۰۸ ۰	۰/۱۰۱
A(R2)	۰/۴۸۵	۰/۵۰۷	۰/۵۰۸	۰/۵۲۶	۰/۵۰۸	۰/۵۲۹	/۵۲۱ ۰	۰/۵۴۰
دارایی آزمون دوگانه (۲۵ پرتفوی ۵*۵) براساس ویژگی‌های بازده موردانتظار و اندازه								
GRS Statistic	۱/۷۱۵	۰/۹۷۷	۱/۸۲۴	۱/۰۷۸	۱/۶۴۷	۱/۰۲۳	/۷۲۴ ۱	۱/۰۹۵
P-value GRS	۰/۰۴۵	۰/۵۰۸	۰/۰۳۰	۰/۳۹۳	۰/۰۶۰	۰/۴۵۵	/۰۴۵ ۰	۰/۳۷۷

A(R2)	۰/۶۴۹	۰/۶۶۵	۰/۶۸۰	۰/۶۶۰	۰/۶۷۵	/۶۷۱ ۰	۰/۶۸۶
دارایی آزمون دوگانه (۲۵ پرتفوی ۵*۵) براساس ویژگی‌های بازده موردانتظار و مومنتوم بازده							
GRS Statistic	۱/۷۴۶	۱/۲۸۲	۱/۷۱۲	۱/۲۴۹	۱/۷۰۳	۱/۲۲۱	/۶۸۹ ۱	۱/۲۰۰
P-value GRS	۰/۰۴۰	۰/۲۱۴	۰/۰۴۶	۰/۲۳۹	۰/۰۴۸	۰/۲۶۱	/۰۵۲ ۰	۰/۲۷۹
A(R2)	۰/۴۶۵	۰/۴۷۳	۰/۵۱۰	۰/۵۱۹	۰/۴۸۹	۰/۴۹۹	/۵۲۰ ۰	۰/۵۳۱
دارایی آزمون دوگانه (۱۶ پرتفوی ۴*۴) براساس ویژگی‌های بازده موردانتظار و سرمایه‌گذاری								
GRS Statistic	۲/۳۶۵	۱/۳۶۵	۲/۴۴۳	۱/۴۹۷	۱/۹۶۲	۱/۱۹۶	/۱۳۶ ۲	۱/۳۶۵
P-value GRS	۰/۰۰۷	۰/۱۸۵	۰/۰۰۵	۰/۱۲۶	۰/۰۲۹	۰/۲۹۴	/۰۱۶ ۰	۰/۱۸۷
A(R2)	۰/۵۵۲	۰/۵۶۷	۰/۵۷۷	۰/۵۹۱	۰/۵۹۸	۰/۶۱۳	/۶۰۹ ۰	۰/۶۲۴
دارایی آزمون دوگانه (۱۶ پرتفوی ۴*۴) براساس ویژگی‌های بازده موردانتظار و سودآوری								
GRS Statistic	۱/۴۸۱	۱/۳۷۸	۲/۰۰۳	۱/۳۲۳	۱/۹۳۶	۱/۴۰۶	/۰۱۲ ۲	۱/۴۳۲
P-value GRS	۰/۰۲۸	۰/۱۸۱	۰/۰۲۶	۰/۲۱۲	۰/۰۳۳	۰/۱۶۹	/۰۲۶ ۰	۰/۱۵۷
A(R2)	۰/۵۰۸	۰/۵۳۴	۰/۵۲۴	۰/۵۴۵	۰/۵۳۲	۰/۵۵۴	/۵۳۷ ۰	۰/۵۵۷
دارایی آزمون دوگانه (۱۶ پرتفوی ۴*۴) براساس ویژگی‌های بازده موردانتظار و B/M								
GRS Statistic	۲/۲۷۳	۱/۴۰۲	۲/۳۱۶	۱/۴۸۸	۲/۲۴۷	۱/۵۵۹	/۲۴۸ ۲	۱/۵۶۶
P-value GRS	۰/۰۰۹	۰/۱۶۷	۰/۰۰۸	۰/۱۳۰	۰/۰۱۱	۰/۱۰۵	/۰۱۱ ۰	۰/۱۰۴
A(R2)	۰/۵۵۷	۰/۵۸۲	۰/۵۷۷	۰/۵۹۷	۰/۵۶۹	۰/۵۹۲	/۵۸۲ ۰	۰/۶۰۳

