فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال یازدهم، شماره چهل و سوم، زمستان ۱۴۰۲
صفحات ۵۰-۲۵

مقاله پژوهشی

بررسی اثر شتاب قیمت در بورس اوراق بهادار تهران بر اساس ریسک و واکنش کمتر از حد [۱]

حسنعلی سینایی [۲]، رحیم قاسمیه [۳]، مهتاب اصلاحی [۴]، سیده یگانه حسینی [۵]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۲/۰۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۸/۲۴

چکیده

هدف این پژوهش شناسایی اثر شتاب قیمت در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. به همین منظور، از داده‌های ۶۰ شرکت موجود در بورس اوراق بهادار طی یک دوره ۱۰ساله (۱۳۹۱-۱۴۰۰) استفاده شده است. الگوی رگرسیونی پژوهش با استفاده از روش داده‌های سری زمانی، آزمون شده است. فرضیه‌های این پژوهش در دو دوره رونق و رکود بررسی شده‌اند. در بررسی مسئله ریسک، از مدل پنج عاملی فاما و فرنچ برای توضیح اثر شتاب قیمت استفاده گردید که نشان می‌دهد این مدل نمی‌تواند اثر شتاب قیمت را توضیح دهد و این نتیجه در دوره رونق و رکود همچنان برقرار است، گرچه در دوره رونق قابلیت توضیح بالاتری خواهد داشت. در بررسی فرضیه دوم مدل پنج عاملی جهت سنجش توانایی عامل شتاب سود در توضیح اثر شتاب قیمت با افزودن این عامل به مدل بسط داده شد. نتایج حاصل از ازمون فرضیه ها نشان می‌دهد مدل ۶ عاملی توانایی کافی در توضیح اثر شتاب قیمت را ندارد و این نتیجه در بررسی رویدادی تایید شده است چنان که روندی نزولی از شتاب سود مشاهده شده است که در آن واکنش کمتر از حد نسبت به اخبار سود مشاهده نمی‌شود. این نتایج در دو دوره رونق و رکود همچنان برقرار است اگرچه تنها در استراتژی j6k12 در دو دوره رونق و رکود فرضیه دوم تایید گردید و مشاهده شد در این استراتژی شتاب سود عامل رفتاری مناسبی برای توضیح اثر شتاب قیمت می‌باشد، چرا که با افزودن این عامل به مدل، مدل تا ۵۹٪ قدرت توضیحی پیدا می‌کند.

واژگان کلیدی: اثر شتاب قیمت، شتاب سود، فرضیه بازار کارا، ریسک، واکنش کمتر از حد.

طبقه‌بندی موضوعی: *G14 ،G11 ،G10*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2023.43538.2814

۲. استاد، گروه مدیریت، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران. نویسنده مسئول.
Email: H.sinaei@scu.ac.ir.

۳. دانشیار، گروه مدیریت، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران. Email: r.ghasemiyeh@scu.ac.ir

۴. کارشناس ارشد مدیریت مالی، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران. Email: m.eslahi73@yahoo.com

۵. دانشجوی کارشناس ارشد مدیریت مالی، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.
Email: yeganeh137810@gmail.com

مقدمه

افزایش نقدینگی در کنار تمایل بالای افراد به کسب سود و آشنایی بیشتر سرمایه‌گذاران با بازارهای مالی سبب جذب افراد بسیاری به بازارهای مالی شده و موجب شده وجوه به سمت بازارهای مالی روانه شوند. از سویی دیگر سرمایه‌گذاران تمایل دارند که سبدی را انتخاب کنند که حداکثر بازدهی را در کنار ریسک پایین داشته باشند و این مسئله سبب شده است مدیریت سرمایه‌گذاری، از تجزیه و تحلیل اوراق بهادار به سمت مدیریت سبد سرمایه‌گذاری حرکت کند و در نهایت، افزایش توانایی افراد را در انتخاب سبد سرمایه‌گذاری بهینه سبب شده است. بنابراین، در صورتی که بتوان بازده سرمایه‌گذاری را پیش‌بینی کرد و مدل‌هایی برای آن ارائه شود، در بازار سرمایه برای تصمیم‌گیری در خصوص سرمایه‌گذاری و تشکیل سبد سرمایه‌گذاری شرایط مطمئن‌تری بوجود می‌آید و این مسئله افزایش سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی را در پی خواهد داشت (حاجیان نژاد و صلواتی، ۱۳۹۸).

فرضیه بازار کارا بر این باور است که نمی‌توان بازدهی بیشتر از متوسط بازار بدست آورد. بر اساس این فرضیه، روند مشخصی در بازار وجود ندارد و از روندهای قیمتی بازار نمی‌توان بازدهی اضافی کسب کرد؛ اما استراتژی‌های بسیاری وجود دارد که از روند گذشته سهام برای پیش‌بینی روند بازدهی در آینده استفاده می‌کنند و سودآوری آنها فرضیه کارایی بازار را در سطح ضعیف آن، رد می‌کند؛ یکی از این استراتژی‌ها، استراتژی شتاب[1](مومنتوم) است (قاضی، ۱۳۹۴). با استفاده از دو رویکرد پژوهشی، استراتژی شتاب مورد بررسی قرار می‌گیرد؛ یک رویکرد بر اساس مالی کلاسیک (توضیح ریسک محوری) وگروه دیگر بر اساس مالی رفتاری (توضیح رفتار محور) می‌باشد، گروه اول معتقد است استراتژی شتاب به دلیل ریسک بالاتر استراتژی‌ها، بازده بالاتری دارد در حالی که گروه دوم واکنش کمتر از حد را عامل اصلی می‌دانند. لذا، توضیحات متفاوتی برای پدیده شتاب ارائه شده است و این سوال که کدامیک از دو عامل، ریسک یا واکنش کمتر از حد پدیده شتاب را بهتر توضیح می‌دهد، چالشی است و مباحثه پیرامون آن بسیار است (فتح اللهی، ۱۳۹۲).

در این پژوهش ابتدا برای بررسی ریسک محوری شتاب قیمت، اثر پنج عامل ریسک حاضر در مدل فاما و فرنچ[2] (۲۰۱۵) بر بازده اضافی استراتژی شتاب قیمت مورد بررسی می‌گیرد. پس از آن به منظور بررسی اثر فرو واکنش محوری بر بازده اضافی شتاب قیمت، از مولفه سیستماتیک شتاب سود استفاده می‌شود و برای بررسی بیشتر فروواکنشی در بورس اوراق بهادار تهران، واکنش بازار به اخبار اعلامیه‌های سود مورد بررسی قرار می‌گیرد، از این رو در صورتی که بازار نسبت به اخبار اعلام سود، واکنش کمتر از حد داشته باشد و کارا نباشد می‌توان در ماه‌های پس از اعلام سود، از طریق استراتژی شتاب سود بازدهی غیرعادی کسب کرد؛ در نهایت، این مسئله مورد توجه است که آیا عامل شتاب سود به عنوان عامل واکنش کمتر از حد می‌تواند اثر شتاب قیمت را توضیح دهد؟ مسئله اصلی و مورد بررسی در این پژوهش این است که آیا مدل ریسک پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵) و عامل واکنش کمتر از حد توانایی لازم را برای توضیح اثر شتاب قیمت دارند؟

1. Momentum Strategy
2. Fama & French

خاطر نشان می‌سازد که استفاده از مدل ریسک پنج عاملی فاما و فرنچ و مشکلات رفتاری به عنوان توضیحی برای پدیده اثر شتاب قیمت به طور همزمان برای اولین بار در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار می‌گیرد.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

بازار کارا فرض می‌کند که قیمت سهام به سرعت نسبت به ورود اطلاعات جدید تعدیل می‌شود و بنابراین، قیمت‌های کنونی منعکس‌کننده تمام اطلاعات موجود هستند. یعنی، هرگونه اطلاعات جدیدی که مرتبط با بازار است، خود به خود در قیمت‌های سهام منعکس می‌شود (فتح اللهی، ۱۳۹۲). اگر بازار کارا باشد، باید انتظار داشت در زمان ورود اطلاعات، بین اخبار و واکنش بازار ارتباط مثبت داشته باشیم. به عبارت دیگر، واکنش مثبت بازار به خبرهای خوب، مانند سود اعلام شده بالاتر از حد انتظار، یا واکنش منفی به اخبار بد مانند سود اعلام شده پایین تر از حد انتظار، باید بیش از مقداری که شامل اعلام رویداد است، پیش‌بینی گردد. این واکنش، با واکنش متقابل تدریجی در روزهای قبل از این رویداد همراه است تا زمانی که اخبار به تدریج از طریق بازار پخش می‌شوند. با این حال، هیچ واکنش دیگری در روزهای پس از اعلام نباید رخ دهد. دلیل این امر آن است که یک بازار کارا باید کاملا و بلافاصله در زمان اعلام سود در مورد اطلاعات جدید واکنش نشان داده باشد(عباسی، شهرتی و قدک فروشان، ۱۳۹۳).

پیشینه تجربی پژوهش

جگادیش و تیتمن[1](۱۹۹۳)، عملکرد استراتژی‌های معاملاتی را با دوره‌های شکل‌گیری و نگهداری بین ۳ تا ۱۲ ماه مورد بررسی قرار دادند. آنها گزارش کردند، استراتژی خرید سهام برنده و فروش سهام بازنده گذشته می‌تواند بازده اضافی معنی‌داری (در حدود یک درصد در ماه) ایجاد نماید. آنها این نتیجه را براساس تشکیل پرتفوی‌هایی بر مبنای بازدهی گذشته در دوره ۱۹۶۵-۱۹۸۹ کشف کردند. روش کار آنها به این صورت بود که سهام را براساس بازدهی ۳ تا ۱۲ ماه گذشته در ده پرتفوی با وزن مساوی طبقه‌بندی کردند و استراتژی خود را خرید پرتفوی برنده و فروش پرتفوی بازنده، قراردادند و نشان دادند بازده اضافی ایجاد می‌شود.

کوردیا و شیواکومار [2](۲۰۰۶)، در پژوهشی به بررسی ارتباط بین شتاب قیمت و شتاب سود پرداختند و دریافته اند که در هر دو آزمون قیمت گذاری دارایی های مقطعی و سری زمانی، شتاب قیمت توسط مولفه سیستماتیک شتاب سود به وجود می آید. به عقیده آنها قدرت پیش‌بینی بازده گذشته توسط پرتفوی سرمایه‌گذاری صفر است که سهام با سود غیرمنتظره بالا را می‌خرد و سهام با سود غیرمنتظره پایین را می‌فروشد. آنها دریافته‌اند بازده شتاب سود به طور قابل توجهی با فعالیت‌های کلان اقتصادی آتی مانند نرخ

1. Jegadeesh & Titman
2. Chordia & ShivaKumar

رشد تولید ناخالص داخلی (GDP)، تولیدات صنعتی، مصرف و درامد نیروی‌کار و تورم در ارتباط است. شواهد بین المللی بیشتری توسط فن، اپسال و یو[1] (۲۰۱۵) ارائه شد که دریافتند سود استراتژی‌های شتاب در بیشتر از ۴۳ بازار سهام مورد بررسی برای دوره ۱۹۸۱تا ۲۰۰۹ نمی‌تواند توسط مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و مدل چهار عاملی کارهارت (۱۹۹۷) توضیح داده شود.

بوسایدی و السگا (۲۰۱۷) [2]، موضوع ریسک را مورد بررسی قرار داده و مقدار قابل‌توجهی سود تعدیل شده با ریسک پیدا کرده‌اند .اگرچه این مطالعات عدم موفقیت فرضیه ریسک در توضیح اثر شتاب قیمت در بورس اوراق بهادار تونس را نتیجه می‌گیرد، اما در آن پژوهش توضیح جایگزینی برای آن ارائه داده نمی‌شود.

بوسایدی و دریدی (۲۰۲۰)، در پژوهشی تحت عنوان استراتژی شتاب در بورس اوراق بهادار تونس با فرضیه ریسک و فرضیه واکنش کمتر از حد به توضیح استراتژی شتاب قیمت در بورس اوراق بهادار تونس مبادرت کردند و شواهد محکمی در مورد سود شتاب تعدیل‌شده با ریسک پیدا کردند که نشان می‌دهد ریسک نمی‌تواند اثر شتاب قیمت را توضیح دهد. آنها مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵) را با افزودن عامل شتاب سود بسط دادند مشاهده کردند، سود استراتژی شتاب قیمت توسط یک پرتفوی سرمایه‌گذاری صفر (عامل شتاب سود PMN) بدست می‌آید که سبدی با پایین‌ترین بازده غیرمنتظره را می‌فروشد و سبدی با بالاترین بازده غیرمنتظره را می‌خرد و دریافتند پس از افزودن PMN به مدل بیشتر استراتژی‌ها دیگر سودآور نیستند و این عامل توانست شتاب قیمت را توضیح دهد.

قالیباف اصل، شمس و ساده‌وند (۱۳۸۹)، در این پژوهش به شناسایی سودآوری راهبردهای شتاب سود و قیمت در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی۱۳۸۳ تا ۱۳۸۷ پرداخته شد. نتایج آزمون فرضیه‌ها نشان داد، راهبرد شتاب قیمت در بازه‌های زمانی ۳، ۶ و۱۲ ماهه و راهبرد شتاب سود در بازه‌های زمانی ۳و۶ ماهه در بورس اوراق بهادار تهران سودآور هستند. اما سودآوری راهبرد شتاب سود در دوره زمانی یک سال تایید نشد.

