

## افزودن عامل «ریسک قیمت به عایدی» به مدل سه عاملی فاما و فرنچ برای توضیح بازدهی شرکت‌های بورس تهران

سید مهدی برکچیان<sup>۱</sup>

حسین جوشقانی<sup>۲</sup>

سید احسان آزرم‌سا<sup>۳</sup>

صابر احمدی رنانی<sup>۴</sup>

سپهر اکباتانی<sup>۵</sup>

تاریخ ارسال: ۱۳۹۷/۰۷/۲۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۲/۱۲

### چکیده

در این مطالعه، قدرت توضیح‌دهندگی مدل فاما و فرنچ برای بورس اوراق بهادار تهران در بازه سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۳ بررسی می‌شود. فاما و فرنچ (۱۹۹۳) نشان دادند که عوامل مشترک ریسک بازار سهام آمریکا عبارت‌اند از ریسک عمومی بازار، ریسک ناشی از اندازه و ریسک ناشی از نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری. نتایج این بررسی تایید می‌کند که ریسک اندازه به میزان قابل ملاحظه‌ای در بورس تهران قیمت‌گذاری می‌شود. ریسک نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار نیز با وجود اهمیت کمتر نسبت به ریسک اندازه از ریسک‌های قیمت‌گذاری شده در بورس تهران به شمار می‌رود. همچنین نشان داده می‌شود که اثر دو عامل اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در دو بازار افتان و خیزان تفاوت چشم‌گیری ندارند، هر چند که به نظر می‌رسد سرمایه‌گذاران در بازار خیزان نسبت به بازار افتان به صورت محدود، اهمیت بیشتری به ریسک اندازه می‌دهند و این مساله در مورد ریسک نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار معکوس است. در نهایت نسبت قیمت به عایدی به عنوان یک عامل ریسک مشترک بررسی شده و تایید می‌شود که این ریسک در کنار سه ریسک پیشنهاد شده توسط فاما و فرنچ در بورس تهران قیمت‌گذاری می‌شود.

واژگان کلیدی: مدل سه عاملی، ارزش بازار، ریسک اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، نسبت قیمت به عایدی.

طبقه‌بندی JEL: G12.

- 
- ۱ - استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، پست الکترونیکی: barakchian@sharif.ir
  - ۲ - استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه خاتم (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی: hjoshaghani@teias.institute
  - ۳ - دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه شیکاگو، پست الکترونیکی: azarmsa@uchicago.edu
  - ۴ - دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه ویسکانسین، پست الکترونیکی: ahmadirenani@wisc.edu
  - ۵ - دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه UCLA، پست الکترونیکی: sepehrekbatani@ucla.edu

## ۱- مقدمه

تعیین عوامل موثر بر بازدهی انتظاری سهام شرکت‌های حاضر در بازار سهام از جذاب‌ترین و بحث‌برانگیزترین موضوعات علم اقتصاد مالی است. مدل تجربی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) علاوه بر ریسک سیستماتیک بازار، عواملی چون ریسک اندازه و ریسک نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری سهام را در قیمت‌گذاری موثر می‌داند. این تحقیق با استفاده از داده‌های تمام شرکت‌های بورسی و فرابورسی بازار بورس تهران از سال ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۳ به دنبال پاسخ به سوالات زیر است:

- مدل قیمت‌گذاری سهام فاما و فرنچ چه میزان قدرت توضیح‌دهندگی در بازار سهام تهران دارد؟

- قدرت توضیح‌دهندگی این مدل در بازارهای افتان‌وخیزان چه تفاوتی دارد؟

- آیا علاوه بر عوامل سه‌گانه مدل فاما و فرنچ، ریسک قیمت به عایدی نیز قدرت توضیح‌دهندگی بازدهی سهام در بازار بورس تهران را داراست؟

در مطالعه حاضر ابتدا کارایی مدل فاما و فرنچ در بازار سهام تهران از جنبه‌های مختلف بررسی شده و سپس عامل جدیدی به آن افزوده می‌شود. در مطالعات گذشته از داده‌های حداکثر ۱۴ سال استفاده شده است که این مساله می‌تواند اعتبار نتایج تحقیق را تحت‌الشعاع قرار دهد. در این مطالعه که از بازه طولانی‌تر (۹۳-۱۳۷۰) و داده‌های جامع‌تری (شرکت‌های بورس و فرابورس) نسبت به مطالعات گذشته استفاده شده است، نشان داده می‌شود سرمایه‌گذاران فعال در بازار سهام تهران، مطابق با ادعای فاما و فرنچ، ریسک‌های مربوط به اندازه و نسبت میزان ارزش دفتری به ارزش بازاری را در قیمت‌گذاری‌ها لحاظ کرده و این نتیجه مستقل از بازه مورد تحقیق و نحوه روش انجام محاسبات است. علاوه بر این، عملکرد مدل سه عاملی به‌طور جداگانه در بازارهای افتان‌وخیزان بررسی می‌شود. نتایج حاکی از آن است که اثر دو عامل اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در دو بازار افتان‌وخیزان تفاوت چشم‌گیری ندارد، هر چند که به نظر می‌رسد سرمایه‌گذاران در بازار خیزان نسبت به بازار افتان به صورت محدود، اهمیت بیشتری به ریسک اندازه می‌دهند. در حالی که این مساله در مورد ریسک نسبت ارزش

دفتری به ارزش بازار معکوس بوده و این ریسک در بازار افغان بیشتر مورد توجه است. یکی دیگر از دستاوردهای جدید و قابل توجه این مقاله، این است که نشان می‌دهد در بازار بورس تهران، علاوه بر عوامل ریسک معمول، عامل ریسک پایین بودن نسبت قیمت به عایدی (P/E) نیز در قیمت‌گذاری سهام تاثیر معنادار دارد.

مقاله حاضر در ادامه به این صورت سازمان‌دهی شده است: در بخش دوم به مرور ادبیات تجربی و نظری پرداخته و در بخش سوم داده‌هایی مورد استفاده معرفی می‌شود. در بخش چهارم روش استفاده شده برای تخمین مدل تجربی توضیح داده خواهند شد. نتایج مدل فاما و فرنچ در بخش پنجم به تفصیل ارائه و ارزیابی می‌شوند. بخش ششم به بررسی توضیح‌دهندگی مدل پس از افزودن عامل ریسک مربوط به نسبت قیمت به عایدی و بخش هفتم نیز به نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

## ۲- مرور ادبیات

برای درک بهتر دستاوردهای مقاله پیش‌رو در ادامه خلاصه‌ای از ادبیات نظری و تجربی در حوزه موضوع این نوشتار ارائه می‌شود. برای این منظور به مرور ادبیات تجربی پرداخته و با ارائه خلاصه‌ای از مبانی نظری، مقالات تجربی موضوع این پژوهش معرفی خواهد شد. با توجه به اینکه ارائه مبنای کامل نظری، خارج از قلمرو این مقاله است، علاقه‌مندان می‌توانند به منابعی که در بخش نظری اشاره می‌شود، رجوع کنند.

## ۲-۱- مرور ادبیات تجربی

تعیین عوامل موثر بر بازدهی انتظاری سهام شرکت‌های حاضر در بازار سهام از جذاب‌ترین و بحث‌برانگیزترین موضوعات علم اقتصاد مالی است. مدل‌های اولیه این حوزه حدود ۵۰ سال پیش توسط شارپ<sup>۱</sup> (۱۹۶۴) و لینتنر<sup>۲</sup> (۱۹۶۵) معرفی شدند که مدل قیمت‌گذاری

1- Sharpe

2- Lintner

دارایی سرمایه (CAPM)<sup>۱</sup> نام گرفتند. براساس این مدل، اگر از یک طرف، سرمایه‌گذاران تنها براساس بازده انتظاری و واریانس بازده، سبدهای مختلف را مقایسه کنند<sup>۲</sup> به این معنی که بین دو دارایی با بازده برابر، دارایی با ریسک کمتر را انتخاب کنند و از طرف دیگر، اطلاعات و برآوردهای تمامی آنان راجع به میزان بازدهی و ریسک هر یک از دارایی‌ها کاملاً یکسان باشد، آنگاه در وضعیت تعادلی، بازده انتظاری هر دارایی ضریبی مشخص (مازاد بر بازده بدون ریسک) از بازدهی انتظاری کل بازار خواهد بود که به ضریب  $\beta$  آن دارایی معروف است. به عبارت دیگر، ادعای اصلی این مدل قیمت‌گذاری سهام، این است که تنها ریسکی که در بازار قیمت‌گذاری می‌شود، ریسک سیستماتیک بازار است و سایر ریسک‌ها در قیمت‌گذاری تاثیری ندارند. مطالعات تجربی دهه ۸۰ کارایی مدل CAPM را زیرسوال برد. بانز<sup>۳</sup> (۱۹۸۱) و باسو<sup>۴</sup> (۱۹۸۳) نشان دادند که متغیرهایی همچون اندازه شرکت، بازده محقق شده و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری، علاوه بر بتای بازار، تفاوت بازدهی سهم‌های مختلف را نیز توضیح می‌دهند. این نتیجه با پیش‌بینی مدل CAPM در تناقض بود. در ادامه این تحقیقات، فاما و فرنچ (۱۹۹۳) با اضافه کردن نماینده‌هایی<sup>۵</sup> از ریسک اندازه و ریسک نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری، قدرت توضیح دهندگی مدل‌های قبلی بازدهی سهام بازار نزدیک<sup>۶</sup> را بهبود بخشیدند.

فاما و فرنچ (۱۹۹۳) برای توضیح یافته‌ها خود بیان کردند که شرکت‌های کوچک در مواجهه با بحران‌های اقتصادی، توانایی کمتری نسبت به شرکت‌های بزرگ‌تر از خود دارند که باعث افزایش ریسک در بازدهی این شرکت‌ها می‌شود. بنابراین، سرمایه‌گذاران سود بیشتری را برای خرید سهام این شرکت‌ها تقاضا می‌کنند. همچنین شرکت‌های با نسبت بالای ارزش دفتری به ارزش بازاری - که نشان‌دهنده قیمت پایین سهام نسبت به ارزش دارایی است - به صورت انتظاری شرکت‌هایی با درآمد کم بوده یا شرکت‌هایی هستند که

1- Capital Asset Pricing Model

2- Mean-variance Investor

3- Banz

4- Basu

5- Proxy

6- Nasdaq

در سال‌های اخیر دچار مشکلات داخلی شده و برای خرید سهام این شرکت‌ها، سرمایه‌گذاران انتظار بازده بیشتری دارند.

پس از معرفی عوامل ریسک جدید به غیر از ریسک سیستماتیک ناشی از کل بازار توسط فاما و فرنچ، درستی این ادعا به‌طور گسترده‌ای مورد بحث قرار گرفت. به‌طور مثال، کوثاری، شانکن و سلوان<sup>۱</sup> (۱۹۹۵) امکان وابستگی نتایج به انتخاب شرکت‌ها را بررسی کرده و نشان دادند که اگر بازدهی شرکت‌های کوچک برابر با بازدهی شرکت‌های بزرگ باشد، اما واریانس بیشتری نسبت به شرکت‌های بزرگ داشته باشند، تعداد بیشتری از شرکت‌های کوچک به علت بازدهی بسیار پایین در یک مدت خاص ورشکست و تعطیل می‌شوند. از این رو، نتایجی که فقط بر اساس داده‌های شرکت‌های فعال شکل می‌گیرد، دارای اریب بوده و به‌صورت نادرست، بازدهی بیشتری را برای شرکت‌های کوچک‌تر نشان می‌دهد. به‌عنوان مثالی دیگر، بلک<sup>۲</sup> (۱۹۹۲) و مک‌کینلی<sup>۳</sup> (۱۹۹۵) امکان وابستگی نتایج فاما و فرنچ به بازه‌های زمانی خاص را بررسی کردند. در این راستا، فاما و فرنچ (۱۹۹۸) توضیح‌دهندگی مدل سه عاملی خود را در تعداد قابل توجهی از بورس‌های معتبر دنیا بررسی و تایید کردند.

در سال‌های اخیر تحقیقات مختلفی در بازار سهام کشورهای مختلف صورت گرفته است تا کارکرد مدل فاما و فرنچ در بازه‌های زمانی مختلف و در بورس‌های متفاوت بررسی و تحلیل شود. برای مثال، بریلسفلد، گانت و ابراین<sup>۴</sup> (۲۰۱۲) توضیح‌دهندگی مدل سه عاملی فاما و فرنچ را در بازار استرالیا تایید کردند. شارما و مهتا<sup>۵</sup> (۲۰۱۳) نیز نتیجه مشابهی در بازار هند به دست آوردند. این در حالی است که مالین و ویرارگاوان<sup>۶</sup> (۲۰۰۴) نشان دادند برخلاف نظر فاما و فرنچ، در بازارهای سهام آلمان، فرانسه و انگلستان، شرکت‌های با نسبت پایین‌تر ارزش دفتری به ارزش بازاری، بازدهی بیشتری از خود نشان می‌دهند. آن‌ها همچنین

1- Kothari, Shanken and Sloan

2- Black

3- MacKinlay

4- Brailsford, Gaunt and O'Brien

5- Sharma and Mehta

6- Malin and Veeraraghavan

نشان دادند که در بازار انگلستان، شرکت‌های بزرگ‌تر، بازدهی بیشتری نسبت به شرکت‌های کوچک‌تر دارند. در مورد بازار ایتالیا نیز پژوهش آلیاتی، گوتاردو و مورگیا<sup>۱</sup> (۲۰۰۰) ادعای فاما و فرنچ را در خصوص ریسک اندازه و ریسک میزان ارزش دفتری به ارزش بازار تایید نمی‌کند. این نتایج در حالی به دست آمده است که یافته‌های سیلوستری و ولتری<sup>۲</sup> (۲۰۱۱)، وجود اثر اندازه را در این بازار تایید می‌کنند.