دارایی آزمون دوگانه (۱۶ پرتفوی ۴*۴) براساس ویژگی‌های بازده موردانتظار و اندازه								
GRS Statistic	۱/۷۵۴	۰/۷۶۹	۱/۸۶۲	۰/۸۶۴	۱/۵۸۲	۰/۷۱۲	/۷۱۴ ۱	۰/۸۲۵
P-value GRS	۰/۰۵۶	۰/۷۱۲	۰/۰۴۰	۰/۶۱۰	۰/۰۹۸	۰/۷۷۱	/۰۶۵ ۰	۰/۶۵۲
A(R2)	۰/۷۱۱	۰/۷۲۶	۰/۷۲۶	۰/۷۴۰	۰/۷۲۴	۰/۷۳۹	/۷۳۴ ۰	۰/۷۴۹
دارایی آزمون دوگانه (۱۶ پرتفوی ۴*۴) براساس ویژگی‌های بازده موردانتظار و مومنتوم بازده								
GRS Statistic	۱/۵۲۵	۰/۶۴۳	۱/۴۸۶	۰/۶۱۹	۱/۸۶۵	۰/۸۸۸	/۷۳۷ ۱	۰/۸۷۵
P-value GRS	۰/۱۱۵	۰/۸۳۷	۰/۱۳۰	۰/۸۵۷	۰/۰۵۵	۰/۵۸۴	/۰۶۰ ۰	۰/۵۹۸
A(R2)	۰/۵۱۸	۰/۵۳۱	۰/۵۶۴	۰/۵۷۶	۰/۵۳۹	۰/۵۵۲	/۵۶۸ ۰	۰/۵۸۲
دارایی آزمون چهارگانه (۱۶ پرتفوی۲*۲*۲*۲) براساس ویژگی‌های بازده موردانتظار، B/M، سرمایه-گذاری و مومنتوم بازده								
GRS Statistic	۲/۱۴۳	۱/۰۴۹	۲/۱۰۲	۱/۰۳۲	۱/۵۴۹	۰/۷۰۸	/۵۳۳ ۱	۰/۷۰۵
P-value GRS	۰/۰۱۵	۰/۴۱۹	۰/۰۱۸	۰/۴۳۶	۰/۱۰۸	۰/۷۷۵	/۱۱۴ ۰	۰/۷۷۸
A(R2)	۰/۵۱۹	۰/۵۳۵	۰/۵۶۱	۰/۵۷۵	۰/۵۵۷	۰/۵۷۳	/۵۸۳ ۰	۰/۵۹۸
دارایی آزمون چهارگانه (۱۶ پرتفوی۲*۲*۲*۲) براساس ویژگی‌های بازده موردانتظار، B/M، سودآوری و سرمایه‌گذاری								
GRS Statistic	۲/۰۹۴	۱/۲۸۰	۲/۱۹۷	۱/۳۵۸	۱/۶۳۴	۰/۹۹۵	/۷۳۷ ۱	۱/۰۷۸
P-value GRS	۰/۰۱۹	۰/۲۳۸	۰/۰۱۴	۰/۱۹۴	۰/۰۸۷	۰/۴۷۳	/۰۶۴ ۰	۰/۳۹۵
A(R2)	۰/۴۸۹	۰/۵۱۰	۰/۵۰۵	۰/۵۲۴	۰/۵۲۱	۰/۵۴۱	/۵۲۵ ۰	۰/۵۴۵