قالیباف اصل وکمالی (۱۳۹۰)، به شناسایی سوددهی استراتژی‌های شتاب و معکوس برحسب افق‌های زمانی کوتاه‌مدت و میان‌مدت پرداختند برای این منظور داده‌های ۵۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۵ ساله پژوهش (از ابتدای سال ۱۳۸۱ تا انتهای سال ۱۳۸۵) مورد استفاده قرار گرفته اند. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که در بورس اوراق بهادار تهران اثر شتاب در کوتاه‌مدت قابل‌مشاهده است، ولی اثر معکوس مشاهده نشد.

بدری و فتح اللهی (۱۳۹۳)، در طی سال‌های ۱۳۸۰ – ۱۳۸۹ بازدهی اضافی استراتژی شتاب قیمت را با استفاده از مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) تبیین کردند و دریافتند استراتژی شتاب قیمت تا دوره میان مدت سودآور می‌باشد و مدل ریسک سه عاملی فاما و فرنچ تا دوره میان‌مدت توانایی کافی در توضیح اثر شتاب قیمت را ندارد و وجود بازدهی مازاد شتاب پس از تعدیل ریسک چالشی برای فرضیه بازار کاراست. بنابراین، در این دوره می‌توان شتاب قیمت را از طریق مدل‌های رفتاری توضیح داد و علت پدیده شتاب را

1. Fan, Opsal & Yu
2. Boussaidi & AlSaggaf

واکنش کمتر از حد دانست اما برای دوره‌های بلندمدت شتاب قیمت وجود ندارد و بازده آن نزدیک به صفر است و معنی‌دار نیست.

مهرانی و نونهال نهر(1387) ، در پژوهشی به بررسی امکان افزایش بازده سرمایه‌گذاری‌ها و کسب بازده‌های غیرعادی از طریق بکارگیری راهبرد معاملاتی معکوس در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج پژوهش آنها واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران را در بورس اوراق بهادار تهران تایید کرد.

بدری، دولو و آقاجانی (۱۳۹۷) در پژوهشی به توضیح بازده اضافی شتاب قیمت و شتاب سبکی با استفاده از رگرسیون سری زمانی، مبتنی بر مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و مدل وانگ و وو [1](۲۰۱۰) پرداختند و نشان دادند در اغلب استراتژی‌های شتاب (مومنتوم) قیمت، اندازه و صنعت، تعدیل بازده بابت ریسک، به شیوه رایج مبتنی بر مدل سه عاملی فاما و فرنچ به افزایش بازده منجر می‌شود؛ درحالی‌که استفاده از بازده‌های تعدیل شده به روش وانگ و وو به کاهش بازده اضافی این استراتژی‌ها منجرخواهد شد. بنابراین، نمی‌توان توضیح ریسک محوری شتاب را قویاً مردود دانست؛ زیرا بخشی از عدم امکان انتساب بازده اضافی شتاب به عامل ریسک، ناشی از نحوه تعدیل ریسک است.

فرضیه‌های پژوهش

فرضیه ۱: مدل ریسک پنج عاملی فاما و فرنچ می‌تواند اثر شتاب قیمت را در بورس اوراق بهادار تهران توضیح دهد.

فرضیه ۲: واکنش کمتر از حد می‌تواند اثر شتاب قیمت را در بورس اوراق بهادار تهران توضیح دهد.

روش شناسی پژوهش

این پژوهش از نظر هدف، کاربردی و از نظر شیوه گردآوری داده‌ها، توصیفی است که از یک جهت از همبستگی و تحلیل رگرسیون برای مشاهده و بررسی تاثیر متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته استفاده شده است و از جهت دیگر پس‌رویدادی است و پژوهشگر، بررسی علت احتمالی متغیر وابسته را مورد بررسی قرار می‌دهد. از تجزیه و تحلیل رگرسیون برای تایید و یا رد فرضیه‌های پژوهش استفاده گردیده است. برای این منظور، با استفاده از نرم افزار Eviews نسخه ۱۰، داده‌های سری زمانی در بورس اوراق بهادار تهران بررسی می‌شوند.

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران طی دوره فروردین ۱۳۹۱ تا دی ۱۴۰۰ می‌شود که با استفاده از روش حذفی سیستماتیک بر اساس معیارهای زیر انتخاب شده‌اند:

۱) دوره مالی آن‌ها منتهی به ۲۹ اسفند ماه است.

1. Wang & Wu

۲) قبل از سال ۱۳۹۰ در بورس پذیرفته شده‌اند و تا انتهای دی ماه ۱۴۰۰ همچنان در بورس معامله می‌شوند.
۳) اطلاعات مالی آن قابل دسترس است.
۴) جزء شرکت‌های مالی (مانند بانکها، موسسات مالی) و شرکت‌های سرمایه‌گذاری یا شرکت‌های واسطه‌گری مالی نیستند.
۵) بیش از ۳ ماه وقفه معاملاتی ندارند.

در نهایت، پس از اعمال فیلترهای فوق، ۶۰ شرکت در نمونه آماری آورده شده است. به منظور جمع‌آوری اطلاعات مربوط به بخش مبانی نظری پژوهش، روش تحقیقات کتابخانه‌ای و مقالات و پایان‌نامه‌های موجود در سایت‌ها و پایگاه‌های اطلاعاتی نظیر: کتابخانه دیجیتالی گیگا، پژوهشگاه علوم و فناوری اطلاعات ایران (ایرانداک)، سایت ساینس‌دایرکت و... استفاده می‌شود، و به منظور جمع‌آوری اطلاعات مالی مرتبط با اوراق بهادار و به سایت‌هایی نظیر: سایت مرکز پردازش اطلاعات مالی (فیپیران)، سایت بورس اوراق بهادار تهران، کدال و... مراجعه می‌شود.

تعریف متغیر های پژوهش ونحوه محاسبه آنها

استراتژی شتاب (مومنتوم). استراتژی شتاب، یکی از استراتژی‌های مهم در بین تحلیل‌گران انتخاب پرتفوی بهینه است. استراتژی شتاب انواع مختلفی دارد. یکی از انواع آن، شتاب سود[1] است بر اساس این استراتژی سهامی که تعدیل مثبت داشته اند، در آینده نزدیک نیز بازدهی خوبی را حاصل می‌کنند. یکی دیگر از انواع شتاب، شتاب قیمت[2] است که در آن سهامی که بر اساس شاخص قدرت نسبی، عملکرد بهتری داشته‌اند در دوره مشخصی از زمان بررسی می‌شوند (تقیان دینانی و فرید، ۱۳۹۵).

شتاب قیمت. براساس استراتژی شتاب قیمت، سهامی که به تازگی افزایش یا کاهشی در قیمت داشته در آینده نزدیک به حرکت در همان جهت ادامه خواهد داد (کوردیا و شیما کومار، ۲۰۰۶). استراتژی شتاب پرتفوی بازنده را می‌فروشد و پرتفوی برنده را می‌خرد و این موقعیت را برای دوره نگهداری حفظ می‌کند. بازده پرتفوی برنده منهای بازده پرتفوی بازنده، بازده حاصل از این استراتژی را تشکیل می‌دهد و پدیده تداوم در عملکرد سهام را اثر شتاب قیمت[3] می‌نامند (بوسایدی و دریدی[4]، ۲۰۲۰). برای محاسبه شتاب قیمت، روش جگادش و تیتمان (۱۹۹۳) استفاده شده است. در پایان هر ماه، سهام براساس بازده مرکب پیوسته آنها برای j ماه گذشته (j : ۶ و۱۲ ماه) رتبه‌بندی می‌شوند، سهام به ترتیب نزولی قرار گرفته و به پنج گروه اختصاص می‌یابد: سهام که در صدر جدول قرار دارند، پرتفوی برنده، W را تشکیل می‌دهند،

1. Earning Momentum
2. Price Momentum
3. Price Momentum Effect
4. Boussaidi & Dridi

سهام که در پایین جدول قرار می‌گیرد، پرتفوی بازنده را تشکیل می‌دهد، .L بعد از تاریخ تنظیم یک ماه جلو می‌رویم، سپس عملکرد پرتفوی بهینه طی k ماه بعدی (k : ۶ و ۱۲ ماه) ثبت می‌شود (دوره نگهداری).

ریسک. ریسک عبارت است از خطری که در پی عدم اطمینان درباره احتمال وقوع حادثه‌ای در زمان آینده به وجود می‌آید، هدف از به‌کارگیری ریسک حداقل کردن آن نیست، بلکه مدیریت آن به منظور ایجاد تعادل بین بازده مورد انتظار و ریسک است (تقیان دینانی و فرید، ۱۳۹۵).

واکنش کمتر از حد. براساس واکنش کمتر از حد، قیمت‌ها نسبت به اخبار اعلامیه شرکت‌ها و رویدادها با تاخیر تعدیل می‌شوند، به عبارت دیگر، افراد نسبت به اخبار جدید دیر واکنش نشان می‌دهند (آقا کوچکی، ۱۳۹۷). برای بررسی واکنش کمتر از حد باید روند شتاب قیمت مرتبط با اطلاعات خاص شرکت باشد که به آن اثر راندگی پس از اعلام سود[1] (شتاب سود) می‌گویند.

سود غیرمنتظره استاندارد شده. تفاوت بین سود سالانه فعلی و سود سالانه قبلی است و برای مقایسه مقطعی، تغییر سودها توسط کل دارایی‌های سال قبل برای شرکت i به شرح زیر استاندارد می‌شود:

$$SUE = \frac{E_{i\cdot n} - E_{i\cdot n-1}}{\text{TA } i.n-1} \quad (۱$$

بازده اضافی. روش مطالعه رویدادی به جای زمان تقویمی با زمان رویدادی کار می‌کند. به همین دلیل باید یک چارچوب پیرامون اعلام رویداد مشخص شود. در این پژوهش از چارچوب۱۱- تا ۱۲+ ماه استفاده شده است که در آن ماه صفر (۰) ماه اعلام سود است. هر سال، بازده اضافی ماهانه برای هر سهام i در پیرامون تاریخ اعلام به شکل زیر محاسبه می‌شود:

$$ER_{i,t} = R_{i,t} - R_{m,t} \quad (۲$$

که در آن $ER_{i,t}$ بازده مازاد تعدیل شده بازار سهم i در ماه t است. و $R_{i,t}$ بازده مرکب پیوسته ماهانه سهم i و R_m بازده بازار است که در آن بازده مرکب پیوسته هر سهم، لگاریتم ساده قیمت تعدیل شده سهام برای سود نقدی و افزایش سرمایه، به قیمت سهام در پایان ماه قبل است (قیمت آخر دوره به اول دوره) و بازده بازار بازده هم وزن هر ماه از کل سهام نمونه است.

میانگین بازده مازاد. بازده‌های مازاد، برای همه سهام‌های موجود در هر گروه سود غیرمنتظره استاندارد شده طی ماه‌های ۱۱- تا ۱۲+ برای بدست آوردن میانگین بازده مازاد، میانگین‌گیری می‌شوند:

$$AER\ p.t = \frac{\sum_{i=1}^{n} ER\ i.t}{n} \quad (۳$$

$t = -11, \ldots. +12$

که در آن AER میانگین بازده مازاد است و ER مقدار بازده مازاد است و n تعداد سهام تشکیل دهنده پرتفوی P برای یک دسته SUE معین است.

1. post-earning announcement drift

مجموع میانگین بازده مازاد. برای هر دسته SUE میانگین بازده اضافی از ۱۱- تا ۱۲+ ماه اضافه می‌شود تا میانگین بازده اضافه تجمعی(CAER) حاصل شود. میانگین سود اضافی جمع شده به شرح زیر محاسبه می‌شود:

$$CAER_{p,t} = \sum_{m=-11}^{t} AER\ p.m \qquad (۴$$

میانگین تجمعی بازده مازاد کل. میانگین تجمعی بازده مازاد میانگین در طول ۶ سال از دوره نمونه برای ساخت یک بازده متوسط تجمعی (ACAER) برای هر دسته SUE به شرح زیر انجام می‌شود:

$$ACAER_{p,t} = \frac{1}{6} \sum_{t=1}^{6} CAER\ p.t \qquad (۵$$

و از این طریق واکنش بازار به اخبار اعلام سود بررسی می‌شود.

مدل آماری پژوهش

در این پژوهش جهت بررسی فرضیه اول از مدل پنج عاملی فاما وفرنچ (۲۰۱۵) ایجاد شده است استفاده می‌شود. این مدل بشرح زیر است :

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i (R_{mt} - R_{ft}) + si\ SMB_t + hi\ HML_t + ri\ RMW_t + ci\ CMA_t + \varepsilon_{it} \qquad (۶)$$

$(R_{mt} - R_{ft})$: صرف ریسک بازار است و به عنوان بازده پورتفوی بازار به میزان بیش از نرخ بدون ریسک تعریف می‌شود.

R_{mt} بازده پرتفوی ماهانه بازار است و R_{ft} نرخ بهره ماهانه بدون ریسک است.

R_i : بازده‌های هم وزن هر ماه از کل سهام نمونه

SMB: (کوچک منهای بزرگ) (عامل اندازه) بازده پرتفوی متنوع از سهام کوچک منهای بازده پرتفوی متنوع ازسهام بزرگ است.