در ایران مطالعات متعددی توانایی توضیح‌دهندگی مدل فاما و فرنچ را در بازار اوراق بهادار تهران سنجیده و نشان داده‌اند که این مدل بهتر از مدل CAPM می‌تواند بازدهی سهم‌های فعال را توضیح دهد.<sup>۳</sup> از جمله طالب‌نیا و احمدآبادی (۱۳۸۹) نشان دادند که قدرت توضیح‌دهندگی این مدل برای تفاوت بازدهی‌ها از مدل ارزش در معرض ریسک (VaR) به میزان معناداری بالاتر است. اکبری‌مقدم و همکاران (۱۳۸۸) نیز مدل سه عاملی فاما و فرنچ را با مدل ارزش بتا (RB) مقایسه کرده و نتیجه مشابهی را به دست آورده‌اند.

مطالعات دیگری سعی بر توسعه مدل فاما و فرنچ برای بازار بورس تهران داشته‌اند تا از این طریق تفاوت بازده شرکت‌ها را در این بازار سهام توضیح دهند. برای مثال، اسلامی‌بیگدلی و خجسته (۱۳۸۸) معیاری از بهره‌وری شرکت‌ها را به مدل افزوده‌اند. همچنین صادقی شریف و همکاران (۱۳۹۲) برای بررسی ریسک ناشی از اثر متمم<sup>۴</sup>، تغییری تحت این مضمون به مدل اضافه کردند. نتایج هر دو این مطالعات نشان داد که با افزودن این عوامل، کارایی مدل به میزان معناداری افزایش پیدا می‌کند. همچنین اسلامی‌بیگدلی و شاهسونی (۱۳۹۱) در راستای ایراد واردشده توسط دنیل و تیمن<sup>۵</sup> (۱۹۹۷)، مبنی بر اینکه اختلاف در بازده انتظاری ناشی از اختلاف در ویژگی‌های سهام و چشم‌انداز سهامداران است، نشان دادند که بازدهی‌ها در بازار بورس تهران ناشی از

1- Aleati, Gottardo and Murgia

2- Silvestri and Veltri

۳- به مجتهدزاده و طارمی (۱۳۸۵)، اشراق‌نای جهرمی و نشوادیان (۱۳۸۷)، شعری و آغازایان (۱۳۸۷)، عباسی و غزلجه (۱۳۹۱) و رضانی و کامیابی (۱۳۹۵) رجوع شود.

4- Momentum

5- Daniel and Titman

صرفه‌های ریسک معرفی شده هستند و با فرضیه دنیل و تیمن، هم‌خوانی ندارد.

## ۲-۲- مبنای نظری مدل‌های چندعاملی

در این بخش یک مبنای نظری برای مدل‌های چندعاملی معرفی می‌شود. این مدل که اولین بار توسط مرتون<sup>۱</sup> (۱۹۷۳) معرفی شده است بر پایه مسئله بهینه‌سازی دینامیک خانوار بوده که در هر دوره، ثروت خود را بین مصرف و سرمایه‌گذاری در فرصت‌های مختلف سرمایه‌گذاری تقسیم می‌کند. در این مساله، یک مدل چندعاملی، تفاوت نرخ‌های انتظاری بازده را توضیح می‌دهد. این نتیجه در تضاد با نتیجه مدل شارپ (۱۹۶۴) و لیتنر (۱۹۶۵) است که نشان می‌دهد یک مدل تک‌عاملی می‌تواند تفاوت بازدهی‌ها را توضیح دهد. دلیل این تفاوت در این است که ایشان یک مدل یک دوره‌ای را بررسی کرده‌اند که در این صورت نه تنها بده-بستان بازده و ریسک در انتخاب سبد سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران در نظر گرفته نمی‌شود، بلکه از عدم قطعیت‌های پیش رو در اقتصاد در انتخاب سبد نیز صرف نظر می‌کند. به عنوان مثال، سرمایه‌گذاران ممکن است ارزش‌های خارجی را که معمولاً با بازدهی انتظاری پایین و ریسک بالا همراه هستند، خریداری کرده تا عدم قطعیت‌های مربوط به نرخ ارز را خنثی کنند.

برای توسعه یک مدل نظری، فرض کنید خانوار دارای ثروت اولیه  $W_1$  و دارای تابع مطلوبیت زیر (معادله (۱)) است:

$$U(c_1, c_2, \dots) = \sum_{t=1}^{\infty} \beta^{t-1} u(c_t) \quad (1)$$

که در آن  $c_t$  نشان‌دهنده میزان مصرف در زمان  $t$  است.  $u(\cdot)$  نیز تابع مطلوبیت مقعر است. همچنین  $N$  فرصت سرمایه‌گذاری ریسکی که بازدهی واقع شده آن‌ها در زمان  $t$  نسبت به زمان  $t-1$  با  $n_t$  نمایش داده می‌شود ( $1 \leq n \leq N$ ). فرض کنید که نرخ بدون

1- Merton

ریسک در زمان  $t$ ،  $r_t^f$  است. اگر سرمایه‌گذار کسر  $x_{nt}$  از پس‌انداز خود را در دارایی  $n$  و کسر  $x_t^f$  را در دارایی بدون ریسک سرمایه‌گذاری کرده باشد، معادله تحول ثروت به صورت معادله (۲) و (۳) خواهد بود.

$$w_t = (w_{t-1} - c_{t-1})(1 + r_{pt}) \quad (۲)$$

$$r_{pt} = x_{t-1}^f r_t^f + \sum_{n=1}^N x_{nt-1} r_{nt} \quad (۳)$$

بردار بازدهی  $R_t = (r_{1t}, r_{2t}, \dots, r_{Nt})$  در طول زمان، ماندگاری دارد و با توجه به شاخص‌های اساسی اقتصاد که با  $K_t = (k_{1t}, k_{2t}, \dots, k_{St})$  نمایش داده می‌شود، همبستگی دارد. فرض می‌شود  $R_t$  و  $K_t$  دارای توزیع نرمال هستند. به عنوان مثال، تحولات مربوط به قیمت نفت یا وضعیت بازار کار می‌توانند اثرات ماندگاری روی مصرف خانوار داشته باشند، از این رو، تقاضای خانوار برای دارایی‌های مختلف بر اساس همبستگی آن‌ها با این شاخصه‌ها می‌تواند تحت تاثیر قرار گیرد. با فروض پیش گفته، فاما (۱۹۹۶) و مرتون (۱۹۷۳) نشان می‌دهند که بازدهی انتظاری دارایی‌ها  $(1 \leq n \leq N)$  از معادله (۴) پیروی می‌کند.

$$E[r_{nt}] - r_t^f = \beta_{nM}(E[r_M] - r_t^f) + \sum_{s=1}^S \beta_{ns}(E[r_{st}] - r_t^f) \quad (۴)$$

که  $r_{st}$  بازدهی دارایی تقلیدکننده مربوط به شاخصه  $s$  است. نکته‌ای که باید مورد توجه قرار گیرد این است که اگر بازدهی دارایی‌ها در طول زمان مستقل از یکدیگر باشند، معادله (۴) به یک مدل تک عاملی کاهش پیدا خواهد کرد.<sup>۱</sup>

۱- برای جزئیات بیشتر اساس تئوری مدل‌های چندعاملی به مرتون (۱۹۷۳) و فاما (۱۹۹۶) مراجعه شود.



## ۳- داده‌ها

برای این مطالعه از گسترده‌ترین بانک اطلاعاتی شرکت‌های بورسی در ایران استفاده شده است که داده‌های معاملات روزانه شرکت‌های بورسی را از سال ۱۳۷۰ و شرکت‌های فرابورسی را از مهرماه سال ۱۳۸۸ شامل می‌شود.<sup>۱</sup> داده‌های استخراج شده مربوط به هر شرکت شامل قیمت پایانی سهام، تعداد سهام شرکت، ارزش روز شرکت، نسبت قیمت به عایدی سهم و ارزش دفتری شرکت در روز آخر سال است. همچنین از شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران به عنوان نماینده متغیر بازار استفاده می‌شود. این متغیر که در یک شهریور سال ۱۳۶۹ معادل با عدد ۱۰۰ تعریف شد با وجود نقایص قابل ملاحظه‌ای که دارد، می‌تواند تا حد قابل قبولی نمایانگر وضعیت کلی بازار در روزهای مختلف باشد.

برای مطالعه حاضر در هر سال از شرکت‌هایی که ارزش دفتری منفی داشته‌اند صرف نظر شده و این شرکت‌ها در هیچ‌یک از بخش‌ها در نظر گرفته نشده‌اند. همچنین شرکت‌های با ارزش دفتری منفی از آن جهت که سازوکار بازده و ریسک برای چنین شرکت‌هایی از قواعد معمول پیروی نمی‌کند، حذف شده‌اند. بنابراین، تنها شرکت‌هایی برای تحلیل انتخاب شدند که حداقل در ۲۰ روز از سال معامله شده باشند و حداقل در ۶ ماه مختلف سال معامله‌ای از آن‌ها به ثبت رسیده باشد. با در نظر گرفتن این ملاحظات، تعداد شرکت‌های مورد بررسی در هر سال در بازه سال‌های مدنظر این مطالعه در جدول (۱) آورده شده است. به دلیل گسترش بورس تهران در بازه سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۳ (غیر از سال ۱۳۸۵) و افزایش تعداد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس، تعداد شرکت‌های مورد بررسی نیز در این سال‌ها افزایش یافته است.

برای فائق آمدن بر مشکلات ناشی از افزایش سرمایه و یا تقسیم سودهای نقدی توسط شرکت‌ها از متغیر ارزش روز شرکت برای به دست آوردن بازدهی شرکت‌ها استفاده شده است. بازدهی شرکت‌ها به صورت ماهانه و به صورت بازدهی ساده، یعنی بازده شرکت در

۱- داده‌های مورد استفاده از نرم‌افزار ره‌آورد نوین ۳، منتشر شده توسط شرکت اطلاعات مالی مینا، استخراج شده است.

۱۰ افزودن عامل «ریسک قیمت به عایدی» به مدل سه عاملی فاما و فرنچ برای توضیح بازدهی شرکت‌های بورس تهران

روز آخر ماه نسبت به روز پایانی ماه قبل محاسبه شده‌اند. خاطر نشان می‌شود محاسبه بازده شرکت با استفاده از میانگین ارزش شرکت در ماه تفاوتی در نتایج ایجاد نکرده و مدل به نوسانات ریز و سوزنی معاملات روز آخر ماه حساس نیست.

بعد از پالایش داده‌ها، همچنان برخی از بازده‌های مشاهده شده از بازده‌های معقول فاصله زیادی دارند. برای آنکه این داده‌ها، تخمین مدل را دچار اشکال نکنند، بازده‌هایی که به اندازه سه انحراف معیار از میانگین بازده‌های هر ماه اختلاف داشتند حذف شده‌اند.

جدول ۱- تعداد شرکت‌های مورد بررسی در سال‌های مختلف

سال	تعداد	سال	تعداد	سال	تعداد
۱۳۷۱	۷۴	۱۳۷۹	۲۰۲	۱۳۸۷	۲۷۱
۱۳۷۲	۸۰	۱۳۸۰	۲۰۷	۱۳۸۸	۲۸۵
۱۳۷۳	۹۰	۱۳۸۱	۲۱۴	۱۳۸۹	۳۰۴
۱۳۷۴	۱۱۵	۱۳۸۲	۲۲۳	۱۳۹۰	۳۰۸
۱۳۷۵	۱۵۶	۱۳۸۳	۲۶۴	۱۳۹۱	۳۲۹
۱۳۷۶	۱۳۸	۱۳۸۴	۲۷۲	۱۳۹۲	۳۶۰
۱۳۷۷	۱۴۹	۱۳۸۵	۲۳۶	۱۳۹۳	۴۰۱
۱۳۷۸	۱۷۸	۱۳۸۶	۲۶۵	---	---

توضیح: تنها شرکت‌های با ارزش دفتری مثبت و آن‌هایی که لااقل در ۲۰ روز و لااقل در ۶ ماه مختلف سال معامله شده‌اند در نظر گرفته شده‌اند.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

#### ۴- مدل تجربی

فاما و فرنچ (۱۹۹۳) نشان دادند که ریسک سیستماتیک بازار - که پیش از این توسط شارپ و لیتنر به عنوان تنها ریسک قیمت گذاری شده در بورس معرفی شده بود برای توجیه بازده سهام کافی نبوده و مدل CAPM نیاز به بازبینی دارد. به این منظور، آن‌ها شاخص SMB را به عنوان نماینده ریسک ناشی از بالا بودن نسبت ارزش دفتری به ارزش

بازار معرفی کرده و نشان دادند که این دو ریسک نیز علاوه بر ریسک سیستماتیک قیمت‌گذاری می‌شوند. مدل ارائه شده توسط فاما و فرنچ به صورت معادله (۵) است.

$$R(t) - RF(t) = a + b(RM(t) - RF(t)) + s SMB(t) + h HML(t) + e(t) \quad (5)$$

که در آن  $R(t)$  بازده شرکت و  $RF(t)$  نرخ بازده بدون ریسک است. اولین متغیر توضیحی مورد استفاده همان پاداش ریسک بازار  $(RM(t) - RF(t))$  است. در واقع انتظار می‌رود شرکت‌های حاضر در بورس به همان میزانی که با بازدهی بازار همبستگی دارند، پاداش ریسک ایجاد کنند که این همبستگی با ضریب  $b$  نمایش داده شده است. یادآور می‌شود که در مطالعه حاضر از شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران به عنوان ریسک بازار استفاده شده است. متغیر  $RM(t)$  بازده ماهانه شاخص کل در ماه  $t$  است که تفاضل آن از بازدهی بدون ریسک، صرفه ریسک سرمایه‌گذاری در بازار بورس را در ماه  $t$  نشان می‌دهد.