دارایی آزمون چهارگانه (۱۶ پرتفوی۲*۲*۲*۲) براساس ویژگی‌های بازده موردانتظار، B/M، سودآوری و مومنتوم بازده								
GRS Statistic	۱/۸۴۷	۰/۹۸۲	۱/۷۷۷	۰/۹۳۵	۲/۰۱۰	۱/۲۱۲	/۹۷۴ ۱	۱/۲۰۶
P-value GRS	۰/۰۴۵	۰/۴۸۷	۰/۰۵۷	۰/۵۳۵	۰/۰۲۷	۰/۲۸۷	/۰۳۱ ۰	۰/۲۹۳
A(R2)	۰/۴۹۰	۰/۵۱۵	۰/۵۳۸	۰/۵۵۹	۰/۵۰۸	۰/۵۳۱	/۵۴۴ ۰	۰/۵۶۶
دارایی آزمون چهارگانه (۱۶ پرتفوی۲*۲*۲*۲) براساس ویژگی‌های بازده موردانتظار، سودآوری، سرمایه-گذاری و مومنتوم بازده								
GRS Statistic	۱/۹۹۴	۱/۳۶۳	۱/۸۹۴	۱/۲۹۵	۱/۹۲۱	۱/۳۱۴	/۹۲۳ ۱	۱/۳۳۱
P-value GRS	۰/۰۲۸	۰/۱۹۲	۰/۰۳۹	۰/۲۳۲	۰/۰۳۶	۰/۲۲۱	/۰۳۷ ۰	۰/۲۱۲
A(R2)	۰/۴۹۴	۰/۵۱۰	۰/۵۴۴	۰/۵۵۸	۰/۵۳۹	۰/۵۵۴	/۵۶۷ ۰	۰/۵۸۳
دارایی آزمون چهارگانه (۱۶ پرتفوی۲*۲*۲*۲) براساس ویژگی‌های بازده موردانتظار، اندازه، سرمایه-گذاری و مومنتوم بازده								
GRS Statistic	۲/۲۶۹	۱/۱۷۹	۲/۲۱۷	۱/۱۴۲	۱/۸۸۵	۱/۰۶۵	/۸۵۲ ۱	۱/۰۴۷
P-value GRS	۰/۰۱۰	۰/۳۰۸	۰/۰۱۲	۰/۳۳۶	۰/۰۳۷	۰/۴۰۵	/۰۴۲ ۰	۰/۴۲۱
A(R2)	۰/۶۳۸	۰/۶۵۰	۰/۶۷۸	۰/۶۹۰	۰/۶۷۲	۰/۶۸۳	/۶۹۹ ۰	۰/۷۱۱
دارایی آزمون چهارگانه (۱۶ پرتفوی۲*۲*۲*۲) براساس ویژگی‌های بازده موردانتظار، اندازه، سرمایه-گذاری و B/M								
GRS Statistic	۱/۷۱۴	۰/۸۹۵	۱/۶۷۱	۰/۸۶۷	۱/۳۲۳	۰/۶۵۷	/۳۰۸ ۱	۰/۶۵۰
P-value GRS	۰/۰۶۴	۰/۵۷۷	۰/۰۷۳	۰/۶۰۷	۰/۲۰۹	۰/۸۲۴	/۲۱۹ ۰	۰/۸۲۹