HML: (بالا منهای پایین) (عامل ارزش دفتری) تفاوت بین بازده سبد متنوع سهام با ارزش دفتری بالا نسبت به بازار و بازده در سبد سهام با ارزش دفتری پایین نسبت به بازار است.

RMW: (قوی منهای ضعیف) (عامل سودآوری) تفاوت بین بازده یک سبد متنوع از سهام با سودآوری عملیاتی بالا و بازده در سبد سهام با سود عملیاتی پایین است.

CMA: (محافظه کارانه منهای جسورانه) (عامل سرمایه‌گذاری) تفاوت بین بازده یک سبد متنوع از شرکت‌های با سرمایه‌گذاری کم و بازده در سبد متنوع شرکت‌های با سرمایه بالا است.

β_i، si، hi، ri، ci و ε_{it} به ترتیب حساسیت عوامل بازار، اندازه، ارزش دفتری به بازار، سودآوری و سرمایه‌گذاری و مقدار باقیمانده یا خطا را نشان می‌دهد.

Ri : متغیر درونزاست که عبارت است از بازده پرتفوی آربیتراژ (برنده منهای بازنده) (WML) به ازای مقادیر مختلف از استراتژی J*K. از آنجایی که استراتژی شتاب، پرتفوی سرمایه‌گذاری صفر است، برای بررسی شتاب R_f را از سمت چپ معادله حذف می‌شود.

صرف ریسک

SMB: میانگین ۶ بازده سبد دارای سهام کوچک منهای میانگین ۶ بازده سبد دارای سهام بزرگ است.

$$SMB = \frac{SH+SL+SR+SW+SC+SA}{6} - \frac{BH+BL+BR+BW+BC+BA}{6} \quad (۷)$$

HML: تفاوت بین میانگین بازده ۲ سبد B/ M بالا و میانگین بازده ۲ سبد B/ M پایین است.

RMW: میانگین بازده ۲ سبد سهام با سودآوری قوی منهای میانگین بازده ۲ سبد سهام با سودآوری ضعیف است.

$$RMW = \frac{SR+BR}{2} - \frac{SW+BW}{2} \quad (۸$$

CMA: میانگین ۲ بازده سبد سهام سرمایه‌گذاری محافظه کار منهای میانگین ۲ بازده سبد سهام سرمایه‌گذاری جسورانه می‌باشد.

$$CMA = \frac{SC+BC}{2} - \frac{SA+BA}{2} \quad (۹$$

در بررسی فرضیه دوم پس از پیگیری واکنش بازار به اخبار اعلام سود، ابتدا از طریق مدل پنج عاملی فاما و فرنچ عامل شتاب سود را تعدیل کرده است که در این حالت متغییر وابسته PMN است و سپس، با افزودن PMN، مدل شش عاملی زیر مورد بررسی قرار می‌گیرد:

$$R_i = \alpha_i + \beta_i (R_{mt} - R_{ft}) + s_i SMB_t + h_i HML_t + r_i RMW_t + c_i CMA_t + p_i PMN + \varepsilon_{it} \quad (۱۰)$$

در رابطه (۱۰)، Ri برابر است با بازده پرتفوی آربیتراژ (برنده منهای بازنده) (WML) به ازای مقادیر مختلف از استراتژی J*K.

ساختار پرتفوها بر اساس مدل ریسک

پژوهشگران از انواع مختلف طبقه‌بندی سهام برای ساخت صرف استفاده می‌کنند. یکی از انواع طبقه‌بندی، ۳*۲ است که در آن عوامل ریسک بر اساس ترکیب ۳*۲ اندازه و عامل ریسک مورد نظر محاسبه می‌شوند. شیوه دیگر طبقه‌بندی، ۲*۲ است که بر اساس آن سهام بر اساس اندازه و ارزش دفتری به بازار یا اندازه و سود عملیاتی یا اندازه و سرمایه‌گذاری طبقه‌بندی می‌شوند و آخرین شیوه،۲*۲*۲*۲ است که سهام به اندازه و ارزش دفتری به بازار و سود عملیاتی و سرمایه‌گذاری طبقه‌بندی می‌شوند. در این پژوهش از روش دوم استفاده شده است، زیرا تعداد شرکت‌های ذکر شده در آن نسبت به آمریکا کمتر است. چنین روش‌شناسی، بدست آوردن تعداد کافی سهام در تقاطع هر دو دسته را تضمین می‌کند. در ادامه، روش ساخت پرتفوی و صرف ریسک توضیح داده خواهد شد.

ابتدا، در پایان شهریور ماه هر سال از سال ۱۳۹۱ تا ۱۴۰۰، شرکت‌ها را براساس اندازه شرکت رتبه‌بندی کرده (قیمت سهام در پایان تیر ماه ضربدر سهام منتشر شده) و دو گروه تشکیل می‌شود: گروه اول، S، شامل کوچکترین شرکت‌ها و گروه دوم، B بزرگترین آن‌ها را تشکیل می‌دهد. همچنین،، دو گروه

از شرکت‌ها را بر اساس B / M سال قبل (N-1) تشکیل داده که L گروه شرکت‌هایی با کمترین B / M و H ، بالاترین B / M را دارند. ارزش دفتری به بازار، ارزش دفتری سهام (سرمایه) در سال N1 تقسیم بر ارزش بازار سهام (سرمایه) در پایان اسفند سال N-1 است. به طور مشابه، شرکت‌ها به طور جداگانه در سودآوری و سرمایه‌گذاری عملیاتی، در سال N-1 طبقه‌بندی شده‌اند.

سودآوری به عنوان سود عملیاتی در پایان سال مالی N-1 تقسیم بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در پایان سال مالی N-1 اندازه‌گیری می‌شود. پرتفو شرکت‌هایی که کمترین OP را دارند، به دلیل سودآوری عملیاتی ضعیف، W گفته می‌شود و پرتفو شرکت‌هایی که بالاترین سودآوری عملیاتی را دارند، بدلیل سودآوری عملیاتی قوی، R نامیده می‌شود. عامل سرمایه‌گذاری با رشد کل دارایی‌ها در پایان سال مالی N-1 تقسیم بر کل دارایی‌ها در پایان N-2 اندازه‌گیری می‌شود. پرتفوی شرکت‌هایی که کمترین سرمایه‌گذاری را دارند، پرتفوی سرمایه‌گذاری محافظه‌کار، C و پرتفوی شرکت‌هایی که بیشترین سرمایه‌گذاری را دارند، پرتفوی سرمایه‌گذاری جسورانه، A شناخته شده است. برای محاسبه ۴ صرف SMB، HML، RMW و CMA ابتدا ۸ پرتفوی را براساس ۴ عامل اندازه، ارزش دفتری به ارزش بازار، سودآوری و سرمایه‌گذاری به نام S، B، L، H، R، W، C و A را بدست آورده و ۲ پرتفوی اندازه S، B به طور متقابل با ۶ پرتفوی دیگر ترکیب می‌شود و ۱۲ پرتفوی SL، SH، SR، SW، SC، SA، BL، BH، BW، BC، BA تشکیل می‌شود. به عنوان مثال پرتفو SH شامل شرکت‌هایی است که به طور همزمان هم اندازه کوچک S و هم ارزش دفتری به بازار بالا H دارند. پس از ساخت ۱۲ پرتفو در هر سال N بازده ارزش هم‌وزن ماهانه آنها را محاسبه کرده و پس از آن ۴ صرف SMB، HML، RMW و CMA محاسبه می‌شود.

ساختار پرتفوها براساس سود غیرمنتظره استاندارد شده. برای هر سال از سال ۱۳۹۱ تا ۱۴۰۰ شرکت‌ها بر اساس سود غیرمنتظره استاندارد شده رتبه‌بندی شده و به پنج دسته اختصاص مییابند :دسته اول شامل شرکت‌هایی با کمترین SUE، دسته دوم شامل شرکت‌هایی با SUE کمتر، دسته سوم شامل شرکت‌هایی با SUE های متوسط، دسته چهارم شامل شرکت‌هایی با SUE های بیشتر و پنجمین دسته از شرکت‌هایی با بالاترین SUE تشکیل شده است و به ترتیب، به صورت SUEQ1، SUEQ2، SUEQ3 S، SUEQ4 و SUEQ5 مشخص شده‌اند.

بررسی اهمیت تعدیل ریسک. به گفته بوسایدی و همکاران (۲۰۲۰)، از آنجایی که تعدیل ریسک صریحی در این مرحله انجام نشده است (چرا که بازده غیر عادی از طریق تفاوت بین بازده سهام و بازده بازار محاسبه شده است)، احتمال این موضوع بر اثرگذاری نتایج حاصله اندک است، ولی برای اطمینان بیشتر، آزمون اثر تعدیل ریسک بر بازده نهایی حاصل شده پس از اعلام سود با استفاده از مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵)، انجام خواهد شد، از این رو در پایان هر سال سهام بر اساس سود غیر منتظره (SUE) سال قبل رتبه‌بندی می‌شود و به پنج گروه اختصاص می‌یابد. شرکت‌هایی که بالاترین سود غیرمنتظره را دارند، پرتفوی برنده، P5 و شرکت‌هایی که دارای کمترین سود غیرمنتظره هستند، پرتفوی بازنده P1 را تشکیل می دهند. بازده هم‌وزن ماهانه تقویمی P1 و P5 از شهریور سال N تا شهریور سال N+1 محاسبه می‌شود. سبد P5-P1، سبد PMN گفته می‌شود. این سبدها برای k ماه بعدی نگه داشته می‌شود که در آن k = ۶ و ۱۲ ماه قرار دارد.

کنترل اثر عامل رفتار. برای بررسی توان واکنش کمتر از حد در توضیح اثر شتاب قیمت، باید روند شتاب قیمت مرتبط با اطلاعات خاص شرکت باشد که به آن شتاب سود می‌گویند. بر اساس پژوهش بوسایدی و همکاران (۲۰۲۰) و شیواکومار و کوردیا (۲۰۰۶)، عامل شتاب سود (PMN) به عنوان عامل واکنش کمتر از حد وارد مدل می‌گردد و توانایی این عامل به عنوان عامل رفتار در توضیح متغیر شتاب سود بررسی می‌شود.

تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

آماره‌های توصیفی متغیرهای اصلی مدل با استفاده از نرم افزار EViews به قرار زیر است:

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای مدل

آماره‌های توصیفی		مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	بیشترین مقدار	کمترین مقدار	آماره جارک-برا	احتمال آماره
متغیرها	بازده شتاب قیمت استراتژی ۶*۶	۱۱۸	-۰/۱۲	۰/۰۴۵	۰/۱	-۰/۱۷	۴۴/۹۷	۰/۰۰
	بازده شتاب قیمت استراتژی ۱۲*۶	۱۱۸	-۰/۰۱۶	۰/۰۳۱	۰/۰۴	-۰/۱	۱۲/۷۳	۰/۰۰۲
	بازده شتاب قیمت استراتژی ۶*۱۲	۱۱۸	-۰/۰۲۸	۰/۰۴۸	۰/۰۶	-۰/۲	۵۹/۱۵	۰/۰۰
	بازده شتاب قیمت استراتژی ۱۲*۱۲	۱۱۸	-۰/۰۲۸	۰/۰۳۶	۰/۰۴	-۰/۱۴	۲۰/۷۹	۰/۰۰
	بازده مازاد بازار	۱۱۸	۰/۰۲	۰/۰۹۷	۰/۴۴	-۰/۱۷	۴۲/۱۸	۰/۰۰
	بازده عامل اندازه	۱۱۸	۰/۰۰۴	۰/۰۴۲	۰/۱۶	-۰/۱۹	۸۰/۹۹	۰/۰۰
	بازده عامل ارزش دفتری به ارزش بازار	۱۱۸	۰/۰۰۳	۰/۰۳۴	۰/۱	-۰/۲	۵۰۳/۸۲	۰/۰۰
	بازده عامل سودآوری	۱۱۸	-۰/۰۰۲	۰/۰۳	۰/۰۷	-۰/۱۷	۳۱۰/۶۵	۰/۰۰
	بازده عامل سرمایه‌گذاری	۱۱۸	۰/۰۰۳	۰/۰۴	۰/۲	-۰/۱	۱۷۴/۹۴	۰/۰۰
	بازده عامل شتاب سود دوره نگهداری۶ ماهه	۱۱۸	-۰/۰۰۶	۰/۰۳۴	۰/۱۲	-۰/۰۷	۶۰/۳۱	۰/۰۰
	بازده عامل شتاب سود دوره نگهداری۱۲ ماهه	۱۱۸	-۰/۰۱۴	۰/۰۳	۰/۰۶	-۰/۱۲	۱۳/۴۵	۰/۰۰

مأخذ: محاسبات پژوهش

برآورد مدل

فرضیه اول در این پژوهش به این قرار است: مدل ریسک پنج عاملی فاما و فرنچ می‌تواند اثر شتاب قیمت را در بورس اوراق بهادار تهران توضیح دهد. برای تعدیل اثر شتاب قیمت با ریسک، از مدل پنج عاملی فاما و فرنچ استفاده شده است. این انتخاب باتوجه، به این واقعیت ایجاد می‌شود که این مدل کامل‌ترین نسخه مدل‌های ریسک را برای توضیح نمونه‌ها در میانگین بازده و عدم موفقیت مدل سه عاملی در توضیح کامل اثر شتاب قیمت ارائه می‌کند. در فرضیه اول تمامی استراتژی‌های J_6K_6 $J_{12}K_6$ J_6k_{12} و $J_{12}k_{12}$، با مشکل ناهمسانی واریانس مواجه بودند که با افزودن یک وقفه از جمله خطا به مدل این مشکل برای استراتژی‌های J_6K_6، J_6k_{12} $J_{12}k_{12}$ و همچنین،، با افزودن دو وقفه از جمله خطا برای استراتژی $J_{12}K_6$ برطرف شد. همچنین، در تمامی استراتژی‌ها نیز مشکل خود همبستگی بررسی شد که این مشکل در هیچ کدام از استراتژی‌ها یافت نشد. با توجه به آنچه بیان شد، فرضیه اول پژوهش، مدل و ضرایب آن به قرار زیر است:

جدول ۲. نتایج برآورد مدل فرضیه اول پس از آزمون‌های برازش

دوره نگهداری* دوره آزمون	عرض از مبدا	بازده مازاد بازار	بازده عامل اندازه	بازده عامل ارزش دفتری به بازار	بازده عامل سودآوری	بازده عامل سرمایه‌گذاری	وقفه اول جمله خطا	وقفه دوم جمله خطا	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F (احتمال F)
۶*۶	-۰/۰۱ -۳/۶۴ *(۰/۰۰)	-۰/۰۱ -۰/۴ (۰/۶۹)	۰/۰۶ ۰/۷۶ (۰/۴۵)	-۰/۰۸ -۰/۷۲ (۰/۴۷)	۰/۱۲ ۱/۰۶ (۰/۲۹)	۰/۰۶ ۰/۶۷ (۰/۵)	۰/۶۵ ۸/۸۶ (۰/۰۰)	-	۰/۴۴	۰/۴۱	۱۴/۲۸ (۰/۰۰)
۶*۱۲	-۰/۰۱ -۶/۹۹ *(۰/۰۰)	-۰/۰۷ -۲/۸۶ *(۰/۰۰۵)	۰/۰۷ ۱/۲۸ (۰/۲)	-۰/۰۱ -۰/۱۳ (۰/۸۹)	۰/۰۰۵ ۰/۰۷ (۰/۹۵)	۰/۱۲ ۱/۹۱ (۰/۰۶)	۰/۶۲ ۸/۲۱ (۰/۰۰)	-	۰/۴۵	۰/۴۲	۱۴/۹۳ (۰/۰۰)
۱۲*۶	-۰/۰۳ -۸/۷۶ *(۰/۰۰)	-۰/۰۷ -۲/۲۵ *(۰/۰۳)	۰/۰۵ ۰/۶۶ (۰/۵۱)	-۰/۱ -۱/۰۱ (۰/۳۱)	-۰/۰۹ -۰/۸ (۰/۴۲)	۰/۰۲ ۰/۱۸ (۰/۸۵)	۰/۷۲ ۷/۵۱ (۰/۰۰)	۰/۰۲ ۰/۲۱ (۰/۸۳)	۰/۵۵	۰/۵۳	۱۹/۲۹ (۰/۰۰)
۱۲*۱۲	-۰/۰۳ -۱۲/۹ *(۰/۰۰)	-۰/۱ -۴/۶۲ *(۰/۰۰)	۰/۰۶ ۱/۱۳ (۰/۲۶)	۰/۰۰۲ ۰/۰۳ (۰/۹۸)	-۰/۱۴ -۱/۹۴ *(۰/۰۵)	۰/۰۸ ۱/۳۲ (۰/۱۹)	۰/۷۶ ۱۱/۵۲ (۰/۰۰)	-	۰/۶۴	۰/۶۲	۳۲/۰۴ (۰/۰۰)

توجه: در درون هر سلول عدد اول ضریب عوامل ریسک، عدد دوم مقدار آماره t و عدد داخل پرانتز مقدار احتمال آماره t مربوطه را نشان می‌دهد.
مأخذ: محاسبات پژوهش

آماره فیشر و احتمال آن به ترتیب برای استراتژی J_6k_6 ، ۱۴/۲۸ و ۰/۰۰ ، برای استراتژی J_6k_{12} ، ۱۴/۹۳ و ۰/۰۰ ، برای استراتژی $J_{12}k_6$ ، ۱۹/۲۹ و ۰/۰۰ و در نهایت برای استراتژی $J_{12}k_{12}$، ۳۲/۰۴ و ۰/۰۰ می‌باشد که معنی‌دار بودن مدل را نشان می‌دهد. در جدول فوق مقدار ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل شده عدد قابل قبولی را ارائه داده است. برای مثال در استراتژی J_6k_6عدد ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل شده به ترتیب ۰/۴۴ و ۰/۴۱ است که در این صورت می‌توان گفت مدل بیش از ۴۰ درصد تغییرات در متغیر وابسته را توضیح داده است. از طرفی در تمامی استراتژی‌های J_6k_6 و J_6k_{12}، $J_{12}k_6$ و $J_{12}k_{12}$ مقدار احتمال آماره t عرض از مبدا در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است. علاوه بر این تنها در سه استراتژی J_6k_{12}، $J_{12}k_6$ و $J_{12}k_{12}$ بازده مازاد بازار به عنوان متغیر مستقل در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است. همچنین، با توجه به نتایج بررسی این مدل تنها متغیر بازده عامل سودآوری در سطح اطمینان ۹۵ درصد در استراتژی $J_{12}k_{12}$ معنی‌دار می‌باشد. به طور خلاصه می‌توان گفت در صورتی فرضیه اول تایید می‌شود که پس از تعدیل اثر شتاب قیمت با مدل ریسک پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵) بازده اضافی وجود نداشته باشد (عرض از مبدا معنی‌دار نباشد) و ضریب مربوط به متغیرهای مستقل معنی‌دار باشد. بنابراین فرضیه اول رد خواهد شد و فرضیه جایگزین در حالتی تایید می‌گردد که هر دو شرط بالا تایید شود که این شرایط در هیچ یک از ۴ استراتژی دیده نمی‌شود.

فرضیه دوم در این پژوهش به این قرار است: واکنش کمتر از حد می‌تواند اثر شتاب قیمت را در بورس اوراق بهادار تهران توضیح دهد. برای بررسی واکنش کمتر از حد، روند شتاب قیمت باید مرتبط با اطلاعات خاص شرکت باشد که به آن اثر راندگی پس از اعلام سود (شتاب سود) می‌گویند. در این پژوهش بر اساس پژوهش بوسایدی و همکاران

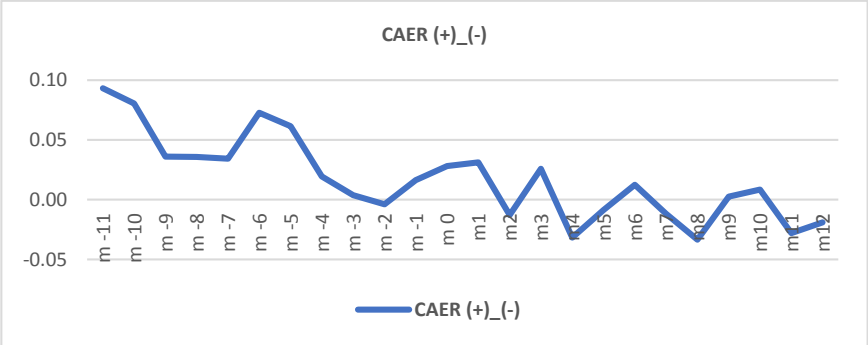
(۲۰۲۰)، عامل سود غیر منتظره به عنوان عامل شگفتی سود در نظر گرفته شده است. اگر سرمایه‌گذاران نسبت به چنین اطلاعاتی واکنش کمتر از حد از خود نشان دهند، نه تنها باید یک روند معنی‌دار از بازده غیرعادی پیدا شود بلکه یک واکنش همراه با تاخیر از قیمت سهام به اعلام سود نیز حاصل شود. در این پژوهش از روش مطالعه رویداد برای پیگیری واکنش بازار پیرامون اعلام سود استفاده می‌شود. جدول زیر نتایج معنی‌داری روند خرید شرکت‌های با سود غیرمنتظره بالا و فروش شرکت‌های با سود غیرمنتظره پایین را در طول ۱۰ سال دوره آزمون نشان می‌دهد.

جدول ۳. نتایج آزمون تست فرضیه (معنی‌داری روند)

متغیر	آماره t	احتمال آماره t	نتیجه آزمون
اختلاف میانگین بازده تجمعی پرتفوی (SUE+) – (SUE-)	۲/۵۰۹	۰/۰۱۹	تایید روند

مأخذ: محاسبات پژوهش

برای بررسی معنی‌داری روند ACAER آزمون فرض نمونه[1] انجام شد. فرضیه صفر این آزمون این است که در مجموع تغییرات نمونه نسبت به میانگین صفر است و فرضیه مقابل آن، این است که تغییرات نمونه نسبت به میانگین مخالف صفر است یا به عبارت دیگر روند معنی‌دار می‌باشد. همانطور که در در جدول بالا ملاحظه می‌شود از آنجایی که مقدار احتمال آماره t کمتر از ۰/۰۵ درصد است، معنی‌داری روند شتاب سود در طول ۱۰ سال تایید می‌گردد. حال برای بررسی واکنش به اخبار اعلام سود سالانه، نمودار بازده اضافی تجمعی را در طول ۱۰ سال رسم می‌شود.



نمودار۱. میانگین بازده تجمعی اضافی برای شتاب سود قبل از اعلام سود، زمان اعلام سود و بعد از اعلام سود

نتایجی که از مشاهده نمودار حاصل می‌شود به قرار زیر می‌باشد:

نمودار شتاب سود روند نزولی دارد که نشان از بیش واکنشی می‌باشد چرا که پس از هر شوک، قیمت در ادامه روند تعدیل کوتاه و سریعی دارد و سپس با نزدیک شدن به زمان اعلامیه سود فصلی، شوکی دیگر اما با قدرتی کمتر به قیمت وارد می‌شود (به این دلیل که اثر مثبت یا منفی خبر اعلام سود فصلی تاثیرش

1. simple hypothesis test

را در اعلامیه قبلی گذاشته است یا اصطلاحا خبر پیش‌خور شده است). از این رو می‌توان نتیجه گرفت در طول ۱۲ ماه پس از اعلام سود سالانه روندی معنی‌دار وجود دارد اما با شوک‌های کمتر، که این مسئله نشان از ناکارایی بازار است ولی نمی‌توان دلیل ناکارایی را واکنش کمتر از حد دانست. در حقیقت اگر بازار کارآ بود قیمت سهام کاملا منعکس کننده اطلاعات سود غیرمنتظره مطلوب و نامطلوب در تاریخ اعلام خواهد بود و الگوهایی مانند تحلیل‌های فوق نباید وجود داشته باشد.

بال (۱۹۷۸) اظهار داشت که بازده اضافی مشاهده شده پس از اعلام سود، نشانگر ناکارامدی بازار نیست و بیشتر به دلیل نقص و ناکارایی CAPM است، از این رو مطالعات بیشتری نظیر رندلمن و همکاران (۱۹۸۲)، بر اهمیت تعدیل ریسک هنگام مطالعه چنین تورش‌هایی تاکید کردند. از آنجایی که در این آزمون تعدیل ریسک صریحی انجام نشده و بازده اضافی از تفاوت بازده سهام و بازده بازار به وجود آمده است بررسی می‌شود که آیا ریسک قادر به توضیح بازده شتاب سود می‌باشد؟ از این رو بازده پرتفوی PMN برای مدل پنج عاملی ریسک فاما و فرنچ به شرح زیر تعدیل می‌شود. در ابتدای برآورد مدل، از آنجایی که در دوره نگهداری ۶ ماهه، تنها مشکل ناهمسانی واریانس وجود داشت، با افزودن یک وقفه از جمله خطا به مدل این مشکل برطرف گردید. همچنین، در دوره نگهداری ۱۲ماهه نیز مشکل ناهمسانی واریانس وجود داشت که با افزودن یک وقفه از جملات خطا مشکل ناهمسانی واریانس برطرف شد. علاوه بر این مشکل خودهمبستگی در دوره نگهداری ۶ ماهه و ۱۲ ماهه بررسی شد که در هیچکدام از این دو دوره نگهداری مشکل خودهمبستگی یافت نشد. با توجه به آنچه بیان شد، نتایج تخمین مدل برای دوره نگهداری ۶ و ۱۲ ماهه پس از آزمون‌های برازش، به قرار زیر است:

جدول ۴. نتایج تخمین مدل برای دوره نگهداری ۶ و ۱۲ ماهه (۶ و ۱۲ = k) پس از آزمون‌های برازش

دوره نگهداری	عرض از مبدا	بازده مازاد بازار	بازده عامل اندازه	بازده عامل ارزش دفتری به بازار	بازده عامل سودآوری	بازده عامل سرمایه‌گذاری	وقفه اول جمله خطا	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F (احتمال F)
دوره ۶ ماهه	-۰/۰۰۶ -۲/۶ *(۰/۰۱)	-۰/۰۶ -۲/۴۳ *(۰/۰۲)	۰/۱۳ ۲/۱۵ *(۰/۰۳)	۰/۲ ۲/۴۱ *(۰/۰۲)	۰/۱۹ ۲/۱۷ *(۰/۰۳)	۰/۰۸ ۱/۱۳ (۰/۲۶)	۰/۷۱ ۹/۱۸ (۰/۰۰)	۰/۴۷	۰/۴۴	۱۶/۲۷ (۰/۰۰)
دوره ۱۲ ماهه	-۰/۰۱ -۶/۵۷ *(۰/۰۰)	-۰/۰۶ -۲/۹۱ *(۰/۰۰۴)	۰/۱۷ ۳/۲۴ *(۰/۰۰۲)	۰/۰۰۸ ۰/۱۲ (۰/۹۱)	-۰/۰۷ -۱/۰۳ (۰/۳)	۰/۰۵ ۰/۸۶ (۰/۳۹)	۰/۶۸ ۹/۱۷ (۰/۰۰)	۰/۵	۰/۴۷	۱۸/۴۴ (۰/۰۰)