فاما و فرنچ علاوه بر این، شاخص SMB را به عنوان صرفه ریسک کوچک بودن شرکت در یک زمان مشخص معرفی کرده و آن را از تفاضل بازدهی شرکت‌های کوچک از بازدهی شرکت‌های بزرگ به دست آوردند. شاخص HML نیز به عنوان پاداش ریسک بالا بودن نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار است و از تفاضل بازده شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا از شرکت‌هایی که این نسبت برای آن‌ها پایین است به دست می‌آید.

برای ساختن شاخص‌های توضیح‌دهنده SMB و HML شرکت‌ها در پایان هر سال به دو دسته شرکت‌های بزرگ (B) و کوچک (S) و به صورت جداگانه به سه دسته شرکت‌های با ارزش دفتری به ارزش بازار بالا (H)، شرکت‌هایی که این نسبت برای آن‌ها متوسط است (M) و شرکت‌هایی که این نسبت برایشان کم است (L) تقسیم می‌شوند. به این ترتیب هر یک از شرکت‌ها در یکی از سبدهای S/L، S/M، S/H، B/L، B/M یا B/H قرار می‌گیرند. این سبدها در پایان هر سال ساخته شده و برای ساختن شاخص‌های SMB و

HML در سال بعد از آن‌ها استفاده خواهد شد. نحوه محاسبه این شاخص‌ها به این ترتیب است که در هر ماه از سال میانگین ساده بازدهی شرکت‌هایی که در پایان سال گذشته در هر یک از سبدها قرار داده شده‌اند، محاسبه شده و با استفاده از این بازده‌ها دو شاخص موردنظر به صورت معادله‌های (۶) و (۷) ساخته می‌شوند.

$$SMB_t = \frac{1}{3} (R_t^{S/L} + R_t^{S/M} + R_t^{S/H}) - \frac{1}{3} (R_t^{B/L} + R_t^{B/M} + R_t^{B/H}) \quad (6)$$

$$HML_t = \frac{1}{2} (R_t^{S/H} + R_t^{B/H}) - \frac{1}{2} (R_t^{S/L} + R_t^{B/L}) \quad (7)$$

در سمت متغیرهای وابسته نیز بازده مربوط به ۲۵ سبدهی که نحوه تشکیل آن در ادامه خواهد آمد، قرار می‌گیرد. تشکیل این ۲۵ سبد همانند سبدهای تشکیل شده برای به دست آوردن SMB و HML است تنها با این تفاوت که شرکت‌ها در پایان هر سال به پنج دسته بر اساس اندازه و به صورت جداگانه به پنج دسته بر اساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار تقسیم‌بندی می‌شوند. پس از آن، شرکتی که به عنوان شرکت کوچک و با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین شناسایی می‌شود در سبد شماره ۱ قرار گرفته و در طرف مقابل یک شرکت بزرگ با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا در سبد شماره ۲۵ قرار می‌گیرد. متوسط تعداد شرکت‌های هر سبد طی سال‌های مورد بررسی در جدول (۲) آورده شده است.

هدف اصلی فاما و فرنچ از تشکیل سبدهای اشاره شده غلبه بر ریسک‌های ویژه<sup>۱</sup> مختص به تک تک شرکت‌ها است؛ به این معنی که انتظار داریم با تشکیل سبد، سهم ریسک یک شرکت به تنهایی در ریسک سبد ناچیز شود و تنها ریسک ناشی از اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار برای سبد تعیین‌کننده باشد. با این وجود، همان‌طور که در جدول (۲) دیده می‌شود، تعداد شرکت‌ها در برخی سبدها کمتر از تعدادی است که بتوان

1- Idiosyncratic Risk

ادعای آن را داشت که ریسک ویژه شرکت‌ها در یک سال به طور کامل حذف می‌شود که این مساله بیشتر به خاطر کم بودن تعداد شرکت‌ها در سال‌های اول مطالعه است و در سال‌های اخیر در هر سبد تعداد قابل قبولی از شرکت‌ها وجود دارد. به هر ترتیب از آنجا که تعداد سال‌های مورد بررسی به اندازه کافی بزرگ است، می‌توان فرض کرد ریسک‌های اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بر ریسک‌های مختص تک تک شرکت‌ها غالب بودند.

جدول ۲- میانگین سالانه تعداد شرکت‌های ۲۵ سبد در بازه سال‌های ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۳

پنجک اندازه	پنجک نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار				
	پایین	۲	۳	۴	بالا
کوچک	۳/۳	۵/۷	۸/۷	۱۲/۸	۱۴/۲
۲	۶/۳	۸/۵	۱۰/۰	۱۰/۱	۹/۴
۳	۸/۱	۹/۸	۹/۹	۸/۶	۸/۰
۴	۱۲/۹	۱۰/۷	۸/۰	۵/۶	۷/۱
بزرگ	۱۴/۰	۹/۷	۷/۷	۷/۳	۶/۲

توضیح: تنها شرکت‌های با ارزش دفتری مثبت و آن‌هایی که لااقل در ۲۰ روز و لااقل در ۶ ماه مختلف سال معامله شده‌اند در نظر گرفته شده‌اند.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

دستاورد مهم فاما و فرنچ (۱۹۹۳) این است که شرکت‌هایی که در سبد شماره ۵ قرار می‌گیرند - شرکت‌های کوچک با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا - به دلیل آنکه نسبت به سایر سبدها ریسکی‌تر محسوب می‌شوند باید بازدهی بیشتری را ارائه دهند و در طرف مقابل، شرکت‌های سبد ۲۱ - شرکت‌های بزرگ با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین - به عنوان کم‌ریسک‌ترین سبد دارای کمترین بازده باشند. جدول (۳) اعداد مربوط به میانگین بازدهی و انحراف معیار ۲۵ سبد مورد بررسی را نمایش می‌دهد. مطابق انتظار، شرکت‌های کوچک با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا (شرکت‌های سبد ۵) در میان تمام ۲۵ سبد، بیشترین بازده ماهانه را در طول سال‌های مورد

۱۴ افزودن عامل «ریسک قیمت به عایدی» به مدل سه عاملی فاما و فرنچ برای توضیح بازدهی شرکت‌های بورس تهران

بررسی ارائه داده‌اند<sup>۱</sup> و بازدهی حاصل شده توسط این سبد از بازدهی بازار، بیشتر بوده است. در طرف مقابل، سبد شماره ۲۱ که شرکت‌های بزرگ با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین در آن قرار دارند، سومین سبد کم بازده در این سال‌ها بوده و متوسط بازدهی این سبد از بازدهی ماهانه شاخص کمتر بوده است.

جدول ۳- میانگین و انحراف معیار بازده‌های ماهانه ۲۵ سبد (به درصد) در بازه

سال‌های ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۳

رتبه	پنجک نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار									
	پایین	۲	۳	۴	بالا	پایین	۲	۳	۴	بالا
	میانگین					انحراف معیار				
۱	۷/۷۰	۳/۳۳	۲/۸۵	۳/۴۸	۴/۶۷	۳۷/۰۶	۱۵/۴۵	*۹/۵۶	۷/۴۳	۸/۴۱
۲	۱/۹۲	۲/۲۷	۱/۵۵	۲/۸۷	۲/۷۰	۷/۲۱	۸/۳۲	۶/۲۶	۷/۸۰	۷/۹۱
۳	۲/۰۷	۲/۰۵	۲/۰۶	۲/۷۳	۲/۷۱	۷/۱۰	۶/۷۰	۵/۸۷	۱۱/۹۲	۱۱/۱۱
۴	۱/۳۶	۱/۹۷	۱/۸۸	۱/۸۱	۲/۲۶	۶/۰۵	۸/۰۰	۶/۸۰	۸/۶۴	۸/۵۵
۵	۱/۷۳	۱/۷۵	۲/۱۰	۲/۳۴	۲/۰۷	۶/۸۳	۶/۱۷	۹/۴۸	۹/۷۵	۹/۳۰

توضیح: میانگین بازدهی ماهانه شاخص کل ۱/۹۳ درصد با انحراف معیار ۵/۱۹ است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

## ۵- نتایج

در این بخش، طبق روند مقاله اصلی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) ابتدا متغیر بازدهی بازار را به عنوان تنها متغیر توضیحی در نظر می‌گیریم. سپس قدرت توضیح‌دهندگی SMB و HML را بدون حضور بازدهی بازار موردسنجش قرار داده و در نهایت نتایج مربوط به مدل سه عاملی پیشنهاد شده توسط فاما و فرنچ را ارائه خواهیم کرد.

۱- به استثنای شرکت‌های کوچک با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین (سبد شماره ۱) که به نظر می‌رسد ریسک‌های ویژه شرکت‌های کم تعداد این سبد موجب بروز این نتیجه شده است.

## الف- توضیح بازدهی سبدها تنها با استفاده از بازدهی بازار

در اولین گام، رگرسیون زیر (معادله ۸)) برای توضیح بازدهی ۲۵ سبد تشکیل شده بر اساس اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار تخمین زده می‌شود.

$$R(t) - RF(t) = a + b(RM(t) - RF(t)) + e(t) \quad (8)$$

معادله (۸) مزاد بازده ۲۵ سبد موردنظر را بر اساس مزاد بازده بازار توضیح می‌دهد. نتایج این رگرسیون (معادله ۸)) در جدول (۴) خلاصه شده است.

جدول (۴) نشان می‌دهد مزاد بازدهی بازار، توانایی توضیح مقدار قابل توجهی از مزاد بازدهی شرکت‌های بزرگ بورس تهران را داشته و این مساله به‌طور واضح برای شرکت‌های بزرگ با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین، قوی‌تر بوده و ریسک سیستماتیک بازار، قابلیت توضیح بیش از ۶۰ درصد میزان تغییرات بازده این شرکت‌ها را دارا است. این متغیر در توضیح مزاد بازدهی شرکت‌های کوچک از توان چندانی برخوردار نبوده و به نظر می‌رسد عوامل دیگری غیر از ریسک سیستماتیک در ایجاد بازده این دسته از شرکت‌ها نقش ایفا کرده‌اند. ضروری است که توجه شود ضریب این متغیر برای تمامی سبدها، مثبت و در سطح ۲ درصد معنادار است که نشان‌دهنده تبعیت تمامی سبدها به صورت معنادار از وضعیت کلی بازار است. مطابق انتظار، ضرایب تخمین زده شده و ضریب تشخیص<sup>۱</sup> رگرسیون‌ها از روند مشابه جدول متناظر مقاله فاما و فرنچ (جدول (۴)) تبعیت می‌کنند. البته اعداد مربوط به ضرایب تشخیص مطالعه فاما و فرنچ بزرگ‌تر و در بازه ۰/۶۱ تا ۰/۹۲ است که گواه قدرت توضیح‌دهندگی بالاتر شاخص بازار در توضیح بازده‌های سهام بازار آمریکا است.<sup>۲</sup>

## 1- R-squared

۲- میانگین ضریب تشخیص‌های محاسبه شده در جدول (۴)، ۰/۱۹ است. ضریب تشخیص مربوط به رگرسیون مزاد بازده سبدها روی مزاد بازده بازار برای سال‌های اخیر در بورس تهران بالا می‌رود. به‌عنوان مثال، میانگین ضریب تشخیص برای رگرسیون از سال ۱۳۸۶، ۰/۲۷ است. به این معنی که در سال‌های اخیر تبعیت بازده شرکت‌ها از بازدهی بازار قابل توجه‌تر شده است. یک دلیل دیگر هم این است که در سال‌های اخیر تعداد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران، افزایش قابل توجهی یافته و با بالا رفتن تعداد شرکت‌های هر سبد، اثر ریسک ویژه کاهش یافته است.