A(R2)	۰/۶۶۳	۰/۶۸۰	۰/۶۷۵	۰/۶۸۹	۰/۶۹۲	۰/۷۰۸	/۶۹۵۰	۰/۷۱۰
دارایی آزمون چهارگانه (۱۶ پرتفوی۲*۲*۲*۲) براساس ویژگی‌های بازده موردانتظار، اندازه، مومنتوم بازده و B/M								
GRS Statistic	۱/۸۶۹	۰/۷۷۴	۱/۸۸۳	۰/۷۹۷	۱/۷۹۶	۰/۹۴۵	/۸۱۰۰	۰/۹۶۴
P-value GRS	۰/۰۳۸	۰/۷۰۷	۰/۰۳۷	۰/۶۸۲	۰/۰۵۰	۰/۵۲۳	/۰۴۸۰	۰/۵۰۴
A(R2)	۰/۶۱۷	۰/۶۳۵	۰/۶۵۳	۰/۶۶۹	۰/۶۲۷	۰/۶۴۶	/۶۵۴۰	۰/۶۷۲
دارایی آزمون چهارگانه (۱۶ پرتفوی۲*۲*۲*۲) براساس ویژگی‌های بازده موردانتظار، اندازه، B/M و سودآوری								
GRS Statistic	۲/۳۹۵	۱/۷۲۸	۲/۳۷۶	۱/۷۳۱	۲/۳۰۱	۱/۶۷۶	/۲۶۶۲	۱/۶۲۴
P-value GRS	۰/۰۰۷	۰/۰۶۴	۰/۰۰۷	۰/۰۶۴	۰/۰۱۰	۰/۰۷۶	/۰۱۱۰	۰/۰۹۰
A(R2)	۰/۵۹۴	۰/۶۱۷	۰/۶۰۲	۰/۶۲۵	۰/۶۰۷	۰/۶۲۸	/۶۱۱۰	۰/۶۳۳
دارایی آزمون چهارگانه (۱۶ پرتفوی۲*۲*۲*۲) براساس ویژگی‌های بازده موردانتظار، اندازه، سودآوری و سرمایه‌گذاری								
GRS Statistic	۲/۰۵۴	۱/۳۶۳	۲/۱۲۲	۱/۴۵۴	۱/۷۸۷	۱/۱۶۵	/۹۷۳۱	۱/۳۹۲
P-value GRS	۰/۰۲۲	۰/۱۹۰	۰/۰۱۸	۰/۱۴۸	۰/۰۵۴	۰/۳۲۱	/۰۳۰۰	۰/۱۷۷
A(R2)	۰/۵۹۹	۰/۶۱۹	۰/۶۰۹	۰/۶۲۸	۰/۶۲۰	۰/۶۳۹	/۶۲۶۰	۰/۶۴۵

تحلیل نتایج در گروه دارایی‌های آزمون حاوی بازده موردانتظار شرکت نیز نشان داد، درخصوص، دارایی آزمون ۲۵ تایی مبتنی بر ویژگی‌های بازده موردانتظار و سرمایه‌گذاری، برای مدل‌های سه عاملی فاما و فرنچ، چهار عاملی کارهارت، پنج عاملی فاما و فرنچ و شش عاملی