توجه: در درون هر سلول عدد اول ضریب عوامل ریسک، عدد دوم مقدار آماره t و عدد داخل پرانتز مقدار احتمال آماره t مربوطه را نشان می‌دهد.
مأخذ: محاسبات پژوهش

همانطور که در جدول ۴ مشاهده می‌شود پس از برآورد مدل پنج عاملی فاما و فرنچ بر PMN از آنجایی که مقدار عرض از مبدا برای هر دو دوره نگهداری ۶ ماهه و ۱۲ ماهه معنی‌دار است، می‌توان نتیجه گرفت بازده اضافی شتاب سود پس از تعدیل برای پنج عامل ریسک همچنان وجود دارد. از طرفی در دوره نگهداری ۶ ماهه به جز متغیر بازده عامل سرمایه‌گذاری، ضرایب سایر متغیرهای مستقل در سطح ۹۵ درصد

معنی‌دار می باشند که نشان دهنده این است که وقتی رتبه‌بندی شرکت‌ها بر اساس سود غیرمنتظره انجام شود چهار عامل بازده مازاد بازار، بازده عامل اندازه، بازده عامل ارزش دفتری به ارزش بازار و بازده سودآوری می‌توانند انحرافات مشاهده شده در بالا را توضیح دهد. همچنین، در دوره نگهداری ۱۲ ماهه ضرایب متغیرهای بازده مازاد بازار و بازده عامل اندازه در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار می باشند که در اینجا این دو عامل در واقع می‌توانند انحرافات مشاهده شده در بالا را توضیح دهد.

مدل اصلی مربوط به فرضیه دوم، مدل شش عاملی است. این مدل تعمیم یافته مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ است. بوسایدی و همکاران (۲۰۲۰) با افزودن PMN به عنوان عامل واکنش کمتر از حد، مدل شش عاملی را جهت بررسی شتاب قیمت بوجود آوردند. در فرضیه دوم تمامی استراتژی‌های J_6k_6 و J_6k_{12}، $J_{12}k_6$ و $J_{12}k_{12}$ با مشکل ناهمسانی واریانس مواجه هستند که با افزودن یک وقفه از جمله خطا به استراتژی‌های J_6k_{12}، $J_{12}k_6$ و با افزودن دو وقفه از جمله خطا به استراتژی‌های J_6k_6 و $J_{12}k_{12}$ این مشکل برطرف شد. همچنین، در تمامی استراتژی‌ها نیز مشکل خود همبستگی بررسی شد که این مشکل در هیچ کدام از استراتژی‌ها یافت نشد. با توجه به آنچه بیان شد، فرضیه دوم پژوهش، مدل و ضرایب آن به قرار زیر است:

جدول ۵. نتایج برآورد مدل فرضیه دوم پس از آزمون‌های برازش

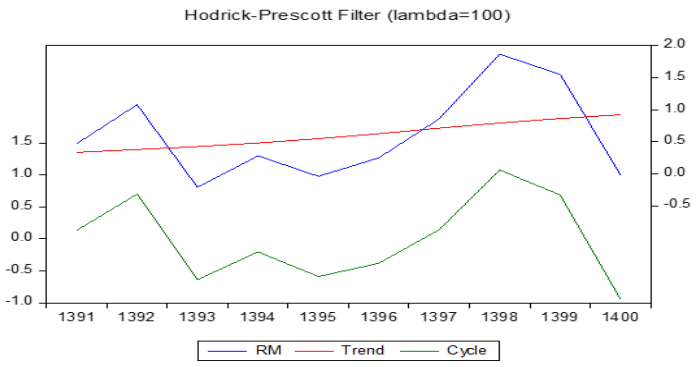
دوره نگهداری *دوره آزمون	عرض از مبدا	بازده مازاد بازار	بازده عامل اندازه	بازده عامل ارزش دفتری به بازار	بازده عامل سودآوری	بازده عامل سرمایه‌گذاری	بازده عامل شتاب سود	وقفه اول جمله خطا	وقفه دوم جمله خطا	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F (احتمال F)
۶*۶	-۰/۰۱ -۳/۲۱ (۰/۰۰۲)*	-۰/۰۰۰۲ -۰/۰۰۶ (۰/۹۹)	۰/۰۴ ۰/۴۴ (۰/۶۶)	-۰/۱۲ -۱/۱۳ (۰/۲۶)	۰/۰۸ ۰/۶۸ (۰/۵)	۰/۰۴ ۰/۴۵ (۰/۶۶)	۰/۲ ۲/۱۱ (۰/۱۵)	۰/۶۵ ۶/۷۴ (۰/۰۰)	-۰/۰۰۵ -۰/۰۶ (۰/۹۵)	۰/۴۵	۰/۴۱	۱۰/۸۷ (۰/۰۰)
۶*۱۲	-۰/۰۰۹ -۴/۱۹ (۰/۰۰)*	-۰/۰۴ -۱/۸۶ (۰/۰۷)	۰/۰۰۳ -۰/۰۵ (۰/۹۶)	-۰/۰۱ -۰/۲۱ (۰/۸۳)	۰/۰۴ ۰/۵۳ (۰/۶)	۰/۱ ۱/۷۱ (۰/۰۹)	۰/۴۶ ۶/۳۱ (۰/۰۰)*	۰/۵۸ ۷/۲۷ (۰/۰۰)	-	۰/۵۴	۰/۵۱	۱۸/۲۶ (۰/۰۰)
۱۲*۶	-۰/۰۳ -۸/۵ (۰/۰۰)*	-۰/۰۶ -۱/۸۱ (۰/۰۷)	۰/۰۳ ۰/۳۴ (۰/۷۳)	-۰/۱۳ -۱/۳ (۰/۲)	-۰/۱۱ -۱/۰۷ (۰/۲۹)	-۰/۰۰۳ -۰/۰۴ (۰/۹۷)	۰/۱۸ ۲/۰۶ (۰/۰۴)*	۰/۷۳ ۱۰/۷۵ (۰/۰۰)	-	۰/۵۷	۰/۵۴	۲۰/۴۵ (۰/۰۰)
۱۲*۱۲	-۰/۰۲ -۹/۸۴ (۰/۰۰)*	-۰/۰۸ -۳/۴۹ (۰/۰۰۱)*	-۰/۰۰۳ -۰/۰۶ (۰/۹۵)	-۰/۰۱ -۰/۱۷ (۰/۸۶)	-۰/۱۲ -۱/۷۷ (۰/۰۸)	۰/۰۶ ۱/۰۴ (۰/۳)	۰/۴۳ ۶/۱۵ (۰/۰۰)*	۰/۵۹ ۶/۳ (۰/۰۰)	۰/۲ ۲/۱۳ (۰/۰۳)	۰/۶۸	۰/۶۵	۲۸/۳۷ (۰/۰۰)

توجه: در درون هر سلول عدد اول ضریب عوامل ریسک، عدد دوم مقدار آماره t و عدد داخل پرانتز مقدار احتمال آماره t مربوطه را نشان می‌دهد.
مأخذ: محاسبات پژوهش

همان‌طور که در جدول ۵ مشاهده می‌شود پس از بررسی فروض رگرسیون و انجام آزمون‌های برازش احتمال آماره F برای تمامی استراتژی‌ها معنی‌دار شده است. از طرفی مقادیر ضریب تعیین تعدیل شده در ۴ استراتژی بین ۰/۴۱ تا ۰/۶۵ است، یا به عبارت دیگر مدل بین ۴۱ تا ۶۵ درصد تغییرات در متغیر وابسته را نشان می‌دهد که مقدار

قابل‌قبولی است. از طرفی در سه استراتژی J_6K_{12}، $J_{12}K_6$ و $J_{12}K_{12}$ عامل شتاب سود که به عنوان عامل واکنش کمتر از حد وارد مدل شده است در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشد. همچنین، تنها در استراتژی $J_{12}K_{12}$ ضریب بازده مازاد بازار در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است. احتمال آماره t عرض از مبدا برای تمامی استراتژی‌ها مقداری معنی‌دار را نشان می‌دهد در حالی که برای تایید فرضیه دوم لازم است که پس از افزودن عامل واکنش کمتر از حد (PMN) به مدل بازدهی اضافی وجود نداشته باشد (عرض از مبدا معنی‌دار نباشد) و ضریب مربوط به PMN معنی‌دار باشد و فرضیه جایگزین در حالتی تایید می‌گردد که هر دو شرط بالا تایید شود.

در ادامه فرضیه‌های مدل در دوره‌های رونق و رکود بررسی خواهد شد. برای تشخیص دوره‌های رونق و رکود از فیلتر هودریک پرسکات[1] استفاده می‌شود. فیلتر هودریک پرسکات برای بدست آوردن برآوردی از روند بلندمدت اجزای یک سری استفاده می‌شود و با توجه به آن می‌توان چرخه‌های تجاری رونق و رکود را در تصویر زیر مشاهده کرد. دوره‌های رونق بورس شامل سال های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۲ و ۱۳۹۷ تا ۱۳۹۹ و همچنین، دوره‌های رکود بورس شامل سال های ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۶ و سال ۱۴۰۰ می‌باشد.



نمودار ۲. چرخه رونق و رکود/ هودریک پرسکات

در فرضیه اول برای دوره‌های رونق و رکود تمامی استراتژی‌های J_6K_6، $J_{12}K_6$، J_6K_{12} و $J_{12}K_{12}$، به جز استراتژی J_6K_{12} در دوره رونق با مشکل ناهمسانی واریانس مواجه بودند که با افزودن یک وقفه از جمله خطا به مدل این مشکل برای استراتژی‌های ذکر شده در بالا برطرف شد. همچنین، در تمامی استراتژی‌ها نیز مشکل خود همبستگی بررسی شد که این مشکل تنها در استراتژی‌های J_6K_{12} در دوره رونق و J_6K_6 در دوره رکود یافت شد. برای رفع مشکل خودهمبستگی در این استراتژی‌ها با افزودن یک وقفه به متغیر وابسته، این مشکل برطرف شد. با توجه به آنچه بیان شد، فرضیه اول پژوهش، مدل و ضرایب آن به قرار زیر است:

1. Hodrick-pres cott

جدول ۶. نتایج برآورد مدل فرضیه اول پس از آزمون‌های برازش برای دوران رونق

دوره نگهداری* دوره آزمون	عرض از مبدا	بازده عامل بازار	بازده عامل اندازه	بازده عامل ارزش دفتری به بازار	بازده عامل سودآوری	بازده عامل سرمایه‌گذاری	وقفه اول متغیر وابسته	وقفه اول جمله خطا	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F (احتمال F)
۶*۶	-۰/۰۱ -۱/۶۵ (۰/۱)	-۰/۰۶ -۱/۰۸ (۰/۲۸)	۰/۲۲ ۱/۲۷ (۰/۲۱)	-۰/۱۷ -۰/۷۷ (۰/۴۵)	۰/۲۴ ۱/۰۱ (۰/۳۲)	۰/۰۹ ۰/۵۷ (۰/۵۷)	–	۰/۶۳ ۵/۲۹ (۰/۰۰)	۰/۴۵	۰/۳۹	۷/۱۷ (۰/۰۰)
۶*۱۲	-۰/۰۰۶ -۱/۴۱ (۰/۱۶)	-۰/۰۷ -۱/۹۹ (۰/۰۵)*	۰/۰۸ ۰/۷۵ (۰/۴۶)	۰/۰۱ ۰/۰۹ (۰/۹۳)	۰/۱۴ ۰/۹۸ (۰/۳۳)	۰/۱۷ ۱/۸۲ (۰/۰۷)	۰/۶۳ ۶/۰۶ (۰/۰۰)*	–	۰/۵۶	۰/۵	۱۰/۸۷ (۰/۰۰)
۱۲*۶	-۰/۰۳ -۴/۹۲ (۰/۰۰)*	-۰/۱۲ -۲/۱۲ (۰/۰۴)*	۰/۱۷ ۱/۰۸ (۰/۲۸)	-۰/۱۱ -۰/۵۱ (۰/۶۱)	۰/۱۱ ۰/۴۶ (۰/۶۵)	-۰/۰۰۹ -۰/۰۶ (۰/۹۵)	–	۰/۷ ۶/۷۱ (۰/۰۰)	۰/۵۴	۰/۴۸	۱۰/۰۷ (۰/۰۰)
۱۲*۱۲	-۰/۰۳ -۸/۰۴ (۰/۰۰)*	-۰/۱۵ -۴/۰۱ (۰/۰۰)*	۰/۱۲ ۱/۱۷ (۰/۲۵)	۰/۱۸ ۱/۲۷ (۰/۲۱)	۰/۰۱ ۰/۰۸ (۰/۹۳)	۰/۱۵ ۱/۵ (۰/۱۴)	–	۰/۶۸ ۶/۴۳ (۰/۰۰)	۰/۶	۰/۵۵	۱۲/۸۲ (۰/۰۰)

(در درون هر سلول عدد اول ضریب عوامل ریسک ، عدد دوم مقدار آماره t و عدد داخل پرانتز مقدار احتمال آماره t مربوطه را نشان می‌دهد).