جدول ۴ - رگرسیون مازاد بازده سهام بر مازاد بازده بازار،  $RM - RF$   
از خرداد ۱۳۷۱ تا اسفند ۱۳۹۳ (۲۷۴ ماه)

پنججک نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار										پنججک اندازه
پایین	۲	۳	۴	بالا	پایین	۲	۳	۴	بالا	
$t(b)$					$B$					
۵۹/۲	۷۲/۶	۹۲/۲	۱۶/۴	۳۵/۲	۳۶/۰	۶۷/۰	۶۶/۰	۳۰/۱	۱۵/۱	کوچک
۴۶/۶	۴۵/۸	۶۱/۵	۵۲/۱	۵۰/۵	۷۱/۰	۸۸/۰	۵۷/۰	۴۵/۱	۵۴/۰	۲
۵۶/۵	۴۷/۴	۷۹/۷	۹۵/۶	۴۶/۶	۳۲/۱	۷۳/۰	۵۷/۰	۷۴/۰	۶۲/۰	۳
۳/۰۰	۳/۰۶	۲۴/۱	۵۴/۸	۷۰/۱	۶۳/۰	۵۷/۰	۷۰/۱	۸۲/۰	۹۵/۰	۴
۸۰/۱	۱۴/۱	۱۰/۱	۲۶/۲	۸۲/۲	۱۲/۱	۱۹/۱۱	۳۴/۱	۵۰/۱	۳۶/۱	بزرگ
$s(e)$					$R^2$					
۰/۱۲	۰/۰۹	۰/۱۹	۰/۲۱	۰/۳۸	۰/۰۲	۰/۱۴	۰	۰/۰۶	۰/۰۲	کوچک
۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۲۵	۰/۰۸	۰/۱۳	۰/۲۱	۰/۱۰	۰/۱۰	۰/۱۰	۲
۰/۲۰	۰/۱۴	۰/۰۶	۰/۰۹	۰/۰۸	۰/۱۰	۰/۰۷	۰/۱۸	۰/۱۵	۰/۱۳	۳
۰/۱۸	۰/۱۶	۰/۰۷	۰/۰۸	۰/۰۸	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۳۹	۰/۲۱	۰/۳۰	۴
۰/۰۸	۰/۰۸	۰/۰۹	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۳۳	۰/۳۶	۰/۳۸	۰/۶۳	۰/۶۶	بزرگ

توضیح: نحوه ساختن سبدهای سهام اندازه-نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به این صورت است؛ در هر سال  $t$  بین ۱۳۷۰ و ۱۳۹۲ حد پنججک‌های اندازه در اسفندماه بر اساس ارزش روز شرکت‌ها تعیین شده و هر یک از شرکت‌ها به یکی از این دسته‌ها اختصاص داده می‌شوند. به همین ترتیب اختصاص شرکت‌ها به پنججک‌های مربوط به نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار انجام می‌پذیرد. ۲۵ سبد اندازه-نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار از اشتراک پنج گروه اندازه و پنج گروه نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به دست می‌آید. بازده ماهانه سبدها با استفاده از میانگین‌گیری وزنی بازده سهم‌های موجود در هر سبد محاسبه می‌شود.

$RM - RF$  بازده ماهانه شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و  $RF$  نرخ سود کوتاه‌مدت یک‌ساله ماهانه شده است.

ماخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

### ب- توضیح بازدهی سبدها تنها با استفاده از $SMB$ و $HML$

مدل تخمین زده شده در گام دوم به صورت رگرسیون زیر (معادله (۹)) است:

$$R(t) - RF(t) = a + s SMB(t) + h HML(t) + e(t) \quad (9)$$



نتایج تخمین زده شده حاصل از این رگرسیون (معادله (۹)) در جدول (۵) آورده شده است. با وجود تفاوت‌های عمده بین بورس تهران و بازارهای مورد بررسی مقاله فاما و فرنچ، همچنان ضرایب مربوط به SMB و HML در حالت عدم حضور مازاد بازدهی بازار در رگرسیون برای تعداد قابل قبولی از سبدهای ساخته شده معنادار هستند. روند مورد انتظار برای ضرایب SMB برقرار است و با در نظر گرفتن یک پنچک مشخص، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار با افزایش اندازه سبد ضریب مربوط به متغیر SMB کاهش یافته و از مقادیر مثبت معنادار به مقادیر منفی معنادار می‌رسد (به استثنای پنچک‌های ۳ و ۴ اندازه که ضرایب در این پنچک‌ها از مقادیر مثبت به مقادیر منفی می‌روند و می‌توان آن‌ها را عملاً صفر فرض کرد). نتایج مطابق با این فرضیه است که با ثابت گرفتن سایر شرایط، افزایش ریسک اندازه یا همان SMB (اختلاف بازدهی شرکت‌های کوچک نسبت به شرکت‌های بزرگ) به طور متوسط بازدهی انتظاری شرکت‌های کوچک را بیشتر افزایش داده و حتی انتظار بازدهی منفی از برخی سبدهایی که از شرکت‌های بزرگ تشکیل شده‌اند، می‌رود.

در مورد ضرایب متغیر HML نیز روند مورد انتظار، مشاهده می‌شود. با در نظر گرفتن یکی از پنچک‌های اندازه دیده می‌شود که با بالا رفتن نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، ضرایب روندی افزایشی داشته و از ضرایب منفی برای سبدهای با نسبت پایین به ضرایب مثبت برای سبدهای با نسبت بالا تغییر کرده و هماهنگ با روند مشاهده شده در مقاله فاما و فرنچ است. عدم معناداری ضریب HML برای دو پنچک مشهود بوده که گذار از ضرایب منفی به ضرایب مثبت در آنان صورت گرفته است (که می‌توان عملاً ضرایب را در این دو پنچک صفر فرض کرد). در مجموع ۱۴ ضریب از ضرایب HML در رگرسیون معادله (۹) در سطح ۵ درصد معنادار به دست می‌آیند و معناداری این ضریب برای شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا بیشتر است.

جدول ۵- رگرسیون مازاد بازده سهام روی بازده نماینده اندازه (SMB) و بازده نماینده نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (HML): از فروردین ۱۳۷۱ تا اسفند ۱۳۹۳ (۲۷۶ ماه)

اندازه	پنجک نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار									
	پایین	۲	۳	۴	بالا	پایین	۲	۳	۴	بالا
	$t(s)$					$S$				
کوچک	۰/۵۴	۰/۰۹	۰/۴۳	۰/۴۷	۰/۳۸	۲/۷۱	۳/۱۱	۴/۰۷	۳/۴۲	۴/۵۱
۲	۰/۱۹	۰/۲۹	۰/۲۳	۰/۴۲	۰/۴۰	۲/۶۷	۱/۷۵	۳/۲۵	۲/۴۵	۳/۲۸
۳	۰/۰۹	۰/۴۸	۰/۱۲	۰/۱۱	۰/۱۶	۲/۰۳	۴/۱۱	۱/۵۹	۲/۷۵	۲/۶۳
۴	۰/۰۰	-۰/۰۷	-۰/۰۸	-۰/۴۴	-۰/۲۱	-۲/۶۲	-۱/۵۹	-۴/۱۹	۰/۱۴	۰/۸۰
بزرگ	-۰/۹۴	-۱/۰۰	-۰/۹۳	-۰/۸۹	-۰/۷۹	-۷/۰۴	-۷/۶۴	-۹/۲۲	-۵/۶۶	-۸/۳۲
	$t(h)$					$H$				
کوچک	-۲/۹۵	-۰/۶۳	۰/۳۴	۰/۲۱	۰/۷۱	-۵/۸۰	-۲/۲۳	-۱/۳۳	-۱/۳۴	۴/۶۵
۲	-۰/۳۰	-۰/۲۵	۰/۲۲	۰/۴۹	۰/۴۵	-۲/۶۲	-۰/۳۴	-۱/۸۱	۳/۷۵	۳/۴۱
۳	-۰/۵۳	-۰/۱۴	۰/۲۵	۰/۶۶	۰/۷۲	-۴/۶۸	-۱/۱۲	۲/۶۶	۳/۴۷	۲/۵۶
۴	-۰/۰۲	-۰/۱۸	۰/۲۰	۰/۲۲	۰/۳۲	-۰/۲۰	-۱/۴۳	-۱/۳۳	۱/۰۲	۱/۳۱
بزرگ	-۰/۶۰	-۰/۲۶	۰/۰۲	۰/۵۸	۱/۲۰	-۵/۷۷	-۳/۱۳	۰/۱۷	۴/۵۲	۸/۲۲
	$s(e)$					$R^2$				
کوچک	۰/۱۶	۰/۶۰	۰/۶۰	۰/۵۰	۰/۱۲	۰/۳۵	۰/۲۱	۰/۱۹	۰/۰۹	۰/۱۱
۲	۰/۰۶	۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۰۶	۰/۰۷	۰/۰۹	۰/۲۵	۰/۹۰	۰/۱۰	۰/۱۰
۳	۰/۱۰	۰/۰۷	۰/۰۳	۰/۰۶	۰/۰۴	۰/۰۸	۰/۱۰	۰/۰۷	۰/۱۴	۰/۲۱
۴	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۸	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۱۶	۰/۱۸
بزرگ	۰/۲۱	۰/۱۸	۰/۲۴	۰/۲۰	۰/۳۸	۰/۰۸	۰/۰۶	۰/۱۰	۰/۰۹	۰/۰۸

SMB (کوچک منهای بزرگ) بازده سید نماینده عامل ریسک اندازه، محاسبه شده با استفاده از معادله (۲). HML (بالا

منهای پایین) بازده سید نماینده عامل ریسک نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، محاسبه شده با استفاده از معادله (۳).  
 توضیح: نحوه ساختن سیدهای سهام اندازه-نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به این صورت است؛ در هر سال تأمین ۱۳۷۰ و ۱۳۹۲ حد پنجک‌های اندازه در اسفندماه بر اساس ارزش روز شرکت‌ها تعیین شده و هر یک از شرکت‌ها به یکی از این دسته‌ها اختصاص داده می‌شوند. به همین ترتیب اختصاص شرکت‌ها به پنجک‌های مربوط به نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار انجام می‌پذیرد. ۲۵ سید اندازه-نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار از اشتراک پنج گروه اندازه و پنج گروه نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به دست می‌آید. بازده ماهانه سیدها با استفاده از میانگین گیری وزنی از فروردین تا اسفند سال  $t + 1$  به دست آمده است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

## ج- تخمین مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)

در این بخش مدل اصلی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) با استفاده از داده‌های بورس تهران در بازه زمانی سال‌های ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۳ (در مجموع ۲۷۶ ماه) تخمین زده می‌شود. معادله رگرسیون این مدل از معادله (۱۰) تبعیت می‌کند به طوری که هر سه عامل بازار، اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار برای توضیح دهندگی بازده شرکت‌ها در معادله وارد شده‌اند.

(۱۰)

$$R(t) - RF(t) = a + b(RM(t) - RF(t)) + s SMB(t) + h HML(t) + e(t)$$

نتایج تخمین مدل سه عاملی فاما و فرنچ که در جدول (۶) ارائه شده، نشان می‌دهد حتی در حضور عامل بازدهی بازار که به خودی خود در تمام ۲۵ رگرسیون کاملاً معنادار ظاهر شده است، عوامل دیگر ریسک نیز در تعیین بازدهی سهام بورس تهران نقش ایفا می‌کنند. به خصوص معناداری ضریب SMB برای عمده سبدها (۲۲ سبد) گواه این مساله است که سرمایه‌گذاران بورس تهران به شدت به اندازه شرکت اهمیت داده و تنها در صورتی حاضر به سرمایه‌گذاری در شرکت‌های کوچک هستند که انتظار بازدهی بالاتری را از آن شرکت‌ها داشته باشند.

همچنین به نظر می‌رسد ریسک نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار برای شرکت‌هایی که این نسبت برای آن‌ها بالاتر است، جدی‌تر بوده و ضریب متغیر HML برای این دسته از شرکت‌ها معنادارتر است؛ بنابراین، معامله‌گران به ریسک ناشی از نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار نیز اهمیت داده و تنها هنگامی حاضر به خرید سهام‌هایی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا هستند که انتظار جریان ریسک محتمل را از طریق بازدهی ایجادشده توسط شرکت داشته باشند. علاوه بر این، اضافه کردن این دو متغیر جدید، ضریب تشخیص رگرسیون‌ها را به نسبت رگرسیون تک عاملی افزایش می‌دهد. از آنجا که افزودن هر متغیر مستقل در رگرسیون سبب افزایش ضریب تشخیص می‌شود برای مقایسه‌ی بهتر، لازم است

ضرایب تشخیص تعدیل شده<sup>۱</sup> دو رگرسیون با یکدیگر مقایسه شوند. نکته‌ای که باید مورد توجه قرار گیرد آن است که ضریب تشخیص تعدیل شده برای تک‌تک ۲۵ رگرسیون در حالت حضور SMB و HML نسبت به رگرسیون تک عاملی افزایش می‌یابد. همچنین میانگین ضریب تشخیص تعدیل شده برای مدل تک‌عاملی برابر با ۰/۱۹ بود در حالی که این مقدار برای مدل سه‌عاملی برابر با ۰/۳۰ است. واضح است که ریسک اندازه و ریسک نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، اطلاعات بیشتری نسبت به ریسک سیستماتیک بازار برای توضیح بازده سهام بورس تهران ارائه می‌دهند و این مساله به‌خصوص برای شرکت‌های کوچک و شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا صادق است. مقایسه ضرایب مربوط به متغیر مازاد بازده بازار در جدول (۴) که مربوط به رگرسیون تک‌عاملی می‌شود با همین اعداد در جدول (۶) که بعد از اضافه کردن SMB و HML در رگرسیون به دست آمده‌اند در غالب موارد، نشان از نزدیک شدن این اعداد به عدد ۱ دارد. این مساله به خاطر ماهیت همبستگی بین سه متغیر توضیحی رگرسیون است. در واقع SMB و HML در بازه سال‌های ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۳ همبستگی قابل توجهی ندارند (۰/۱۷-). مازاد بازده بازار و HML تقریباً ناهمبسته‌اند (۰/۰۱-)، اما همبستگی منفی و قابل توجه مازاد بازده بازار و SMB (۰/۴۱-) توجیه این مساله است که چرا اضافه کردن این دو متغیر به رگرسیون معادله (۸) موجب نزدیک شدن ضرایب به عدد ۱ می‌شود.