فاما و فرنچ، دارایی آزمون ۲۵ تایی مبتنی بر ویژگی‌های بازده موردانتظار و B/M، برای مدل-های سه عاملی فاما و فرنچ، چهار عاملی کارهارت، پنج عاملی فاما و فرنچ و شش عاملی فاما و فرنچ، دارایی آزمون ۲۵ تایی مبتنی بر ویژگی‌های بازده موردانتظار و اندازه، برای مدل‌های سه عاملی فاما و فرنچ، چهار عاملی کارهارت و شش عاملی فاما و فرنچ، دارایی آزمون ۲۵ تایی مبتنی بر ویژگی‌های بازده موردانتظار و مومنتوم بازده، برای مدل‌های سه عاملی فاما و فرنچ، چهار عاملی کارهارت و پنج عاملی فاما و فرنچ، دارایی آزمون ۱۶ تایی مبتنی بر ویژگی‌های بازده موردانتظار و سرمایه‌گذاری، برای مدل‌های سه عاملی فاما و فرنچ، چهار عاملی کارهارت، پنج عاملی فاما و فرنچ و شش عاملی فاما و فرنچ، دارایی آزمون ۱۶ تایی مبتنی بر ویژگی‌های بازده موردانتظار و سودآوری، برای مدل‌های سه عاملی فاما و فرنچ، چهار عاملی کارهارت، پنج عاملی فاما و فرنچ و شش عاملی فاما و فرنچ، دارایی آزمون ۱۶ تایی مبتنی بر ویژگی‌های بازده موردانتظار و B/M، برای مدل‌های سه عاملی فاما و فرنچ، چهار عاملی کارهارت، پنج عاملی فاما و فرنچ و شش عاملی فاما و فرنچ، دارایی آزمون ۱۶ تایی مبتنی بر ویژگی‌های بازده موردانتظار و اندازه، برای مدل چهار عاملی کارهارت، دارایی آزمون ۱۶ تایی مبتنی بر ویژگی-های بازده موردانتظار، B/M، سرمایه‌گذاری و مومنتوم بازده، برای مدل‌های سه عاملی فاما و فرنچ و چهار عاملی کارهارت، دارایی آزمون ۱۶ تایی مبتنی بر ویژگی‌های بازده موردانتظار، B/M، سودآوری و سرمایه‌گذاری، برای مدل‌های سه عاملی فاما و فرنچ و چهار عاملی کارهارت، دارایی آزمون ۱۶ تایی مبتنی بر ویژگی‌های بازده موردانتظار، B/M، سودآوری و مومنتوم بازده، برای مدل‌های سه عاملی فاما و فرنچ، پنج عاملی فاما و فرنچ و شش عاملی فاما و فرنچ، دارایی آزمون ۱۶ تایی مبتنی بر ویژگی‌های بازده موردانتظار، سودآوری، سرمایه‌گذاری و مومنتوم بازده، برای مدل‌های سه عاملی فاما و فرنچ، چهار عاملی کارهارت، پنج عاملی فاما و فرنچ و شش عاملی فاما و فرنچ، دارایی آزمون ۱۶ تایی مبتنی بر ویژگی‌های بازده موردانتظار، اندازه، سرمایه‌گذاری و مومنتوم بازده، برای مدل‌های سه عاملی فاما و فرنچ، چهار عاملی کارهارت، پنج عاملی فاما و فرنچ و شش عاملی فاما و فرنچ، دارایی آزمون ۱۶ تایی مبتنی بر ویژگی‌های بازده موردانتظار، اندازه، مومنتوم بازده و B/M، برای مدل‌های سه عاملی فاما و فرنچ، چهار عاملی کارهارت و شش عاملی فاما و فرنچ، دارایی آزمون ۱۶ تایی مبتنی بر ویژگی-های بازده موردانتظار، اندازه، B/M و سودآوری، برای مدل‌های سه عاملی فاما و فرنچ، چهار

عاملی کارهارت، پنج عاملی فاما و فرنچ و شش عاملی فاما و فرنچ، دارایی آزمون ۱۶ تایی مبتنی بر ویژگی‌های بازده موردانتظار، اندازه، سودآوری و سرمایه‌گذاری، برای مدل‌های سه عاملی فاما و فرنچ، چهار عاملی کارهارت و شش عاملی فاما و فرنچ، آماره GRS معنی‌دار است؛ که با بسط این مدل‌ها با عامل بنیادی مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری، معنی‌داری آنها رفع و از توانایی لازم برای توضیح تفاوت بازده سهام برخوردار شده‌اند. در این گروه از دارایی‌های آزمون (که ویژگی بازده موردانتظار شرکت در ساختار دارایی‌های آزمون بکار رفته) به جز موارد یاد شده در سایر موارد آماره‌ی GRS برای هر دو سری مدل‌های حاوی عامل بنیادی و مدل‌های متناظر و بدون عامل بنیادی معنادار نیست؛ اما ارزش احتمال آماره GRS در مدل‌های حاوی عامل بنیادی نسبت به مدل‌های متناظر و بدون عامل بنیادی، بزرگتر است؛ که این نیز نشان-دهنده تاثیر مطلوب عامل بنیادی بر مدل‌های پژوهش است. همچنین تحلیل نتایج برای گروه دارایی‌های آزمون حاوی بازده موردانتظار شرکت نشان داد، در کلیه‌ی دارایی‌های آزمون ارائه شده این دسته و برای همه‌ی مدل‌های قیمت‌گذاری مطرح شده در مفروضات پژوهش، بسط مدل‌ها با عامل بنیادی مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری، موجب کمتر شدن آماره GRS و افزایش ضریب تعیین تعدیل‌شده آنها می‌شود؛ به این معنی‌که، عملکرد مدل‌های بسط یافته با عامل بنیادی، بهبود و قدرت توضیح‌دهندگی آنها، افزایش یافته است.