(در درون هر سلول عدد اول ضریب عوامل ریسک ، عدد دوم مقدار آماره t و عدد داخل پرانتز مقدار احتمال آماره t مربوطه را نشان می‌دهد).

مأخذ: محاسبات پژوهش

جدول ۷. نتایج برآورد مدل فرضیه اول پس از آزمون‌های برازش برای دوران رکود

دوره نگهداری* دوره آزمون	عرض از مبدا	بازده مازاد بازار	بازده عامل اندازه	بازده عامل ارزش دفتری به بازار	بازده عامل سودآوری	بازده عامل سرمایه‌گذاری	وقفه اول متغیر وابسته	وقفه اول جمله خطا	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F (احتمال F)
۶*۶	-۰/۰۰۴ -۱/۱۴ (۰/۲۶)	۰/۱۲ ۲/۰۲ (۰/۰۵)*	-۰/۱۲ -۱/۲۹ (۰/۲)	۰/۰۱ ۰/۱۳ (۰/۸۹)	۰/۱۴ ۱/۱۱ (۰/۲۷)	-۰/۰۴ -۰/۳۷ (۰/۷۱)	۰/۳۹ ۳/۰۵ (۰/۷۱)	۰/۶۳ ۵/۲۹ (۰/۰۰۴)	۰/۲۸	۰/۲	۳/۲۸ (۰/۰۰۸)
۶*۱۲	-۰/۰۰۸ -۴/۰۲ (۰/۰۰)*	۰/۰۴ ۱/۱ (۰/۲۷)	۰/۰۲ ۰/۳۲ (۰/۷۵)	-۰/۰۶ -۱/۰۷ (۰/۲۹)	-۰/۰۲ -۰/۲۲ (۰/۸۳)	۰/۰۲ ۰/۳۲ (۰/۷۵)	–	۰/۷۳ ۷/۰۱ (۰/۰۰)	۰/۵۴	۰/۴۸	۹/۶۹ (۰/۰۰)
۱۲*۶	-۰/۰۲ -۶/۳ (۰/۰۰)*	۰/۱ ۲/۰۰۷ (۰/۰۵)*	-۰/۰۱ -۰/۲۱ (۰/۸۳)	-۰/۰۹ -۱/۱۳ (۰/۲۶)	-۰/۱ -۰/۸۸ (۰/۳۸)	-۰/۰۰۷ -۰/۰۷ (۰/۹۴)	–	۰/۵۸ -۶/۳ (۰/۰۰)	۰/۴۴	۰/۳۸	۶/۶۶ (۰/۰۰)
۱۲*۱۲	-۰/۰۲ -۹/۲۸ (۰/۰۰)*	۰/۰۴ ۱/۳۴ (۰/۱۸)	۰/۰۳ ۰/۷۲ (۰/۴۷)	-۰/۰۵ -۱/۰۶ (۰/۲۹)	-۰/۱۱ -۱/۷۲ (۰/۰۹)	-۰/۰۳ -۰/۵۴ (۰/۵۹)	–	۰/۷۹ ۸/۱۴ (۰/۰۰)	۰/۶۴	۰/۶	۱۴/۹۱ (۰/۰۰)

آماره فیشر و احتمال آن برای تمامی استراتژی‌ها در دوره‌های رونق و رکود در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشد که در واقع نشان دهنده معنی‌دار بودن مدل می‌باشد. همچنین، مقادیر ضریب تعیین تعدیل شده در ۴ استراتژی

ذکر شده در بالا برای دوره‌های رونق و رکود بین ۰/۲ تا ۰/۶ است، یا به عبارت دیگر مدل بین ۲۰ تا ۶۰ درصد تغییرات در متغیر وابسته را نشان می‌دهد که مقادیر قابل قبولی است. علاوه بر این در دوره رونق تنها در دو استراتژی J_6k_6 J_6k_{12} مقدار احتمال آماره t عرض از مبدا در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار نیست و همچنین، مقدار احتمال آماره t برای متغیر مستقل بازده مازاد بازار در سطح ۹۵ درصد برای استراتژی J_6k_{12} معنی‌دار می‌باشد لذا در صورتی فرضیه اول تایید می‌شود که پس از تعدیل اثر شتاب قیمت با مدل ریسک پنج عاملی فاما و فرنچ بازده اضافی وجود نداشته باشد (عرض از مبدا معنی‌دار نباشد) و ضریب مربوط به متغیرهای مستقل معنی‌دار باشد. بنابراین فرضیه اول در دوره روتق برای استراتژی J_6k_{12} معنی‌دار است. از طرفی در دو استراتژی $J_{12}k_6$ و $J_{12}k_{12}$ مقدار احتمال آماره t در سطح اطمینان ۹۵ درصد برای عرض از مبدا معنی‌دار هست لذا برای تایید فرضیه اول در استراتژی‌های ذکر شده باید دو شرط عدم معنی‌داری عرض از مبدا و معنی‌داری ضریب مربوط به متغیرهای مستقل برقرار باشد. همچنین، برای دوره رکود در سه استراتژی $J_{12}k_6$ J_6k_{12} و $J_{12}k_{12}$ عرض از مبدا در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است و ضرایب متغیرهای مستقل در این سطح معنی‌دار نمی‌باشد لذا فرضیه اول برای این استراتژی رد می‌شود. همچنین، در استراتژی J_6k_6 مقدار احتمال آماره t عرض از مبدا در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار نیست و همچنین، مقدار احتمال آماره t برای متغیر مستقل بازده مازاد بازار در سطح ۹۵ درصد برای استراتژی J_6k_6 معنی‌دار می‌باشد لذا در صورتی فرضیه اول تایید می‌شود که پس از تعدیل اثر شتاب قیمت با مدل ریسک پنج عاملی فاما و فرنچ بازده اضافی وجود نداشته باشد (عرض از مبدا معنی‌دار نباشد) و ضریب مربوط به متغیرهای مستقل معنی‌دار باشد. بنابراین فرضیه اول در دوره رکود برای استراتژی J_6k_6 معنی‌دار است.

در ابتدای برآورد مدل برای فرضیه دوم، از آنجایی که برای دوره‌های رونق و رکود در هر کدام از دوره‌های نگهداری ۶ ماهه و ۱۲ ماهه، تنها مشکل ناهمسانی واریانس وجود داشت، با افزودن یک وقفه از جمله خطا به مدل این مشکل برطرف گردید. علاوه بر این مشکل خودهمبستگی در دوره نگهداری ۶ ماهه و ۱۲ ماهه برای دوران رونق و رکود بررسی شد که در هیچکدام از این دو دوره نگهداری مشکل خودهمبستگی یافت نشد. با توجه به آنچه بیان شد، نتایج تخمین مدل برای دوره نگهداری ۶ و ۱۲ ماهه در دوران رونق و رکود پس از آزمون‌های برازش، به قرار زیر است:

جدول ۸. نتایج تخمین مدل برای دوره ۶ و ۱۲ ماهه (۶ و ۱۲ = k) پس از آزمون‌های برازش برای دوران رونق

دوره نگهداری	عرض از مبدا	بازده مازاد بازار	بازده عامل اندازه	بازده عامل ارزش دفتری به بازار	بازده عامل سودآوری	بازده عامل سرمایه‌گذاری	وقفه اول جمله خطا	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F (احتمال F)
دوره ۶ ماهه	-۰/۰۰۴ -۰/۸۷ (۰/۳۹)	-۰/۰۷ -۱/۵۶ (۰/۱۲)	۰/۱ ۰/۷۹ (۰/۴۳)	۰/۰۹ ۰/۵۱ (۰/۶۱)	۰/۰۳ ۰/۱۷ (۰/۸۶)	۰/۱۲ ۱/۰۴ (۰/۳)	۰/۷۱ ۶/۱۴ (۰/۰۰)	۰/۴۶	۰/۴	۷/۵۴ (۰/۰۰)
دوره ۱۲ ماهه	-۰/۰۲ -۳/۷۷ (۰/۰۰)*	-۰/۰۷ -۱/۷۹ (۰/۰۸)	۰/۲۲ ۱/۹۱ (۰/۰۶)	-۰/۰۵ -۰/۳۵ (۰/۷۳)	-۰/۱۳ -۰/۷۸ (۰/۴۴)	۰/۰۸ ۰/۷۷ (۰/۴۵)	۰/۶۳ ۵/۴۷ (۰/۰۰)	۰/۴۷	۰/۴۱	۷/۸۲ (۰/۰۰)

مأخذ: محاسبات پژوهش

جدول ۹. نتایج تخمین مدل برای دوره ۶ و ۱۲ ماهه (۶ و ۱۲ = k) پس از آزمون‌های برازش برای دوران رکود

دوره نگهداری	عرض از مبدا	بازده مازاد بازار	بازده عامل اندازه	بازده عامل ارزش دفتری به بازار	بازده عامل سودآوری	بازده عامل سرمایه‌گذاری	وقفه اول جمله خطا	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F (احتمال F)
دوره ۶ ماهه	-۰/۰۰۶ -۳/۰۲ (۰/۰۰۴)*	-۰/۰۱ -۰/۳۷ (۰/۷۱)	۰/۰۷ ۱/۴۶ (۰/۱۵)	۰/۱۷ ۳/۰۷ (۰/۰۰۳)*	۰/۱۶ ۲/۲۵ (۰/۰۳)*	۰/۱ ۱/۶۵ (۰/۱)	۰/۷۵ ۷/۱ (۰/۰۰)	۰/۵۷	۰/۵۲	۱۱/۱۲ (۰/۰۰)
دوره ۱۲ ماهه	-۰/۰۰۸ -۵/۹۹ (۰/۰۰)*	۰/۰۲ ۰/۸۴ (۰/۴۱)	۰/۰۵ ۱/۵۷ (۰/۱۲)	۰/۰۲ ۰/۶۲ (۰/۵۳)	۰/۰۰۸ ۰/۱۶ (۰/۸۷)	۰/۰۴ ۰/۹۳ (۰/۳۵)	۰/۵۱ ۳/۷۷ (۰/۰۰)	۰/۲۷	۰/۱۸	۳/۰۴ (۰/۰۱)

مأخذ: محاسبات پژوهش

همانطور که در جدول ۸ برای دوره رونق مشاهده می‌شود پس از برآورد مدل پنج عاملی برای PMN از آنجایی که مقدار عرض از مبدا در دوره نگهداری ۱۲ ماهه معنی‌دار است، می‌توان نتیجه گرفت بازده اضافی شتاب سود پس از تعدیل برای پنج عامل ریسک همچنان وجود دارد. از طرفی در هر دو دوره نگهداری ضرایب تمامی متغیرهای مستقل در سطح ۰/۰۵ معنی‌دار نمی‌باشد که نشان می‌دهد وقتی رتبه‌بندی شرکت‌ها بر اساس سود غیرمنتظره استاندارد شده انجام شود هیچ یک از پنج عامل ریسک نمی‌تواند انحرافات مشاهده شده در بالا را توضیح دهد و می‌توان نتیجه گرفت این بازده اضافی با فرضیه رفتار محوری سازگارتر است. از طرفی در دوره نگهداری ۶ ماهه برای دوران رکود، ضرایب متغیرهای مستقل بازده عامل ارزش دفتری به ارزش بازار و بازده عامل سودآوری در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار می باشند اما از آنجایی که ضریب عرض از مبدا در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است لذا مدل برای دوران رکود قابل تایید نیست.

در فرضیه دوم برای دوران رونق و رکود، تمامی استراتژی‌های J_6k_6 و J_6k_{12}، $J_{12}k_6$ و $J_{12}k_{12}$ به جز استراتژی J_6k_{12} در دوره رونق و استراتژی J_6k_6 در دوره رکود با مشکل ناهمسانی واریانس مواجه هستند که با افزودن یک وقفه از جمله خطا به این استراتژی‌ها مشکل ناهمسانی واریانس برطرف شد. همچنین، در تمامی استراتژی‌ها نیز مشکل خود همبستگی بررسی شد که این مشکل تنها در استراتژی J_6k_{12} در دوره رونق و استراتژی J_6k_6 در دوره رکود یافت شد. برای رفع مشکل خودهمبستگی در این استراتژی‌ها با افزودن یک وقفه به متغیر وابسته، این مشکل برطرف شد. با توجه به آنچه بیان شد، فرضیه دوم پژوهش، مدل و ضرایب آن برای دوران رونق و رکود در جداول ۱۰ و ۱۱ گزارش شده است.