در راستای اطمینان از صحت نتایج، تحلیل حساسیت‌های متعددی در خصوص ابعاد مختلف مدل انجام پذیرفته است؛ از جمله اینکه بجای دسته‌بندی سهام بر اساس ۲۵ سبد در دو حالت دیگر، دسته‌بندی بر اساس ۱۶ و ۹ سبد هم انجام شد. همین‌طور بجای دوره زمانی ۹۳-۱۳۷۰، دوره‌های زمانی دیگری نیز برای انجام رگرسیون در نظر گرفته شد که در نهایت نتایج به دست آمده تغییری نکرد. علاوه بر این‌ها، نحوه محاسبه بازده‌ها با استفاده از روز آخر ماه یا ارزش میانگین ماه و همچنین میانگین‌گیری وزنی و ساده از بازده‌ها برای تشکیل بازده سبد انجام پذیرفت و نتایج به دست آمده سازگار با نتایج ارائه شده در مقاله بود.<sup>۲</sup>

#### 1- Adjusted R-squared

۲- نتایج در صورت اعلام درخواست، در اختیار خواننده قرار خواهد گرفت.

جدول ۶- رگرسیون مزاد بازده سهام روی مزاد بازده بازار (RM-RF)، بازده نماینده اندازه (SMB) و بازده نماینده نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (HML): از فروردین ۱۳۷۱ تا اسفند ۱۳۹۳ (۲۷۶ ماه)

پنجک اندازه	پنجک نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار									
	پایین	۲	۳	۴	بالا	پایین	۲	۳	۴	بالا
	$t(b)$					$B$				
کوچک	۱/۳۸	۶۲/۱	۲۶/۱	۰۰/۱	۷۵/۰	۹۳/۲	۳۶/۶	۳۸/۵	۰۵/۱۰	۳۹/۵
۲	۷۹/۰	۷۹/۰	۸۶/۰	۲۱/۱	۰۶/۱	۸۲/۷	۴۸/۲	۳۶/۵	۰۱/۱۲	۷۲/۹
۳	۸۴/۰	۱۲/۱	۷۶/۰	۱۲/۱	۹۳/۱	۸۴/۸	۹۶/۱۰	۱۲/۱۰	۶۷/۶	۹۲/۷
۴	۰۱/۱	۰/۸/۱	۰۹/۱	۷۱/۰	۷۸/۰	۳۸/۱۰	۹۱/۱۰	۴۶/۱۲	۴۶/۳	۳۷/۳
بزرگ	۳۲/۱	۹۹/۰	۰۹/۱	۱۴/۱	۹۱/۰	۹۱/۲۱	۵۵/۱۸	۲۷/۱۰	۵۰/۱۱	۷۱/۹
	$t(s)$					$S$				
کوچک	۰۵/۲	۷۳/۱	۷۲/۱	۹۳/۰	۰۹/۱	۵۰/۳	۶۷/۵	۱۲/۶	۸۲/۷	۵۴/۶
۲	۷۲/۰	۰۰/۱	۸۳/۰	۹۴/۰	۹۸/۰	۹۳/۵	۶۱/۲	۷۷/۶	۷۵/۷	۴۹/۷
۳	۶۶/۰	۱۱/۱	۵۳/۰	۰۹/۱	۷۳/۱	۷۷/۵	۰۲/۹	۹۱/۵	۴۳/۵	۹۴/۵
۴	۱۸/۰	۷۴/۰	۰۴/۰	۳۹/۰	۴۱/۰	۵۴/۱	۲۷/۶	۴۱/۰	۵۷/۱	۴۸/۱
بزرگ	-۰/۱۱	-۰/۱۷	-۰/۷۱	-۰/۱۸	-۰/۵۲	-۱/۴۷	-۲/۶۷	-۵/۵۵	-۱/۴۹	-۴/۴۲
	$t(h)$					$H$				
کوچک	-۲/۷۶	-۰/۴۷	۰/۴۸	۰/۳۲	۰/۸۰	-۵/۴۶	-۱/۷۵	-۱/۹۳	۳/۵۰	۵/۴۳
۲	-۰/۲۲	-۰/۱۶	۰/۳۱	۰/۶۲	۰/۵۶	-۲/۱۰	-۰/۴۶	۲/۸۵	۵/۷۹	۴/۸۹
۳	-۰/۴۴	-۰/۰۳	۰/۳۳	۰/۷۹	۰/۹۲	-۴/۳۸	-۰/۲۴	۴/۱۲	۴/۴۶	۳/۶۰
۴	۰/۰۸	-۰/۰۷	۰/۳۱	۰/۲۹	۰/۴۱	۰/۸۰	-۰/۶۳	۳/۴۰	۱/۳۶	۱/۶۶
بزرگ	-۰/۴۷	-۰/۱۶	۰/۱۴	۰/۷۰	۱/۰۴	-۷/۳۳	-۲/۸۴	۱/۲۳	۶/۶۵	۹/۸۵
	$s(e)$					$R^2$				
کوچک	۰/۱۹	۰/۱۸	۰/۱۵	۰/۳۱	۰/۲۰	۰/۳۵	۰/۲۰	۰/۱۸	۰/۰۸	۰/۱۱
۲	۰/۲۳	۰/۰۴	۰/۲۴	۰/۳۹	۰/۳۱	۰/۰۸	۰/۲۵	۰/۰۸	۰/۰۸	۰/۰۸
۳	۰/۳۰	۰/۳۶	۰/۳۰	۰/۱۹	۰/۲۲	۰/۰۷	۰/۰۸	۰/۰۶	۰/۱۳	۰/۱۹
۴	۰/۳۰	۰/۳۲	۰/۴۲	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۸	۰/۰۸	۰/۰۷	۰/۱۶	۰/۱۸
بزرگ	۰/۷۱	۰/۶۴	۰/۴۶	۰/۴۷	۰/۵۶	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۰۸	۰/۰۸	۰/۰۷

توضیح: نحوه ساختن سبدهای سهام اندازه-نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به این صورت است؛ در هر سال تأمین ۱۳۷۰ و ۱۳۹۲ حد پنجک‌های اندازه در اسفندماه بر اساس ارزش روز شرکت‌ها تعیین شده و هر یک از شرکت‌ها به یکی از این دسته‌ها اختصاص داده می‌شوند. به همین ترتیب اختصاص شرکت‌ها به پنجک‌های مربوط به نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار انجام می‌پذیرد. ۲۵ سبد اندازه-نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار از اشتراک پنج گروه اندازه و پنج گروه نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به دست می‌آید. بازده ماهانه سبدها با استفاده از میانگین‌گیری وزنی از فروردین تا اسفند سال  $t + 1$  به دست آمده است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

## ۶- عوامل ریسک در شرایط بازارهای افتان<sup>۱</sup> و خیزان<sup>۲</sup>

یک برر سی جالب در حوزه مرتبط با عوامل ریسک بازار سهام، برر سی عوامل موثر بر بازده در شرایط بازارهای افتان و خیزان و واکنش سرمایه‌گذاران به ریسک‌های بالقوه است. به این منظور با استناد به فراز و فرودهای شاخص کل بازار، بازارهای افتان و خیزان از یکدیگر تفکیک شده و نتایج رگرسیون‌های جداگانه هر یک از دوره‌ها در جدول (۷) آورده شده است.

بازار خیزان به چند ماه متوالی اطلاق می‌شود که شاخص کل بازار با صعود همراه بوده است.<sup>۳</sup> در نقطه مقابل، بازه‌هایی که شاخص کل ساکن بوده و یا نزول داشته است به‌عنوان بازار افتان در نظر گرفته شده‌اند.<sup>۴</sup>

توجه به جدول (۷) و مقایسه بین اعداد مرتبط با آماره‌های معناداری ضرایب در بازارهای افتان و خیزان نشان می‌دهد که ضریب بازدهی بازار در هر دو دوره و برای تمام سبدها همواره در سطح ۱ درصد معنادار بوده است. در عین حال، این مساله در مورد ضرایب مربوط به متغیرهای ریسک اندازه و ریسک نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار صادق نیست.

---

1- Bear Market

2- Bull Market

۳- بازه‌های {۷۵:۰۵-۷۳:۰۶}، {۸۳:۰۸-۷۷:۱۲}، {۹۱:۰۱-۸۷:۱۱} و {۹۲:۰۸-۹۱:۰۶} به‌عنوان بازار خیزان در نظر گرفته شده‌اند.

۴- بازه‌های {۷۳:۰۵-۷۱:۰۳}، {۷۷:۱۱-۷۵:۰۶}، {۸۷:۱۰-۸۳:۰۹}، {۹۱:۰۵-۹۱:۰۲} و {۹۳:۱۲-۹۲:۰۹} به‌عنوان بازار افتان در نظر گرفته شده‌اند.

جدول (۷): رگرسیون مازاد بازده سهام روی مازاد بازده بازار (RM-RF)، بازده نماینده اندازه بازده نماینده نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (HML) برای بازارهای افتان و خیزان

سال	بازار خیزان										بازار افتان										
	پنجک					نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار					پنجک					نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار					
	بازار	۱	۲	۳	۴	بازار	۱	۲	۳	۴	بازار	۱	۲	۳	۴	بازار	۱	۲	۳	۴	
	$t(b)$	$B$	$t(b)$	$B$	$t(b)$	$B$	$t(b)$	$B$	$t(b)$	$B$	$t(b)$	$B$	$t(b)$	$B$	$t(b)$	$B$	$t(b)$	$B$	$t(b)$	$B$	
۱۳۹۳	۰/۳۳	۰/۷۰	۰/۸۶	۰/۷۹	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۱	۰/۷۰	۰/۷۰	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲
۲	۰/۷۷	۰/۸۲	۰/۵۶	۰/۵۵	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲
۳	۰/۶۸	۰/۷۴	۰/۷۴	۰/۷۴	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲
۴	۰/۷۵	۰/۸۷	۰/۸۲	۰/۷۵	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲
۱۳۹۴	۰/۸۵	۰/۷۵	۰/۸۲	۰/۷۵	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲
۱۳۹۵	۰/۸۵	۰/۷۵	۰/۸۲	۰/۷۵	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲
۱۳۹۶	۰/۸۵	۰/۷۵	۰/۸۲	۰/۷۵	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۷۲
۱۳۹۷	۰/۸۷	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸
۱۳۹۸	۰/۸۷	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸
۱۳۹۹	۰/۸۷	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸
۱۴۰۰	۰/۸۷	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۸۸

توضیح: نحوه ساختن سبدهای سهام اندازه-نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به این صورت است؛ در هر سال  $t$  بین ۱۳۷۰ و ۱۳۹۲ حد پنجک‌های اندازه در اسفندماه بر اساس ارزش روز شرکت‌ها تعیین شده و هر یک از شرکت‌ها به یکی از این دسته‌ها اختصاص داده می‌شوند. به همین ترتیب اختصاص شرکت‌ها به پنجک‌های مربوط به نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار انجام می‌پذیرد. ۲۵ سبد اندازه-نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار از اشتراک پنج گروه اندازه و پنج گروه نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به دست می‌آید. بازده ماهانه سبدها با استفاده از میانگین گیری وزنی از فرودین تا اسفند سال  $t + 1$  به دست آمده است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

ضریب مربوط به بازدهی نماینده اندازه در بازار خیزان تنها در ۴ مورد در سطح ۵ درصد بی‌معنا بوده و در سایر موارد، ضریب از نظر آماری غیر صفر به دست آمده است. این در حالی است که این ضریب در بازار افتان در موارد بیشتری بی‌معنا بوده که بیشتر این ضرایب مربوط به سبدهای با شرکت‌های بزرگ است. در واقع به نظر می‌رسد سرمایه‌گذاران در بازار خیزان نسبت به بازار افتان به صورت محدود، اهمیت بیشتری به ریسک اندازه می‌دهند.

نماینده مربوط به نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در سمت مقابل در بازار افتان بیش از بازار خیزان ارزش‌گذاری می‌شود (با توجه به اینکه ضرایب بیشتری در بازار افتان نسبت به بازار خیزان معنادار می‌شوند). تعداد ضرایب معنادار در سطح ۵ درصد مربوط به نماینده نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در بازار افتان ۱۴ عدد و در بازار خیزان ۱۱ عدد است. در مجموع به نظر می‌رسد ریسک سیستماتیک بازار در تمامی بازارهای افتان و خیزان ارزش‌گذاری می‌شود. این مساله تا حدودی برای ریسک مربوط به اندازه شرکت هم صادق است، اما در بازار افتان، ریسک ارزش دفتری به ارزش بازار برای سرمایه‌گذاران اهمیت بیشتری پیدا می‌کند.