۸. بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش تاثیر عامل بنیادی مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری بر بسط مدل‌های چند عاملی فاما و فرنچ مورد آزمون و بررسی قرار گرفت. این عامل از تئوری مصرف و اصول و مفروضات حسابداری استنباط شده است. برای ساخت این عامل در مرحله نخست با استفاده از اصول حسابداری، ویژگی‌های حسابداری اثرگذار بر رشد سود مورد انتظار و بازده آتی شناسایی شد که مطابق پژوهش پنمن و ژو (۲۰۱۸) نسبت سود به قیمت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، نرخ رشد فروش، سودآوری، اقلام تعهدی، سرمایه‌گذاری، رشد در خالص دارایی‌های عملیاتی، تامین مالی خارجی و خالص انتشار سهام به عنوان ویژگی‌های منتخب به واسطه اصول حسابداری معرفی شد. سپس این ویژگی‌ها به صورت تجربی مورد آزمون قرار گرفت تا اثرگذاری و جهت اثرگذاری آنها بر رشد سود موردانتظار و بازده آتی مشخص شود. سپس با

کمک ویژگی‌هایی که هم از نظر اصول حسابداری و هم از نظر تجربی بر رشد سود موردانتظار و بازده آتی اثرگذار بودند؛ عامل بنیادی مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری تشکیل شد و در ادامه تاثیر آن در بسط و بهبود عملکرد مدل‌های چند عاملی قیمت‌گذاری مورد بررسی پژوهش، در چندین مجموعه دارایی‌های آزمون بررسی شد. با توجه به نتایج ارایه شده در جداول (۱۰) و (۱۱) در مجموع می‌توان گفت، در هر دو گروه دارایی‌های آزمون (با ویژگی بازده موردانتظار و بدون لحاظ کردن ویژگی بازده موردانتظار در ساختار آنها) اضافه شدن عامل بنیادی به مدل-های مورد بررسی پژوهش باعث شده است که عملکرد این مدل‌ها در توضیح الگوهای مختلف بازده سهام بهبود یابد. همچنین وجود ویژگی بازده موردانتظار در ساختار دارایی‌های آزمون، موجب عملکرد بهتر مدل‌های چند عاملی بسط‌یافته با عامل بنیادی می‌گردد. در راستای مطالعه حاضر تاکنون مطالعه‌ای به بررسی مسئله مدنظر نپرداخته است؛ باتوجه به نبود پژوهش‌های مشابه داخلی و خارجی امکان مقایسه با پژوهش‌های مرتبط ممکن نیست. در مرتبط‌ترین پژوهش‌ها که طی آن یک عامل جهت بسط مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای استفاده شده است بصورت کلی مضامین میرزایی، خانی و بت شکن (۱۳۹۸)، پنمن و ژو (۲۰۱۸) و فاما و فرنچ (۲۰۱۵) تایید می‌شود ولی با یافته‌های عیوض‌لو، قهرمانی، عجم (۱۳۹۵) و کاکیسی[۳۰](۲۰۱۵) در بازارهای سهام ژاپن و آسیا-اقیانوسیه همخوانی ندارد.