جدول ۱۰. نتایج برآورد مدل فرضیه دوم پس از آزمون‌های برازش برای دوره رونق

دوره نگهداری* دوره آزمون	عرض از مبدا	بازده مازاد بازار	بازده عامل اندازه	بازده عامل ارزش دفتری به بازار	بازده عامل سودآوری	بازده عامل سرمایه‌گذاری	بازده عامل شتاب سود	وقفه اول متغیر وابسته	وقفه اول جمله خطا	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F (احتمال F)
۶*۶	-۰/۰۱ -۱/۵۵ (۰/۱۲)	-۰/۰۵ -۰/۸۲ (۰/۴۲)	۰/۱۹ ۱/۱۲ (۰/۲۶)	-۰/۱۸ -۰/۷۹ (۰/۴۳)	۰/۲۴ ۰/۹۹ (۰/۳۲)	۰/۰۷ ۰/۴۵ (۰/۶۵)	۰/۱۸ ۱/۳۱ (۰/۲)	-	۰/۶۴ ۵/۴ (۰/۰۰)	۰/۴۷	۰/۴	۶/۵۲ (۰/۰۰)
۱۲*۶	-۰/۰۰۵ -۱/۰۵ (۰/۳)	-۰/۰۷ -۱/۹۲ (۰/۰۶)	۰/۰۳ ۰/۳۳ (۰/۷۴)	۰/۰۶ ۰/۴۶ (۰/۶۴)	۰/۱۶ ۱/۱۵ (۰/۲۶)	۰/۱۶ ۱/۸ (۰/۰۸)	۰/۲ ۱/۹۹ (۰/۰۵)*	۰/۵۳ ۴/۷۴ (۰/۰۰)	-	۰/۵۹	۰/۵۳	۱۰/۴۲ (۰/۰۰)
۱۲*۶	-۰/۰۳ -۴/۸۶ (۰/۰۰)*	-۰/۱ -۱/۷۷ (۰/۰۸)	۰/۱۵ ۰/۹ (۰/۳۷)	-۰/۰۹ -۰/۴ (۰/۶۹)	۰/۱۱ ۰/۴۶ (۰/۶۵)	-۰/۰۲ -۰/۱۲ (۰/۹۱)	۰/۱۴ ۱/۰۴ (۰/۳)	-	۰/۷۲ ۶/۷۹ (۰/۰۰)	۰/۵۵	۰/۴۸	۸/۷۹ (۰/۰۰)
۱۲*۱۲	-۰/۰۳ -۶/۴۵ (۰/۰۰)*	-۰/۱۲ -۳/۴۴ /۰۰۱)* ۰	۰/۰۴ ۰/۴۱ (۰/۶۸)	۰/۲ ۱/۴۹ (۰/۱۴)	۰/۰۶ ۰/۴۳ (۰/۶۷)	۰/۱۲ ۱/۲۶ (۰/۲۱)	۰/۳۸ ۳/۸۷ (۰/۰۰)*	-	۰/۶۹ ۶/۴۶ (۰/۰۰)	۰/۶۵	۰/۶۱	۱۳/۸۶ (۰/۰۰)

جدول ۱۱. نتایج برآورد مدل فرضیه دوم پس از آزمون‌های برازش برای دوره رکود

دوره نگهداری* دوره آزمون	عرض از مبدا	بازده مازاد بازار	بازده عامل اندازه	بازده عامل ارزش دفتری به بازار	بازده عامل سودآوری	بازده عامل سرمایه‌گذاری	بازده عامل شتاب سود	وقفه اول متغیر وابسته	وقفه اول جمله خطا	ضریب تعیین	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F (احتمال F)
۶*۶	-۰/۰۰۳ -۰/۸۸ (۰/۳۸)	۰/۱۲ ۲/۰۲ (۰/۰۵)*	-۰/۱۴ -۱/۵۲ (۰/۱۳)	-۰/۰۰۸ -۰/۰۸ (۰/۹۴)	۰/۱۳ ۰/۹۹ (۰/۳۲)	-۰/۰۵ -۰/۴۴ (۰/۶۶)	۰/۲۳ ۱/۲۳ (۰/۲۲)	۰/۳۵ ۲/۷۴ (۰/۰۰۸)*	-	۰/۳	۰/۲	۳/۰۶ (۰/۰۰۹)
۱۲*۶	-۰/۰۰۳ -۱/۴۳ (۰/۱۶)	۰/۰۴ ۱/۱۴ (۰/۲۶)	-۰/۰۳ -۰/۵۵ (۰/۵۸)	-۰/۰۹ -۱/۵۹ (۰/۱۲)	-۰/۰۱ -۰/۱ (۰/۹۲)	-۰/۰۲ -۰/۲۸ (۰/۷۸)	۰/۵۶ ۳/۰۲ (۰/۰۰۳)*	-	۰/۶۸ ۶/۳۹ (۰/۰۰)	۰/۶	۰/۵۴	۱۰/۳۸ (۰/۰۰)
۱۲*۶	-۰/۰۲ -۵/۴۷ (۰/۰۰)*	۰/۱ ۲/۱۵ (۰/۰۴)*	-۰/۰۴ -۰/۵۸ (۰/۵۶)	-۰/۱۶ -۱/۹۳ (۰/۰۵)*	-۰/۱۶ -۱/۴۷ (۰/۱۵)	-۰/۰۵ -۰/۵۵ (۰/۵۸)	۰/۳۹ ۲/۵۷ (۰/۰۱)*	-	۰/۵۲ ۴/۱۵ (۰/۰۰)	۰/۴۸	۰/۴۱	۶/۴۷ (۰/۰۰)
۱۲*۱۲	-۰/۰۱ -۵/۴۸ (۰/۰۰)*	۰/۰۵ ۱/۶۴ (۰/۱۱)	-۰/۰۱ -۰/۲۵ (۰/۸)	-۰/۰۹ -۱/۸۳ (۰/۰۷)	-۰/۰۹ -۱/۴۳ (۰/۱۶)	-۰/۰۷ ۱/۳۷ (۰/۱۸)	۰/۴۴ ۲/۵۱ (۰/۰۱)*	-	۰/۷۴ ۶/۲۱ (۰/۰۰)	۰/۶۵	۰/۶	۱۳/۰۰۷ (۰/۰۰)

توجه: در درون هر سلول عدد اول ضریب عوامل ریسک ، عدد دوم مقدار آماره t و عدد داخل پرانتز مقدار احتمال آماره t مربوطه را نشان می‌دهد.

مأخذ: محاسبات پژوهش

همان‌طور که در جدول ۱۰ مشاهده می‌شود، پس از بررسی فروض رگرسیون و انجام آزمون‌های برازش احتمال آماره F برای تمامی استراتژی‌ها برای دوران رونق معنی‌دار شده است. از طرفی مقادیر ضریب تعیین تعدیل شده در ۴ استراتژی بین ۰/۴ تا ۰/۶۱ است، یا به عبارت دیگر مدل بین ۴۰ تا ۶۱ درصد تغییرات در متغیر وابسته را نشان می‌دهد که مقدار قابل‌قبولی است. از طرفی در استراتژی J_6k_6 مقدار احتمال آماره t در سطح اطمینان ۹۵ درصد برای عرض از مبدا و همچنین، PMN معنی‌دار نمی‌باشد و مقدار احتمال آماره t برای متغیر PMN تنها در استراتژی J_6k_{12} در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است و احتمال آماره t عرض از مبدا این استراتژی مقداری معنی‌دار را نشان نمی‌دهد در حالی که برای تایید فرضیه دوم لازم است که پس از افزودن عامل واکنش کمتر از حد (PMN) به مدل پنج عاملی فاما و فرنچ بازدهی اضافی وجود نداشته باشد (عرض از مبدا معنی‌دار نباشد) و ضریب مربوط به PMN معنی‌دار باشد و فرضیه جایگزین در حالتی تایید می‌گردد که هر دو شرط بالا تایید شود. لذا تنها در استراتژی J_6k_{12} هر دو شرط بالا برقرار می‌باشد بنابراین، بازده عامل شتاب سود می‌تواند اثر شتاب قیمت را در بورس اوراق بهادار تهران در دوران رونق توضیح دهد.

همچنین، طبق جدول ۱۱ مشاهده می‌شود، احتمال آماره F برای تمامی استراتژی‌ها برای دوران رکود معنی‌دار شده است. از طرفی مقادیر ضریب تعیین تعدیل‌شده در ۴ استراتژی بین ۰/۲ تا ۰/۶ است، یا به عبارت دیگر، مدل بین ۲۰ تا ۶۰ درصد تغییرات در متغیر وابسته را نشان می‌دهد که مقدار قابل‌قبولی است. از طرف دیگر، در استراتژی J_6k_6 مقدار احتمال آماره t در سطح اطمینان ۹۵ درصد برای عرض از مبدا و نیز، PMN معنی‌دار نمی‌باشد اما، مقدار احتمال آماره t در سطح اطمینان ۹۵ درصد برای بازده مازاد بازار برقرار است. به علاوه، مقدار احتمال آماره t برای متغیر PMN تنها در استراتژی J_6k_{12} در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است و احتمال آماره t عرض از مبدا این استراتژی مقداری معنی‌دار را نشان نمی‌دهد در حالی که برای تایید فرضیه دوم لازم است پس از افزودن عامل واکنش کمتر از حد (PMN) به مدل پنج عاملی فاما و فرنچ بازدهی اضافی وجود نداشته باشد (عرض از مبدا معنی‌دار نباشد) و ضریب مربوط به PMN معنی‌دار باشد و فرضیه جایگزین در حالتی تایید می‌گردد که هر دو شرط بالا تایید شود. لذا تنها در استراتژی J_6k_{12} برای دوران رکود، هر دو شرط بالا برقرار می‌باشد. بنابراین، بازده عامل شتاب سود می‌تواند اثر شتاب قیمت را در بورس اوراق بهادار تهران در دوران رکود توضیح دهد.

بحث و نتیجه گیری و بحث

در این پژوهش به طور همزمان دو روش توضیحی بسیار با اهمیت، یعنی ریسک و واکنش کمتر از حد (رفتار محوری) برای بررسی اثر شتاب قیمت در بورس اوراق بهادار تهران در طی دوره ۱۳۹۱-۱۴۰۰ اتخاذ شده‌اند.

در بررسی فرضیه اول، هنگام تحلیل نتایج اولیه مشاهده شد در سه استراتژی J6K12، J12K6 و J12K12 متغیر مستقل بازده مازاد بازار در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشد و تنها در استراتژی J12K12 متغیر مستقل بازده عامل سودآوری در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است. همچنین، در

تمامی استراتژی‌ها عرض از مبدا در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشد اما در استراتژی‌هایی که یک یا دو متغیر مستقل معنی‌دار می‌باشند، مدل دارای ضریب تعیین بالاتری است. با توجه به نتایج بیان شده در بالا می‌توان چنین نتیجه گرفت؛ در فرضیه اول، فرضیه صفر (H_0) تایید می‌گردد و فرضیه جایگزین (H_1)، مبنی بر توانایی مدل ریسک پنج عاملی فاما و فرنچ در توضیح اثر شتاب قیمت رد می‌شود (سازگار با نتایج پژوهش بوسایدی و مریدی، ۲۰۲۰).

همچنین، در ادامه این پژوهش، توضیح فرضیه ریسک برای دو دوره رونق و رکود بررسی شده است. در تحلیل نتایج بدست آمده برای دوره رونق مشاهده شد که در دو استراتژی J6K6 و J6K12 مقدار احتمال آماره t در سطح اطمینان ۹۵ درصد برای عرض از مبدا معنی‌دار نمی‌باشد در حالی که، تنها در استراتژی J6K12 متغیر مستقل بازده مازاد بازار معنی‌دار می‌باشد. لذا در دوره رونق عامل بازده مازاد بازار توانایی توضیح اثر شتاب قیمت را دارد. همچنین، در دو استراتژی J12K6 و J12K12، مقدار احتمال آماره t عرض از مبدا در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است در حالی که مقدار احتمال آماره t برای متغیر مستقل بازده مازاد بازار مدل نیز معنی‌دار می‌باشد که بر این اساس نتیجه‌گیری شده است که مدل ریسک پنج عاملی توانایی توضیح اثر شتاب قیمت را ندارد لذا، فرضیه اول در دوره رونق تنها برای استراتژی J6K12 قابل تایید می‌باشد. در دوره رکود تنها در استراتژی J6K6 آماره t عرض از مبدا در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار نمی‌باشد و متغیر مستقل بازده مازاد بازار در این سطح معنی‌دار است لذا، فرضیه اول تنها در این استراتژی قابل‌تایید خواهد بود اما با توجه به پایین بودن ضریب تعیین مدل قابلیت توضیح بالایی نخواهد داشت.

با توجه به نتایج بیان شده برای فرضیه اول می‌توان گفت عوامل ریسک ناشناخته‌ای وجود دارد که با افزودن به مدل سطح توضیح و معنی‌دار مدل را بالا خواهد برد. در ادامه بررسی نموداری یافته‌ها، تاخیر در واکنشی هم‌جهت با اعلام سود غیرمنتظره مشاهده نگردیده است، چرا که در این صورت در ماه‌های پس از تاریخ اعلام سود نیز از طریق این استراتژی، بازدهی اضافی کسب می‌شد. همچنین، می‌توان نتیجه گرفت در طول ۱۲ ماه پس از اعلام سود سالانه روندی معنی‌دار وجود دارد اما، با شوک‌های کمتر که این مسئله نشان از ناکارایی بازار دارد ولی، نمی‌توان دلیل ناکارایی را واکنش کمتر از حد دانست.

در ادامه، جهت بررسی تاثیر تعدیل ریسک بر بازده شتاب سود، سهام بر اساس سود غیرمنتظره طبقه‌بندی شده و بازده آن با مدل پنج عاملی فاما و فرنچ، تعدیل گردیده است. از آنجایی که مقدار عرض از مبدا برای هر دو دوره نگهداری ۶ ماهه و ۱۲ ماهه معنی‌دار است، می‌توان نتیجه گرفت بازده اضافی شتاب سود پس از تعدیل برای پنج عامل ریسک همچنان وجود دارد. از طرفی در دوره نگهداری ۶ ماهه به جز متغیر بازده عامل سرمایه‌گذاری، ضرایب سایر متغیرهای مستقل در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشند که نشان‌دهنده این است چهار عامل بازده مازاد بازار، بازده عامل اندازه، بازده عامل ارزش دفتری به ارزش بازار و بازده سودآوری می‌توانند انحرافات مشاهده شده در بالا را توضیح دهد. به علاوه، در دوره نگهداری ۱۲ ماهه ضرایب متغیرهای بازده مازاد بازار و بازده عامل اندازه در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشند که در اینجا این دو عامل در واقع می‌توانند انحرافات مشاهده شده در بالا را توضیح دهد.

در قدم دوم، برای آزمون واکنش کمتر از حد در مدل، عامل شتاب سود (PMN) به عنوان عامل واکنش کمتر از حد وارد مدل شده است که در تمامی استراتژی‌ها مقدار احتمال آماره t عرض از مبدا در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است . در حالی که برای متغیر بازده عامل شتاب سود تنها در استراتژی J6K6 معنی‌دار نمی‌باشد. لذا، می‌توان نتیجه گرفت از آنجایی که شرط معنی‌داری ضریب عامل شتاب سود تایید شده است اما، ضریب عرض از مبدا آنها معنی‌دار می‌باشد لذا فرضیه صفر تایید و فرضیه جایگزین رد می‌شود. همانطور که در جدول ۵ نشان داده شده است، تنها در استراتژی J12K12 با افزودن عامل واکنش کمتر از حد به مدل ضرایب متغیرهای بازده مازاد بازار و بازده عامل سودآوری در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنی‌دار می‌شود و مدل تا ۶۵ درصد قدرت توضیحی پیدا می‌کند ولی از آنجایی که عرض از مبدا همچنان معنی‌دار است فرضیه دوم رد می‌شود و واکنش کمتر از حد نمی‌تواند اثر شتاب قیمت را به خوبی توضیح دهد، که این نتایج با نتایج حاصل شده از بررسی نموداری سازگار است و می‌توان گفت PMN به عنوان عامل شتاب سود و عامل رفتاری مناسب برای توضیح اثر شتاب قیمت نمی‌باشد.

همچنین، در ادامه این پژوهش، توضیح فرضیه واکنش کمتر از حد برای دو دوره رونق و رکود بررسی شده است که در هر کدام از این دوره‌ها مشاهده شد مقدار عرض از مبدا برای هر دو دوره نگهداری ۶ ماهه و ۱۲ ماهه معنی‌دار است (به جز دوره ۶ ماهه رونق)، می‌توان نتیجه گرفت بازده اضافی شتاب سود پس از تعدیل برای پنج عامل ریسک همچنان وجود دارد. از طرف دیگر، در دوره ۶ ماهه رونق ضرایب تمامی متغیرهای مستقل در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار نمی‌باشد که نشان می‌دهد وقتی رتبه‌بندی شرکت‌ها براساس سود غیرمنتظره استاندارد شده انجام شود هیچ‌یک از پنج عامل ریسک نمی‌تواند انحرافات مشاهده شده در بالا را توضیح دهد و می‌توان نتیجه گرفت این بازده اضافی با فرضیه رفتار محوری سازگارتر است.

در نهایت، برای آزمون واکنش کمتر از حد برای دو دوره رونق و رکود عامل شتاب سود (PMN) به عنوان عامل واکنش کمتر از حد وارد مدل گردیده و در هر دو دوره فوق مشاهده شده است که در استراتژی J6K12 مقدار احتمال آماره t در سطح اطمینان ۹۵ درصد برای عرض از مبدا معنی‌دار نمی‌باشد اما، برای متغیر بازده عامل شتاب سود معنی‌دار خواهد بود. در نتیجه، تنها در این استراتژی عامل شتاب سود (PMN) مناسب برای توضیح اثر شتاب قیمت برای دوره‌های رونق و رکود می‌باشد. یکی از نتایج بسیار با اهمیتی که می‌توان از فرضیه دوم در دوران رونق و رکود پژوهش گرفت این است که از میان ۴ استراتژی فقط در یک استراتژی بین مولفه سیستماتیک شتاب سود و شتاب قیمت رابطه مثبت و معنی‌داری یافت می‌شود و در باقی استراتژی‌ها رابطه معنی‌داری میان شتاب سود و شتاب قیمت دیده نمی‌شود.

به طورکلی، با وجود اینکه مدل ریسک پنج عاملی فاما و فرنچ و عامل PMN توانایی کافی را در توضیح اثر شتاب قیمت نداشتند، در واقع، نمی‌توان ریسک محور بودن یا رفتار محور بودن اثر شتاب قیمت را به طور قوی رد کرد. همچنین، با بررسی فرضیه ها در دو دوره رونق و رکود فرضیه اول همچنان رد خواهد شد اما، ضرایب تعیین بهتری را ایجاد خواهد کرد. همچنین، با بررسی فرضیه دوم در دو دوره رونق و رکود مشاهده شد که در استراتژی J6K12 فرضیه دوم معنی‌دار خواهد بود. از طرف دیگر، تئوری اثر شتاب قیمت می‌تواند حاصل ریسک‌های بالاتر باشد، چرا که عدم‌انتساب بازده اضافی شتاب قیمت به عوامل

ریسک، ناشی از نحوه تعدیل ریسک است و ممکن است عوامل ریسک دیگری توانایی بهتری در توضیح اثر شتاب قیمت داشته باشند که در مدل قرار نگرفته‌اند، از این رو می‌توان گفت وجود عوامل و تلفیق حالت‌های مختلف دیگری از مدل‌های ریسک و رفتار در کنار هم می‌تواند نتایج متفاوت‌تری ایجاد کند و باعث شود قدرت توضیحی مدل بالاتر رود.

محدودیت‌های پژوهش

به دلیل وجود دامنه نوسان روزانه از بازده ماهانه سهام شرکت‌ها برای بررسی واکنش کمتر از حد استفاده شده است که این نیز به نوبه خود می‌تواند بر نتایج حاصل از بررسی واکنش کمتر از حد تا حدودی موثر باشد. یکی دیگر از مسائل در راه پژوهش، وجود رکود شدید در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۹۶ وهم چنین سال ۱۴۰۰می‌باشد که تا حدودی تاثیر بسزایی بر نتایج پژوهش، بخصوص پرتفوی‌های برنده و بازنده در استراتژی‌های شتاب سود و قیمت داشته است، به طوری که طی این سال‌ها پرتفوی‌های برنده و بازنده تحت تاثیر رکود روند مشابهی داشته‌اند.

پیشنهادهای کاربردی

در راستای نتایج پژوهش، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی موارد زیر مورد بررسی قرار گیرد:

۱- با توجه به اینکه مدل پنج عاملی فاما و فرنچ فقط در بخش‌های خاصی قابل اجرا می‌باشد، پیشنهاد می‌شود سایر مدل‌های عاملی نیز در یک تحقیق جامع‌تر، مورد مقایسه و بررسی قرار بگیرند تا این خلأ پر شود.

۲- باتوجه به اینکه در این پژوهش از رویکرد ۲*۲ در ساخت صرف‌ها در مدل پنج عاملی فاما و فرنچ استفاده شده است، می‌توان این بررسی را با استفاده از رویکردهای ۳*۲ و ۲*۲*۲*۲ نیز انجام داد و نتایج حاصله را با هم مقایسه کرد.

۳- می‌توان با روش‌های نوین و متفاوت‌تری شتاب سود را بدست آورد و در کنار عوامل ریسک دیگری، اثر آنها را بر بازده اضافی شتاب قیمت بررسی کرد.

۴- در این پژوهش پرتفوی‌های مربوط به صرف‌های ریسک به صورت هم وزن تشکیل شده‌اند اما، سرمایه‌گذاران در دنیای واقعی وزن این پرتفوی‌ها را بر مبنای ریسک و بازده بهینه‌سازی می‌کنند. لذا پیشنهاد می‌شود از روش‌های ارزش وزنی برای ساخت صرف‌ها نیز استفاده شود.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.
مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.
تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.
تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده‌است.

References

Abbasi, E., Shohrati, A. & Ghadakforoushan, M. (2015). The relationship between accounting conservatism and risk of stock price crash in information asymmetry condition in tehran stock exchange. *Journal of accounting knowledge*, 5(19), 141-162. (In Persian).

Agha Kouchaki, M. (2018). Explain Risk and Return with Respect to Momentum Strategy and Reverse. Master degree thesis field of financial management. College of Ershad Damavand. (In Persian).

Badri, A., & Fathullahi, F. (2013). Return momentum: Evidence from Tehran Stock Exchange. Journal of investment knowledge, 3(9), 1-20. (In Persian).

Badri, A., & Davallou, M., & Aghajani, F. (2018). Momentum sources; Evidence from Risk Adjustment. *Journal of financial management perspective*, 8(23), 9-31. (In Persian).

Ball, R., & Brown, P. (1978). An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers. *Journal of Accounting Research*, 6(2), 159-178.

Bousaidi, R., & Dridi, G. (2020). The momentum effect in the Tunisian Stock Market: Risk Hypothesis vs. underreaction hypothesis. *Borsa Istanbul Review*, 20 (2), 178-195.

Boussaidi, R., AlSaggaf, M. I. (2017). A multidimensional-risk explanation of the momentum effect in the Tunisian stock market through the fivefactor model of Fama and French (2015). *MAGNT Research Report*, 4(3): 142-152.

Cao, j. (2014). Studies on the Momentum Effect in the UK Stock Market. Doctor of ection, Cardiff business school, Cardiff University.

Chordia, T., & Shivakumar, L. (2006). Earnings and Price Momentum. *Journal of Financial Economics*, 80, 627-656.

Elhai Sahar, M, Hijazi, R, Salehi, E, & Moltaft, H. (2020). Explaining the price acceleration of winning stocks in Iran. *Advances in Finance and Investment*, 2(3), 131-161. (In Persian).

Fama, E.F., & French, K.R. (2015), a five-factor Asset Pricing Model. *Journal of Financial Economics*, 47(2), 427-465

Fan, S., Opsal, S., & Yu, L. (2015). Equity Anomalies and Idiosyncratic Risk around the World. *Multinational Finance Journal*, 19(1), 33-75.

Fatallahi, F. (2013). Momentum Time and Thematic Strategies in Tehran Stock Exchange. Thesis Presented for the Degree of Master of finance. Shahid Beheshti university of Tehran. (In Persian)

Ghalibaf-asl, h., & Shams, sh, Sadehvand, M. (2009). A Study about the Excess Return of Earning and Price Momentum Strategy in Tehran Stock Exchange. Master degree thesis field of financial management. School of economic sciences department of financial management. (In Persian).

Ghazi, M. (2015). Investigating the Effect of Systematic Risk on the Profit of Momentum Strategy. Master degree thesis field of MBA. Kharazmi university of Tehran. (In Persian).

Hajian nejad, A., & Salavati, A. (2019). Analysis of the Effect of Momentum on Size in Listed Companies on the Tehran Stock Exchange. 4th national conference on management, accounting and economics. (In Persian).

Ghalibaf Asl, H, Kamali, H. 2018. Investigating acceleration and reversal strategies in Tehran Stock Exchange. Daneshwar Behavior 50. 43. (in Persian).

Jamshidi, N, Qalibaf Assal, H, & Fadainejad, M. (2018). Investigation of behavioral biases and performance of real investors of Tehran Stock Exchange. Financial Research, 21(2), 143. (In Persian).

Narasimhan, J & Sheridan, T. (1993). Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *The Journal of Finance*, 48(1), 65-91.

Mehrani, S., & Nonahal nahr, A. (2008). Investigating the Under Reaction of Investors in Tehran Stock Exchange. *Accounting and auditing review journal*, 4(15), 117-136. (In Persian)

Pani, B., & Fabozzi, F. J. (2021). Finding Value Using Momentum. *The Journal of Portfolio Management*, 48(2), 264-283.

Sadeghi Lafamjani, M, Ramezani, J, & Khalilpour, M. (2019). Explaining the moderating role of the investment horizon on the additional returns resulting from the application of acceleration-reverse strategies in stock price fluctuations. *Financial Engineering and Securities Management*, 11(44), 114-132. (In Persian).

Safari, A, & Ashna, M. (2018). Providing an optimal model for stock selection based on momentum trading strategy. *Financial knowledge of securities analysis*, 12(41), 143-153. (In Persian).

Sinaei, H, Neysi, Gh, & Neysi, m. (2016). Investigating the Information Efficiency of Tehran Stock Exchange at a Semi-strong Level. *National conference on management and humanistic science research in Iran.* (In Persian).

Taghian dinani, Z., & Farid, D. (2016). Investigate the Relationship Between the Additional Returns Resulting from the Momentum Srategy and Systematic Risk in Tehran Stock Exchange. *Journal of financial management perspective*, (6)16, 9-30. (In Persian).

Talebi, M, Aghababai, M, and Saidi Kosha, M. (2019). Examining the lack of reaction of the Tehran Stock Exchange after severe market events. *Financial Research*, 22(4), 521-541. (In Persian).

Tan, Y., Cheng, F. (2019). Industry- and liquidity-based momentum in Australian equities. Financial Innovation, 5: 43.

Teymouri Ashtiani, A., Hamidian, M., & Jafari, S. M. (2022). Providing the Optimal Model for Stock Selection Based on Momentum, Reverse and Hybrid Trading Strategies Using GWO Algorithm. *Financial Research Journal, 24*(4), 624-654. (In Persian).

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.