#### ۷- اضافه کردن ریسک $P/E$ به مدل سه عاملی

تا این قسمت از این مقاله، بازسازی مدل فاما و فرنچ (۱۹۹۳) با استفاده از داده‌های بورس تهران برای سال‌های ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۳ انجام شده است. در کنار بررسی و آزمون پیش‌بینی مدل فاما و فرنچ در بورس تهران - که اهمیت بسزایی دارد - در این تحقیق، فرضیه دیگری نیز بررسی می‌شود. در میان فعالان بورس تهران، اهمیت بسیاری به نسبت قیمت به عایدی سهام یا همان  $P/E$  داده می‌شود. به همین جهت گمان‌نگارندگان مقاله حاضر بر این است که ریسک ناشی از پایین بودن نسبت قیمت به عایدی می‌تواند یکی از عوامل ریسک عمومی در بورس تهران باشد. از این رو، در این مقاله امکان توضیح‌دهندگی این عامل در کنار عوامل دیگر مدل فاما و فرنچ بررسی می‌شود. نتایج مطالعه حاضر برخلاف مقاله فاما و



فرنج (۱۹۹۲) که با یک مطالعه روی داده‌های مقطعی، عامل ریسک بودن نسبت P/E در بازار نزدیک را رد کرده است، تایید و اذعان می‌کند که در بازار بورس تهران، نسبت عایدی قیمت به عایدی سهام از عوامل تعیین‌کننده قیمت است.

برای آزمون این فرضیه، سبدهای نماینده برای ریسک پایین بودن نسبت P/E ساخته شده و در معادله رگرسیون در کنار مازاد بازدهی بازار، SMB و HML قرار داده می‌شود؛ به این صورت که شرکت‌ها در پایان هر سال به سه دسته براساس نسبت اشاره شده، تقسیم شده و در طول سال بعد بازده سبد نماینده که PE نام‌گذاری شده از تفاضل بازده ماهانه شرکت‌های با نسبت P/E پایین از بازده ماهانه شرکت‌های با نسبت P/E بالا به دست می‌آید.

بنا بر تئوری اقتصاد مالی، نسبت قیمت به عایدی، می‌تواند معیاری از سطح انتظارات سرمایه‌گذاران از رشد یک شرکت باشد. اگر انتظار بر رشد عایدی‌های آینده باشد، قیمت سهام بالا رفته و این نسبت افزایش می‌یابد. همچنین اگر انتظارات در مورد سودهای آینده شرکت خوشبینانه نباشد نسبت P/E کاهش خواهد یافت. به بیان دیگر، اگر دو شرکت به یک میزان سود تولید کنند چرا باید یک سرمایه‌گذار برای سهام ریسکی‌تر، قیمتی مساوی سهام دیگر بپردازد؟ بنابراین، انتظار داریم سهام ریسکی‌تر نسبت P/E پایین‌تری داشته باشد. تعبیر بازده‌های ماهانه‌ی سبد PE را می‌توان این‌گونه انجام داد که این متغیر پاداش ریسکی است که به ازای سرمایه‌گذاری در شرکت‌های ریسکی‌تر با نسبت P/E پایین‌تر به سرمایه‌گذاران تعلق می‌گیرد.

در مجموعه داده مورد استفاده این مطالعه، داده‌های مربوط به نسبت قیمت به عایدی شرکت‌ها برای سال‌های قبل از ۱۳۸۲ به صورت پراکنده وجود دارد. از این رو، برای بازه سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۸۱، این نسبت برای شرکت‌هایی که P/E آن‌ها موجود نیست از تقسیم قیمت پایانی به پیش‌بینی EPS ناخالص به دست آمده است. از آنجا که این داده‌ها برای سال‌های قبل از ۱۳۷۴ موجود نیست، تمامی نتایج این بخش با داده‌های سال‌های بعد از ۱۳۷۴ محاسبه شده است. با توجه به این ملاحظات، رگرسیون معادله (۱۱) برای بررسی عامل ریسک بودن نسبت P/E تخمین زده می‌شود.

(۱۱)

$$R(t) - RF(t) = a + b(RM(t) - RF(t)) + s SMB(t) + h HML(t) + p PE(t) + e(t)$$

نتایج این رگرسیون که در جدول (۸) ارائه شده، نشان می‌دهد ریسک پایین بودن نسبت قیمت سهام به عایدی یکی دیگر از شاخص‌های ریسک قیمت گذاری شده در بورس تهران است. ۹ عدد از ضرایب متغیر PE در سطح ۵ درصد معنادار شده و ضرایب تشخیص، افزایش قابل توجهی می‌یابند. همبستگی دو به دو متغیر PE با مازاد بازده بازار، SMB و HML برای بازه سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۹۳ به ترتیب ۰/۰۵، -۰/۰۲ و -۰/۴۹ است. بنابراین، با توجه به همبستگی منفی HML و PE انتظار داریم ضرایب متغیر HML نسبت به رگرسیون معادله (۱) در رگرسیون معادله (۶) افزایش داشته باشند. در واقع با اضافه کردن PE به معادله رگرسیون، تعداد ضرایب بی‌معنی HML به ۵ و تعداد ضرایب بی‌معنی SMB به ۲ عدد کاهش پیدا کرده است.

تا اینجا دیدیم که حتی در صورتی که سبدهای ۲۵ تایی براساس اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار ساخته شوند نیز نماینده ریسک قیمت به عایدی، توانایی قابل توجهی در توضیح بازدهی این سبدها خواهد داشت. از اینجا به بعد، تغییری در نحوه تشکیل سبدها ایجاد می‌کنیم به این ترتیب که نسبت قیمت به عایدی نیز در تشکیل سبدها نقش ایفا می‌کند. ابتدا همانند مقاله اصلی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) در پایان هر سال، شرکت‌ها را از بزرگ به کوچک مرتب می‌کنیم و آن‌ها را در پنج دسته براساس اندازه قرار می‌دهیم. این بار، دسته‌بندی دوم براساس نسبت قیمت به عایدی صورت می‌پذیرد و مستقل از دسته‌بندی قبلی شرکت‌ها در پنج دسته از P/E بالا تا P/E پایین قرار می‌گیرند و از اشتراک این دو دسته‌بندی، ۲۵ سبد اندازه و نسبت قیمت به عایدی تشکیل می‌شود. بازده‌های این سبدها که به‌عنوان متغیرهای وابسته در رگرسیون‌ها قرار داده می‌شوند به‌صورت میانگین وزنی محاسبه می‌شوند.

جدول (۸): رگرسیون مزاد بازده سهام روی مزاد بازده بازار (RM-RF)، بازده نماینده اندازه (SMB)، بازده نماینده نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (HML) و بازده نسبت قیمت به عایدی (PE): از فروردین ۱۳۷۴ تا اسفند ۱۳۹۳ (۲۴۰ ماه)

پنجک اندازه	پنجک نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار									
	پایین	۲	۳	۴	بالا	پایین	۲	۳	۴	بالا
	<i>t(b)</i>					<i>B</i>				
کوچک	۱/۲۳	۱/۶۲	۱/۲۸	۰/۹۸	۰/۷۳	۲/۶۱	۶/۳۲	۵/۴۲	۹/۸۴	۵/۱۳
۲	۰/۷۹	۰/۸۷	۰/۸۷	۱/۲۲	۱/۰۱	۷/۸۳	۲/۴۲	۸/۳۷	۱۱/۹۵	۹/۴۵
۳	۰/۸۴	۱/۱۵	۰/۸۴	۱/۱۰	۲/۰۰	۸/۷۵	۱۱/۲۹	۹/۸۷	۶/۵۲	۸/۲۲
۴	۰/۹۸	۱/۰۹	۱/۰۷	۰/۷۳	۰/۷۰	۱۰/۱۲	۱۰/۹۰	۱۲/۲۱	۳/۵۵	۳/۰۶
بزرگ	۱/۳۲	۰/۹۷	۱/۰۸	۱/۱۴	۰/۹۳	۲۱/۸۱	۱۸/۳۱	۱۰/۱۱	۱۱/۴۶	۹/۷۶
	<i>t(s)</i>					<i>S</i>				
کوچک	۱/۸۲	۱/۷۲	۱/۷۳	۰/۹۲	۱/۰۸	۳/۰۹	۵/۶۵	۶/۱۴	۷/۷۱	۶/۴۳
۲	۰/۷۲	۰/۹۹	۰/۸۴	۰/۹۴	۰/۹۴	۵/۹۶	۲/۵۸	۶/۷۹	۷/۷۵	۷/۳۷
۳	۰/۶۶	۱/۱۳	۰/۵۲	۱/۰۸	۱/۷۸	۵/۷۴	۹/۲۸	۵/۷۷	۵/۳۵	۶/۱۶
۴	۰/۱۶	۰/۷۵	۰/۰۳	۰/۴۰	۰/۳۵	۱/۳۶	۶/۲۹	۰/۲۴	۱/۶۳	۱/۲۸
بزرگ	-۰/۱۰	-۰/۱۸	-۰/۷۱	-۰/۱۷	-۰/۵۱	-۱/۴۱	-۲/۸۸	-۵/۵۸	-۱/۴۴	-۴/۳۰
	<i>t(h)</i>					<i>H</i>				
کوچک	-۳/۱۴	-۰/۴۶	۰/۵۲	۰/۲۸	۰/۷۴	-۶/۰۰	-۱/۶۵	۲/۰۳	۲/۵۹	۴/۸۴
۲	-۰/۲۱	-۰/۱۸	۳/۳	۰/۶۳	۰/۴۵	-۱/۸۶	-۰/۵۲	-۲/۹۱	۵/۶۸	۳/۸۴
۳	-۰/۴۴	۰/۰۵	۰/۲۸	۰/۷۵	۱/۰۹	-۴/۲۴	۰/۴۳	۳/۴۴	۴/۰۷	۴/۱۴
۴	۰/۰۱	-۰/۰۵	۰/۲۶	۰/۳۵	۰/۲۲	۰/۱۳	-۰/۴۴	۲/۷۱	۲/۵۶	۰/۸۸
بزرگ	-۰/۴۶	-۰/۲۰	۰/۱۱	۰/۷۱	۱/۰۹	-۶/۹۰	-۳/۴۳	۰/۹۹	-۶/۵۱	۹/۵۳
	<i>t(p)</i>					<i>P</i>				
کوچک	-۲/۰۰	۰/۰۵	۰/۲۲	-۰/۲۰	-۰/۳۱	-۲/۴۲	۰/۱۴	۰/۶۶	-۱/۳۸	-۱/۵۶
۲	۰/۰۹	۰/۱۳	۰/۱۰	۰/۰۵	-۰/۵۸	۰/۶۱	-۰/۲۸	۰/۶۵	۰/۳۷	-۳/۷۷
۳	-۰/۰۱	۰/۳۷	-۰/۲۳	-۰/۲۱	۰/۸۴	-۰/۰۸	۲/۵۶	-۲/۱۵	-۰/۸۶	۲/۴۳
۴	-۰/۳۴	۰/۰۹	-۰/۲۹	۰/۲۸	-۰/۹۳	-۲/۴۹	۰/۶۳	-۲/۳۰	۰/۹۵	-۲/۸۳
بزرگ	۰/۰۵	-۰/۱۹	-۰/۱۱	۰/۰۷	۰/۱۷	۰/۶۳	-۲/۵۵	-۰/۷۵	۰/۴۷	۱/۰۵
	<i>s(e)</i>					<i>R<sup>2</sup></i>				
کوچک	۰/۲۱	۰/۱۸	۰/۱۵	۰/۳۱	۰/۲۱	۰/۳۵	۰/۲۰	۰/۱۸	۰/۰۸	۰/۱۱
۲	۰/۲۳	۰/۰۴	۰/۲۴	۰/۳۹	۰/۳۴	۰/۰۸	۰/۲۵	۰/۰۸	۰/۰۸	۰/۰۸
۳	۰/۳۰	۰/۳۷	۰/۳۱	۰/۲۰	۰/۲۴	۰/۰۷	۰/۰۸	۰/۰۶	۰/۱۳	۰/۱۹
۴	۰/۳۲	۰/۳۲	۰/۴۳	۰/۰۵	۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۰۸	۰/۰۷	۰/۱۶	۰/۱۸
بزرگ	۰/۷۲	۰/۶۵	۰/۴۶	۰/۴۷	۰/۵۶	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۰۸	۰/۰۸	۰/۰۷

توضیح: نحوه ساختن سبدهای سهام اندازه-نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به این صورت است: در هر سال  $t$  بین ۱۳۷۳ و ۱۳۹۲ حد پنجک‌های اندازه در اسفندماه بر اساس ارزش روز شرکت‌ها تعیین شده و هر یک از شرکت‌ها به یکی از این دسته‌ها اختصاص داده می‌شوند. به همین ترتیب اختصاص شرکت‌ها به پنجک‌های مربوط به نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار انجام می‌پذیرد. ۲۵ سبد اندازه-نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار از اشتراک پنج گروه اندازه و پنج گروه نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به دست می‌آید. بازده ماهانه سبدها با استفاده از میانگین گیری وزنی از فروردین تا اسفند سال  $t + 1$  به دست آمده است.  $PE$  بازده سبد نماینده ریسک نسبت قیمت به عایدی. نحوه ساختن این بازده به این شکل است که در پایان هر سال شرکت‌ها در سه دسته نسبت  $P/E$  بالا، متوسط و پایین قرار می‌گیرند. اختلاف بازده متوسط شرکت‌های حاضر در دسته پایین از بازده متوسط شرکت‌های دسته بالا، بازده  $PE$  را می‌سازد. ماخذ: یافته‌های پژوهش

برای بازده‌های توضیح‌دهنده نیز به همان ترتیب بخش‌های مربوط به تخمین مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) عمل می‌کنیم و شرکت‌ها در پایان سال به سه دسته براساس نسبت قیمت به عایدی (بالا PH، متوسط PM و پایین PL) و به‌طور جداگانه به دو دسته براساس اندازه (بزرگ B و کوچک S) دسته‌بندی می‌شوند. بازده مربوط به این ۶ سبد به صورت ساده محاسبه شده و بازده نماینده اندازه SMB همانند معادله (۲) و بازده نماینده نسبت قیمت به عایدی براساس معادله (۱۲) محاسبه می‌شود.

$$PE = \frac{1}{2} (S/PL + B/PL) - \frac{1}{2} (S/PH + B/PH) \quad (12)$$

همانند آنچه برای رگرسیون معادله (۵) انجام شد، بررسی می‌کنیم که سه متغیر مازاد بازدهی بازار بورس، SMB و PE تا چه اندازه می‌توانند بازدهی‌های ۲۵ سبد یادشده را توضیح دهند. نتایج این بررسی در جدول (۹) آمده است.