۹. پیشنهادهای پژوهش

با توجه به نتایج این پژوهش که در قالب جداول (۱۰) و (۱۱) ارائه شد، بسط مدل‌های قیمت‌گذاری با عامل بنیادی مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری، در تمام پرتفوها و مدل‌های قیمت‌گذاری مورد بررسی بر افزایش دقت پیش‌بینی بازده موردانتظار می‌افزاید. لذا از آنجایی که سرمایه‌گذاران و مدیران صندوق‌های سرمایه‌گذاری در تصمیمات خرید، نگهداری و فروش سهام؛ و مدیران در تصمیمات سرمایه‌گذاری، تامین‌مالی و تقسیم سود به نرخ بازده توجه دارند به آنها پیشنهاد می‌شود با عنایت به یافته‌های جداول (۱۰) و (۱۱) به عامل بنیادی مبتنی بر ویژگی‌های حسابداری بمنظور افزایش هر چه بیشتر دقت پیش‌بینی بازده موردانتظار خود توجه کنند؛ زیرا در ساخت این عامل، از ابتدا تمام ویژگی‌های تعیین کننده‌ی بازده و رشد سود آتی به‌واسطه‌ی اصول حسابداری شناسایی و پس از آزمون تجربی، ویژگی‌های اثرگذاری که به-

واسطه‌ی اصول حسابداری شناسایی و سپس در آزمون تجربی نیز موفق شده‌اند انتخاب و در یک عامل خلاصه می‌شود. بنابراین این عامل می‌تواند منعکس کننده‌ی بخش قابل توجهی از محتوای اطلاعاتی صورت‌های مالی باشد.

در این پژوهش مدل فاما و فرنچ سه عاملی (۱۹۹۳)، مدل چهارعاملی کارهارت (۱۹۹۷)، مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵) و مدل شش عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۸) با استفاده از عامل بنیادی 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 مدل-های موجود دیگر با کمک این عامل بنیادی امکان بهبود عملکرد آنها را در توضیح تفاوت بازده سهام مورد ارزیابی قرار دهند. همچنین می‌توانند از دارایی‌های آزمون طبقه‌بندی شده براساس ویژگی‌های دیگر نظیر رشد سرمایه گذاری مورد انتظار و ... نیز جهت ارزیابی عملکرد مدل‌های بسط یافته با عامل بنیادی استفاده کنند. همچنین به پژوهشگران آتی توصیه می‌شود با اضافه کردن عوامل جدید از جمله عوامل کلان اقتصادی به مدل‌های این پژوهش بر دقت پیش‌بینی بازده موردانتظار بیفزایند.

۱۰. محدودیت‌های پژوهش

از جمله محدودیت‌هایی که در اجرای این پژوهش وجود داشت و باید در تحلیل نتایج به آن توجه شود می‌توان به کنترل نشدن برخی از عوامل موثر بر نتایج پژوهش، مانند عوامل سیاسی، اقتصادی و قوانین و مقررات اشاره نمود که خارج از کنترل محقق بوده و می‌تواند بر نتایج پژوهش اثرگذار باشد. همچنین این پژوهش، شرکت‌های با سابقه کم در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران را نیز شامل می‌شود؛ بنابراین داده‌های موردنیاز برای سال‌های قبل از پذیرش آنها در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران، فراهم نبوده است.

یادداشت‌ها

1- Capital Asset Pricing Model
2- Sharpe
3- Asset Pricing Anomalies
4- Stattman
5- Banz
6- Fama & French
7- Carhart
8- Q-factor

9-Hou, Xue & Zhang
10- Q5
11- Hou, Mo, Xue & Zhang
12- Accounting Anomalies
13-Sloan
14- Ball, Gerakos, Linnainmaa & Nikolaev
15- Wang
16- Konstantinidi
17- Penman & Zhu
18- Fundamental Factor
19- Consumption Theory
20 Accounting Principle & Assumptions
21- Miller & Modigilani
22- Rubinstein
23-Clean Surplus Relation
24- Siddiqi & Murphy
25- Ball at al
26- Gibbons, Ross & Shanken
27- Geometrics Average Rate of Retu
28- Yu, & Chen
29- Fama MacBeth
30- Cakici

منابع

الف. فارسی

جلیلیان، یوسف؛ شاه‌ویسی، فرهاد. (۱۳۹۱). مطالعه‌ی اثرات اندازه‌ی شرکت بر ریسک نظام‌مند مبتنی بر مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای. *مجله پیشرفت‌های حسابداری*، ۴(۱)، ۲۷-۴۷.