(۱۳)

$$R(t) - RF(t) = a + b(RM(t) - RF(t)) + s SMB(t) + p PE(t) + e(t)$$

همان‌طور که انتظار می‌رفت در جدول (۹) ضریب PE با میزان نسبت قیمت به عایدی رابطه عکس دارد؛ به این معنی که سرمایه‌گذاران صرفه ریسک بالاتری را برای سهم‌های با نسبت پایین قیمت به عایدی طلب می‌کنند. همچنین میانگین ضرایب تشخیص برابر با ۰/۳۲ است در حالی که این مقدار برای مدل تک‌عاملی برابر با ۰/۱۹ و برای مدل سه عاملی فاما و فرنچ ۰/۳۰ بود. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت این مدل، عملکرد به نسبت قابل قبولی در توضیح بازدهی‌ها دارد.

ممکن است این سوال مطرح شود که آیا مدل چهار عاملی شامل ریسک بازار، SMB، HML و PE می‌تواند یک مدل بهتر برای توضیح بازدهی‌ها باشد یا خیر. از این رو، در

ادامه از نحوه دیگری از تشکیل سبدها استفاده می‌شود که شامل هر سه عامل اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و نسبت قیمت به عایدی است. در این روش، در پایان هر سال شرکت‌ها در سه مرحله براساس اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و نسبت قیمت به عایدی به سه دسته تقسیم می‌شوند که از اشتراک این دسته‌ها ۲۷ سبد تشکیل خواهد شد. در واقع سبد شماره ۱ به سبدهای اطلاق می‌شود که شرکت‌های موجود در آن کوچک با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین و نسبت P/E پایین هستند و سبد شماره ۲۷ نیز با شرکت‌های بزرگی که دو نسبت یادشده برای آن‌ها بالا است تشکیل می‌شود و سایر سبدها مشخصاتی مابین دارند. در طرف متغیرهای توضیح‌دهنده نیز برای تشکیل SMB، HML و PE، شرکت‌ها در پایان هر سال به دو دسته بزرگ (B) و کوچک (S)، با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا (H) و پایین (L) و نسبت قیمت به عایدی بالا (PH) و پایین (PL) دسته‌بندی می‌شوند. پس از این مرحله، سه متغیر یاد شده با استفاده از معادله‌های (۱۴)، (۱۵) و (۱۶) به دست می‌آیند.

(۱۴)

$$SMB = \frac{1}{4}(S/H/PH + S/H/PL + S/L/PH + S/L/PL) - \frac{1}{4}(B/H/PH + B/H/PL + B/L/PH + B/L/PL)$$

(۱۵)

$$HML = \frac{1}{4}(S/H/PH + S/H/PL + B/H/PH + B/H/PL) - \frac{1}{4}(S/L/PH + S/L/PL + B/L/PH + B/L/PL)$$

(۱۶)

$$PE = \frac{1}{4}(S/H/PL + B/H/PL + S/L/PL + B/L/PL) - \frac{1}{4}(S/H/PL + B/H/PL + S/L/PL + B/L/PL)$$

این نحوه ایجاد سبدها به این منظور صورت می‌پذیرد تا بر نقش توضیح‌دهندگی نسبت قیمت به عایدی در کنار عوامل ریسک معرفی شده توسط فاما و فرنچ تاکید بیشتری شود. تفاوت این قسمت با قسمت اول این بخش در آن است که نسبت P/E در تشکیل سبدها نیز اهمیت دارد و همان‌طور که در ادامه توضیح داده خواهد شد این امر به توضیح هر چه بهتر بازده شرکت‌های بورس تهران خواهد انجامید.

نتایج معادله رگرسیون (۶) با روش تشکیل سبدهای جدید در جدول (۱۰) آورده شده است؛ همانند جدول (۹) مشاهده می‌شود حتی با کنترل اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری نیز ضریب عامل ریسک مربوط به نسبت قیمت به عایدی برحسب میزان این نسبت نزولی است. به‌طور مثال، این ضریب برای پرتفوی‌های با اندازه کوچک و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری بالا به ترتیب برای گروه‌های با نسبت قیمت به عایدی پایین، متوسط و بالا برابر است با ۰/۵۳، ۰/۰۴- و ۱/۱۰- . این روند کاهنده تقریباً برای تمام حالت‌ها مشاهده می‌شود. این مشاهده ادعای نگارندگان مقاله مبنی بر اینکه سرمایه‌گذاران دارایی‌های با نسبت پایین قیمت به عایدی را ریسکی‌تر می‌دانند، تایید می‌کند. همچنین ضرایب تشخیص به نسبت پایین هستند به‌طوری که ۷ عدد از آن‌ها کمتر از ۰/۲ هستند. این امر حاکی از آن است که حتی با افزودن عامل نسبت قیمت به عایدی، مدل نمی‌تواند تغییرات بازدهی این سبدها را تا حد بالایی توضیح دهد. البته کوچک بودن اندازه سبدها و افزایش سهم ریسک‌های ویژه می‌تواند دلیلی بر قدرت توضیح‌دهندگی این مدل باشد.

جدول (۹): رگرسیون مازاد بازده سهام روی مازاد بازده بازار (RM-RF). بازده نماینده اندازه (SMB) و بازده نماینده نسبت قیمت به عایدی (PE): از فروردین ۱۳۷۴ تا اسفند ۱۳۹۳ (۲۰ ماه)

اندازه	پنجک نسبت قیمت به عایدی									
	پایین	۲	۳	۴	بالا	پایین	۲	۳	۴	بالا
	$t(b)$					$B$				
کوچک	۰/۸۹	۰/۸۴	۰/۹۷	۱/۲۳	۲/۱۹	۵/۸۸	۶/۵۳	۶/۱۲	۷/۸۳	۴/۶۹
۲	۰/۷۷	۱/۱۶	۰/۹۶	۰/۹۳	۱/۱۹	۲/۴۳	۹/۰۸	۱۰/۱۰	۷/۴۴	۷/۸۱
۳	۱/۰۶	۰/۹۳	۰/۸۹	۰/۹۰	۰/۹۷	۱/۰۹	۱۰/۱۲	۷/۳۷	۱۱/۸۹	۶/۵۴
۴	۰/۶۱	۱/۱۸	۰/۷۱	۰/۸۰	۱/۱۵	۲/۲۳	۴/۷۲	۳۰/۸	۱۰/۴۳	۸/۷۱
بزرگ	۱/۱۱	۱/۰۱	۰/۹۸	۰/۹۹	۱/۳۱	۱۰/۲۷	۱۲/۲۲	۱۲/۸۸	۱۵/۵۸	۱۲/۴۲
	$t(s)$					$S$				
کوچک	۱/۳۵	۰/۹۱	۱/۱۵	۰/۸۷	۳/۱۴	۷/۱۹	۵/۶۸	۵/۹۴	۴/۴۷	۵/۴۱
۲	۱/۳۸	۱/۴۵	۰/۸۲	۰/۷۲	۱/۲۳	۳/۴۹	۹/۰۸	۶/۹۷	۴/۶۶	۶/۴۹
۳	۰/۹۸	۰/۹۲	۰/۹۶	۰/۶۲	۱/۳۵	۴/۴۷	۸/۰۴	۷/۱۳	۶/۵۸	۱/۸۹
۴	۰/۸۳	-۰/۱۱	۰/۳۸	۰/۲۸	۰/۳۰	۲/۵۳	-۰/۳۵	۳/۵۸	۲/۹۳	۱/۸۱
بزرگ	-۰/۰۶	-۰/۵۵	-۰/۵۲	۰/۰۵	-۰/۶۳	-۰/۴۷	-۵/۳۶	-۵/۴۴	۰/۵۸	-۲/۷۴
	$t(p)$					$P$				
کوچک	۰/۵۴	۰/۳۴	-۰/۰۲	-۰/۲۲	-۱/۰۴	۳/۳۰	۲/۴۱	-۰/۱۱	-۱/۳۱	-۲/۰۶
۲	۰/۹۶	۰/۶۲	۰/۲۲	۰/۱۵	-۰/۳۵	۲/۷۸	۴/۵۰	۲/۱۴	۱/۰۸	-۲/۱۰
۳	۰/۵۲	۰/۴۲	۰/۱۸	-۰/۰۵	-۰/۷۴	۴/۵۶	۴/۲۳	۱/۵۸	-۰/۶۶	-۲/۹۶
۴	۱/۰۵	۰/۱۳	۰/۰۵	۰/۱۰	۰/۰۹	۳/۶۵	۰/۴۶	۰/۴۹	۱/۱۹	۰/۶۱
بزرگ	۰/۸۲	۰/۶۸	۰/۲۴	-۰/۱۰	-۱/۰۳	۷/۰۳	۷/۶۶	۲/۹۵	-۱/۴۶	-۸/۹۳
	$s(e)$					$R^2$				
کوچک	۰/۲۳	۰/۲۰	۰/۱۸	۰/۲۱	۰/۱۴	۰/۱۱	۰/۰۹	۰/۱۱	۰/۱۱	۰/۳۳
۲	۰/۰۸	۰/۳۶	۰/۳۳	۰/۲۰	۰/۲۴	۰/۲۳	۰/۰۹	۰/۰۷	۰/۰۹	۰/۱۱
۳	۰/۳۷	۰/۳۷	۰/۲۴	۰/۳۸	۰/۱۷	۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۰۸	۰/۰۵	۰/۱۰
۴	۰/۰۹	۰/۱۳	۰/۲۳	۰/۳۴	۰/۲۷	۰/۱۹	۰/۱۸	۰/۰۶	۰/۰۵	۰/۰۹
بزرگ	۰/۵۰	۰/۶۶	۰/۶۳	۰/۵۷	۰/۵۶	۰/۰۸	۰/۰۶	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۸

PE بازده سبد نماینده ریسک نسبت قیمت به عایدی، محاسبه شده با استفاده از معادله (۷)

توضیح: نحوه ساختن سبدهای سهام اندازه-نسبت قیمت به دارایی به این صورت است: در هر سال آیین ۱۳۷۳ و ۱۳۹۲ حد پنجک‌های اندازه در اسفندماه بر اساس ارزش روز شرکت‌ها تعیین شده و هر یک از شرکت‌ها به یکی از این دسته‌ها اختصاص داده می‌شوند. به همین ترتیب اختصاص شرکت‌ها به پنجک‌های مربوط به نسبت قیمت به عایدی انجام می‌پذیرد. ۲۵ سبد اندازه-نسبت قیمت به عایدی از اشتراک پنج گروه اندازه و پنج گروه نسبت قیمت به عایدی به دست می‌آید. بازده ماهانه سبدها با استفاده از میانگین گیری وزنی از فروردین تا اسفند سال  $t + 1$  به دست آمده است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول (۱۰): رگرسیون مزاد بازده سهام روی مزاد بازده بازار (RM-RF)، بازده نماینده اندازه  
 (SMB) بازده نماینده نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (HML) و بازده نماینده نسبت قیمت  
 به عایدی (PE): از فروردین ۱۳۷۴ تا اسفند ۱۳۹۳ (۲۴۰ ماه)

		سه ک نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار						سه ک		
		پایین		بالا		پایین		بالا		اندازه
		۲		۲		۲		۲		
		پایین		بالا		پایین		بالا		قیمت به عایدی
B	کوچک	۰/۵۱	۰/۶۰	۰/۹۱	۰/۸۶	۰/۸۵	۰/۸۵	۰/۹۴	۱/۳۰	
	۲	۰/۹۷	۰/۹۷	۰/۵۸	۰/۸۷	۰/۸۶	۰/۸۳	۰/۸۲	۰/۸۲	
	بزرگ	۰/۸۷	۱/۱۱	۱/۲۱	۱/۰۴	۰/۹۱	۰/۹۳	۰/۹۱	۰/۸۳	
		پایین		۲		پایین		بالا		قیمت به عایدی
t(b)	کوچک	۱/۸۱	۱/۷۲	۷/۸۵	۶/۸۹	۸/۵۲	۷/۳۱	۵/۲۴	۴/۶۸	۷/۸۷
	۲	۸/۱۷	۹/۹۰	۱/۸۷	۸/۸۴	۹/۸۱	۷/۵۹	۹/۵۶	۷/۴۷	۶/۹۷
	بزرگ	۷/۰۳	۱۱/۲۳	۸/۸۷	۱۳/۷۹	۱۱/۱۲	۱۱/۳۷	۱۹/۳۹	۲/۸۹	۳/۹۵
		پایین		۲		پایین		بالا		قیمت به عایدی
S	کوچک	۰/۹۰	۰/۸۰	۱/۱۶	۰/۵۶	۰/۴۱	۰/۹۱	۰/۸۹	۲/۸۴	۱/۳۴
	۲	۰/۶۱	۰/۸۴	۱/۱۱	۰/۷۸	۰/۵۰	۰/۵۷	۰/۴۱	۰/۳۴	۰/۵۲
	بزرگ	-۰/۴۶	-۰/۵۹	-۰/۰۱	-۰/۳۰	-۰/۳۳	-۰/۰۸	-۰/۰۴	-۰/۴۴	-۰/۶۴
		پایین		۲		پایین		بالا		قیمت به عایدی
t(s)	کوچک	۲/۹۰	۲/۰۶	۹/۰۰	۳/۹۰	۳/۷۵	۷/۰۸	۳/۹۷	۶/۱۸	۷/۳۵
	۲	۴/۶۲	۷/۷۸	۳/۲۲	۷/۲۰	۵/۱۹	۴/۸۹	۴/۲۹	۲/۸۰	۴/۰۱
	بزرگ	-۳/۲۲	-۵/۴۰	-۰/۰۸	-۶/۶۳	-۳/۶۹	-۰/۸۸	۰/۴۸	-۱/۲۰	-۶/۳۷
		پایین		۲		پایین		بالا		قیمت به عایدی
H	کوچک	-۰/۴۰	-۰/۰۵	۱/۱۸	۰/۰۹	۰/۵۴	۰/۴۵	-۰/۵۶	۱/۳۳	۱/۹۶
	۲	۰/۳۰	۰/۷۵	۱/۳۸	۰/۲۳	۰/۱۵	۰/۵۲	-۰/۱۵	۰/۲۷	۰/۳۸
	بزرگ	۰/۱۳	۰/۴۰	۰/۹۶	-۰/۵۵	۰/۴۷	۰/۷۲	-۰/۴۶	۰/۵۳	۲/۱۵
		پایین		۲		پایین		بالا		قیمت به عایدی
t(h)	کوچک	-۱/۱۱	-۰/۱۲	۸/۰۴	۰/۵۶	۴/۲۴	۳/۰۷	-۲/۱۹	۲/۵۳	۴/۵۸
	۲	۱/۹۸	۶/۰۳	۳/۵۱	۱/۸۷	۱/۳۶	۳/۸۹	-۱/۳۷	۱/۹۰	۲/۵۴
	بزرگ	-۰/۸۶	۳/۲۱	۵/۵۳	-۵/۸۰	۴/۵۹	۶/۹۲	-۵/۳۸	۱/۲۸	۷/۵۴



ادامه جدول (۱۰) -

		سه ک نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار						سه ک اندازه		
		پایین		بالا		پایین		بالا		
		۲		۲		پایین		۲		
		بالا		بالا		پایین		بالا		
P	کوچک	۰/۵۳	۰/۹۹	۰/۵۱	-۰/۰۴	۰/۱۷	-۰/۱۶	-۱/۱۰	-۱/۸۷	-۰/۱۴
	۲	۰/۴۳	۰/۵۳	۱/۰۰	۰/۰۰	۰/۱۳	۰/۲۰	-۰/۴۵	-۰/۰۷	۰/۰۰
	بزرگ	۰/۶۶	۰/۷۱	۰/۷۱	-۰/۰۶	۰/۶۶	۰/۵۷	-۰/۵۴	-۱/۴۶	-۲/۰۷
t(p)	کوچک	۱/۳۰	۱/۹۵	۳/۰۴	-۰/۲۲	۱/۲۱	-۰/۹۳	-۳/۷۷	-۲/۹۳	-۰/۵۹
	۲	۲/۴۷	۳/۷۲	۲/۲۱	-۰/۰۲	۰/۹۹	۱/۳۲	-۳/۵۶	-۰/۴۴	-۰/۰۳
	بزرگ	۳/۶۱	۴/۹۴	۳/۶۱	-۰/۵۵	۵/۶۰	۴/۷۷	-۵/۶۰	-۳/۰۷	-۶/۱۶
R <sup>2</sup>	کوچک	۰/۰۸	۰/۰۵	۰/۳۷	۰/۱۸	۰/۲۹	۰/۲۳	۰/۱۶	۰/۱۸	۰/۲۷
	۲	۰/۲۶	۰/۳۸	۰/۰۸	۰/۲۸	۰/۳۰	۰/۲۴	۰/۳۰	۰/۲۰	۰/۱۸
	بزرگ	۰/۳۲	۰/۵۹	۰/۴۱	۰/۵۹	۰/۵۶	۱/۵۳	۱/۶۸	۰/۱۳	۰/۶۴

SMB بازده سید نماینده ریسک اندازه، محاسبه شده با استفاده از معادله (۹) HML بازده سید نماینده ریسک نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، محاسبه شده با استفاده از معادله (۱۰). PE بازده سید نماینده ریسک نسبت قیمت به عایدی، محاسبه شده با استفاده از معادله (۱۱)

توضیح: نحوه ساختن سبدهای سهام اندازه-نسبت قیمت به عایدی-نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری به این صورت است: در هر سال آیین ۱۳۷۳ و ۱۳۹۲ حد سه ک‌ها برای هر یک از معیارها مشخص می‌شود، از این رو، براساس هر معیار، شرکت‌ها ۳ دسته می‌شوند. حال از اشتراک این دسته‌ها (۲۷ دسته) سبدهای سهام اندازه-نسبت قیمت به عایدی-نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری ساخته می‌شوند. بازده ماهانه سبدها با استفاده از میانگین گیری وزنی از فروردین تا اسفند سال  $t + 1$  به دست آمده است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

### ۸- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

مطالعه حاضر با استفاده از داده‌های شرکت‌های بورسی و فرابورسی بازار اوراق بهادار تهران از سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۳ نشان می‌دهد که عوامل ریسک عمومی پیشنهاد شده توسط فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، یعنی ریسک ناشی از کوچک بودن شرکت و همچنین ریسک ناشی از بالا بودن نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در بورس تهران، قیمت گذاری می‌شوند.

اولین دستاورد این مقاله تایید دیگری بر جهانی بودن اهمیت دو عامل ریسک معرفی شده توسط فاما و فرنچ است. با پذیرش اهمیت این عوامل، سوالات قابل توجه دیگری مطرح می‌شود؛ به‌طور مثال، آیا عوامل ریسک دیگری نیز در قیمت‌داری‌ها موثر هستند یا خیر؟ آیا این عوامل ریسک در تمامی دوران‌های بورس از اهمیت یکسانی برخوردار هستند یا اهمیت آن‌ها ناشی از شرایط بازار است؟ در این راستا دو مطالعه در این پژوهش صورت گرفته است.

دومین دستاورد این مقاله بررسی اهمیت این عوامل ریسک در شرایط بازارهای افتان‌وخیزان است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد اثر دو عامل اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در دو بازار افتان‌وخیزان تفاوت چشم‌گیری ندارد، هر چند که به نظر می‌رسد سرمایه‌گذاران در بازار خیزان نسبت به بازار افتان به‌صورت محدود، اهمیت بیشتری به ریسک اندازه می‌دهند. در حالی که این مساله در مورد ریسک نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار معکوس بوده و این ریسک در بازار افتان بیشتر مورد توجه است.

سومین نتیجه مطالعه حاضر آن است که در بازار بورس تهران برخلاف برخی بورس‌های دیگر، ریسک ناشی از پایین بودن نسبت قیمت به عایدی در قیمت‌گذاری موثر است. در این مقاله نشان داده شد که سرمایه‌گذاران برای سرمایه‌گذاری در شرکت‌های با نسبت قیمت به عایدی پایین، بازدهی بالاتری نسبت به دیگر شرکت‌ها طلب می‌کنند. با وجود اینکه عامل ریسک جدید (نسبت قیمت به عایدی) نقش معناداری در توضیح بازدهی انتظاری شرکت‌ها دارد، هنوز مدل ۴ عاملی (مدل فاما و فرنچ تعمیم یافته)، قادر نیست بخش مهمی از نوسانات بازده بسیاری از شرکت‌ها را توضیح دهد. این نتیجه نشان می‌دهد که توضیح بازدهی شرکت‌های بورس تهران نیاز به مطالعات تجربی و تئوری بیشتری دارد.

## منابع

- اشراق‌نایب‌جهرمی، عبدالحمید و نشوادیان، کامیار (۱۳۸۷). آزمایش مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله علمی و پژوهشی شریف*، شماره ۴۵، ۳۹-۴۶.
- اکبری‌مقدم، بیت‌الله، رضایی، فرزین و نوروزی، علی (۱۳۸۸). مقایسه قدرت پیش‌بینی برای مدل‌های فاما و فرنچ و ارزش بتا و بازده مورد انتظار سهام. *مدلسازی اقتصادی*، شماره ۷، ۵۵-۷۶.
- اسلامی بیگدلی، غلام‌رضا و خجسته، محمدعلی (۱۳۸۸). ارتقای تبیین بازده مورد انتظار مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ با استفاده از بهره‌وری سرمایه. *تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، شماره ۱، ۵۰-۷۴.
- اسلامی بیگدلی، غلام‌رضا و شاهسونی، داوود (۱۳۹۱). ارزیابی توانایی مدل مبتنی بر ویژگی‌های سهام در مقایسه با مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ در تبیین اختلاف بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۱-۱۳۸۶. *تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، شماره ۱۳، ۴-۱۹.
- رضائی، جواد و کامیابی، یحیی (۱۳۹۶). مقایسه مدل شش عاملی با مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در تبیین بازده مورد انتظار سرمایه‌گذار. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۷۰، صص ۲۰۷-۲۳۱.
- شعری، صابر و آغازیان، ناره (۱۳۸۷). آزمون تجربی مدل فاما و فرنچ در تبیین بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران. *مطالعات حسابداری*، شماره ۱۹، ۱۱۵-۱۳۴.
- صادقی‌شریف، سیدجلال، عبدالرضا، تالانه و عسکری‌راد، حسین (۱۳۹۲). اثر عامل مومنتوم بر توان توضیحی الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. *دانش حسابداری*، شماره ۱۲، ۵۹-۸۸.
- طالب‌نیا، قدرت‌الله و احمدی نظام‌آبادی، فاطمه (۱۳۸۹). بررسی قدرت پیش‌بینی مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ و مدل ارزش در معرض خطر در انتخاب پرتفوی بهینه سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *حسابداری مدیریت*، شماره ۶، ۴۹-۶۲.
- عباسی، ابراهیم و غزلجه، غفار (۱۳۹۱). آزمون تاثیر الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ در پراکندگی بازده سبب سهام. *دانش حسابداری*، شماره ۱۱، ۱۶۱-۱۸۰.
- مجتهدزاده، ویدا و طارمی، مریم (۱۳۸۵). آزمون مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران جهت پیش‌بینی بازده سهام. *پیام مدیریت*، شماره ۱۷ و ۱۸، ۱۰۹-۱۳۲.
- Aleati, A., Gottardo, P., and Murgia, M. (2000). The pricing of Italian equity returns. *Economic Notes*, 29(2), 153-177.
- Banz, R. W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, 9(1), 3-18.
- Brailsford, T., Gaunt, C., and O'Brien, M. A. (2012). Size and book-to-market factors in Australia. *Australian Journal of Management*, 37(2), 261-281.

- Basu, S. (1983). The relationship between earnings' yield, market value and return for NYSE common stocks: Further evidence. *Journal of Financial Economics*, 12(1), 129-156.
- Bhandari, L. C. (1988). Debt/equity ratio and expected common stock returns: Empirical evidence. *The Journal of Finance*, 43(2), 507-528.
- Fischer, B. (1993). Beta and return. *Journal of Portfolio Management*, 20(1), 8-18.
- Daniel, K., and Titman, S. (1997). Evidence on the characteristics of cross sectional variation in stock returns. *The Journal of Finance*, 52(1), 1-33.
- Fama, E. F., and French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, 47(2), 427-465.
- Fama, E. F., and 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., and French, K. R. (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *The Journal of Finance*, 51(1), 55-84.
- Fama, E. F., and French, K. R. (1998). Value versus growth: The international evidence. *The Journal of Finance*, 53(6), 1975-1999.
- Kothari, S. P., Shanken, J., and Sloan, R. G. (1995). Another look at the cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, 50(1), 185-224.
- Lintner, John. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *The Review of Economics and Statistics*, 47(1), 13-31.
- MacKinlay, A. C. (1995). Multifactor models do not explain deviations from the CAPM. *Journal of Financial Economics*, 38(1), 3-28.
- Malin, M., and Veeraraghavan, M. (2004). On the robustness of the Fama and French Multifactor Model: Evidence from France, Germany, and the United Kingdom. *International Journal of Business and Economics*, 3(2), 155-176.
- Merton, R. C. (1973). An intertemporal capital asset pricing model. *Econometrica*, 41(5), 867-887.
- Sharma, R., and Mehta, K. (2013). Cross section of stock returns in India: Fama and French three Factor Model. In International Conference on Management and Information Systems (pp. 16-32).
- Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A Theory of market equilibrium under conditions of risk. *The Journal of Finance*, 19(3), 425-442.
- Silvestri, A., and Veltri, S. (2011). On the robustness of Fama and French Model: Evidence from Italy. *Journal of Applied Finance and Banking*, 1(4), 201-221.