سلیمانیان، غلامرضا؛ فروغی، داریوش؛ امیری، هادی. (۱۳۹۸). بسط مدل‌های عاملی قیمت-گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای از طریق قیمت‌گذاری عوامل ارزش، مومنتوم و کیفیت سهام. *فصلنامه حسابداری مالی*، ۱۱(۴۴)، ۳۷-۶۲.

صمدی، سعید؛ ایزدی‌نیا، ناصر؛ داورزاده، مهتاب. (۱۳۸۹). کاربرد بهره‌گیری از تحلیل تکنیکی در بورس اوراق بهادار تهران، *مجله پیشرفت‌های حسابداری*، ۲(۱)، ۱۲۱-۱۵۴.

عیو ض‌لو، 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.

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

میرزایی، مهدی؛ خانی، عبداله؛ بت‌شکن، محمود. (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 تامین مالی*، ۸(۳۰)، ۸۳-۵۴.

ب. انگلیسی

Ball, R., Gerakos, J., Linnainmaa, J., & Nikolaev, V. (2015). Deflating Profitability. *Journal of Financial Economics, 117*(2), 225-248.

Ball, R., Gerakos, J., Linnainmaa, J., & Nikolaev, V. (2016). Accruals, Cash Flows, and Operating Proiftability in the Cross Section of Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, *121*(1), 28–45.

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

Cakici, N. (2015). The Five-Factor Fama-French Model: International Evidence. *Working paper*, Fordham University.

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.

Cochrane, J. (1991). Production-based Asset Pricing and the Link between Stock rRturns and Economic Fluctuations. *Journal of Finance*, *46*(1), 209-237.

Eyvazlu, 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).

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. (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, *116*(1), 1–22.

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

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

Gibbons, M., Ross, S., & Shanken, J. (1989). A Test of the Efficiency of

a Given Portfolio. *Econometrica, 57*(5), 1121-1152.

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

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*.

Jalilian, Y., Shahveisi, F. (2012). A Study of the Effects of Company Size on Systematic Risk Based on the Capital Asset Pricing Model. *Journal of Accounting Advances*, *4*(1), 27-47.

Konstantinidi, T. (2019). Firm Life Cycle, Expectation Errors and Future Stock Returns. *working paper*, University of London.

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

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)

Mirzaie, M., Khani, A., & Botshekan, M. (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* (30), 54-83. (In Persian).

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

Penman, S., & Zhu, J. (2014). Accounting Anomalies, Risk and Return. *The Accounting Review*, 89, 1835-1866.

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

Samadi, S., Izadinia, N., & Davarzadeh, M. (2010). Using Technical Analysis in Tehran Stock Exchange Market. *Journal of Accounting Advances*, *2*(1), 121-154.

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

Siddiqi, H., & Murphy, A. (2020). Resource Allocation in the Brain and

the Capital Asset Pricing Model. *working paper*, University of the Sunshine Coast, Oakland University.

Sloan, R. (1996). Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? *The Accounting Review*, *71*(3), 289–315.

Soleimanian, G., & Foroghi, D. (2019). The Expansion of Capital Asset Pricing Factor Models through Pricing Value ،Momentum and stock quality at Tehran stock exchange. *Quarterly Financial Accounting*, *11*(44), 37-62. (In Persian).

Stattman, D. (1980). Book Values and Stock Returns. The Chicago MBA: *A Journal of Selected Papers, 4*(1), 25-45.

Wang, B. (2019). The cash conversion cycle spread**.** *Journal of Financial Economics, 133*(2), 472-497.

Yu, H., & Chen, L. (2011). Momentum-Reversal Strategy. *working paper*, National University of Kaohsiung, National Chung Cheng University.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی