

Multi-Factor asset pricing model in Iranian Capital Market

Reza Eyvazloo^{*}, Yasaman Hashemi^{}, Amirali Qorbani^{***}**

Abstract

Eight-factor pricing model of Skoc̃ir and Lonc̃arski (2018) is a development of Fama and French (2016). They attempt to improve the explanatory power of the model by adding three factors; default risk, liquidity and momentum, in response to some anomalies of the model. Findings show that explanatory power of the model depends highly on variable selection. Efficiency of the model has not been approved in the mentioned confidence interval. But, evidence of the new factors` power and their impact on improvement of the model shows that in combination with 5- factor model, momentum has better performance and default has the worst performance. In addition, through combination of 2 factors, intercept analysis implies that combination of liquidity and momentum leads to a better performance.

Keywords: Asset pricing; Fama and French Models; GRS Test; Default risk; Liquidity risk; Momentum.

Received: 2020.August.31, Accepted: 2021.January.09.

^{*}Assistant Prof., Department of Financial Management and Insurance, University of Tehran, Tehran, Iran.

^{**} Master's student in Financial Management, University of Tehran, Tehran, Iran (Corresponding Author).

E-mail: yasaman.hashemi74@gmail.com

^{***} Master's student in Financial Management, University of Tehran, Tehran, Iran.

مدل قیمت گذاری چندعاملی در بازار سرمایه ایران

رضا عیوض لو*، یاسمن هاشمی**، امیرعلی قربانی***

چکیده

مدل هشت عاملی اسکاکیر و لانکر سکی (۲۰۱۸)، بسط یافته مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۶) است. این دو محقق با افزودن سه عامل ریسک نکول، نقدشوندگی و مومنتوم سعی در بهبود قدرت تبیین کنندگی مدل داشته و دنبال یافتن پاسخی برای برخی نابهنجاری‌های این مدل بوده‌اند. هدف این پژوهش بررسی کارایی عوامل یادشده در قالب مدل قیمت گذاری دارایی‌ها در بازار سرمایه ایران است. یافته‌ها نشان می‌دهند که قدرت توضیح دهنده مدل‌ها تا حد بسیار زیادی به نحوه گزینش عوامل بستگی دارد. کارایی مدل‌ها در سطح معنی داری مورد توجه، مورد تأیید نبوده است. لیکن نتایج درباره قدرت عوامل جدید و اثر آن‌ها بر ارتقای مدل پنج عاملی در ترکیبات مختلف نشان می‌دهد که در ترکیب تنها یکی از عوامل با مدل پنج عاملی، مومنتوم عملکرد بهتری داشته و ریسک نکول ضعیف‌ترین عملکرد را ارائه کرده است. در ترکیب دو عامل از میان عوامل، بررسی عرض از مبدأ نشان می‌دهد که ترکیب ریسک نقدشوندگی و مومنتوم باعث بهبود بیشتری شده است.

کلیدواژه‌ها: قیمت گذاری دارایی‌ها، مدل‌های فاما و فرنچ، آزمون GRS، ریسک نکول، ریسک نقدشوندگی، مومنتوم.

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۹/۰۶/۱۰، تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۹/۱۰/۲۰.

* استادیار، گروه مدیریت مالی و بیمه، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

** دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت مالی، دانشگاه تهران، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

E-mail: yasaman.hashemi74@gmail.com

*** دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت مالی، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

۱. مقدمه

برای تبیین رابطه ریسک و بازده، مدل‌های بسیاری ارائه شده‌اند. اولین آن‌ها مدل مارکوویتز (۱۹۵۲) است که شیوه‌ای برای تشکیل پرتفوی با حداکثر بازدهی و حداقل ریسک است بیان کرده و آن را با عنوان پرتفوی بهینه معرفی می‌کند [۲۴]. پژوهش وی با عنوان نظریه نوین پرتفوی یا تحلیل میانگین-واریانس مطرح شده‌است. مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، که توسط شارپ (۱۹۶۴) و لیتنر (۱۹۶۵) ارائه شده‌است، تنها عامل بتا را به عنوان عامل تعیین‌کننده ریسک شناخته‌است [۳۴، ۲۳]. پس از مطالعات گوناگون پیرامون مدل، محققان بسیاری به دقت نبودن این مدل در بیان رابطه ریسک و بازده دارایی پی بردند و برای بهبود این مدل دست به ارائه مدل‌های چندعاملی مختلفی زدند. محققان تلاش کرده‌اند با لحاظ کردن سایر عوامل ریسک، ناهمسانی‌های یافت‌شده در تحقیقات مختلف را رفع کرده و مدل بهتر و دقیق‌تری را ارائه دهند. در این میان، تحقیقات فاما و فرنچ مورد توجه بسیاری قرار گرفت. این دو محقق ابتدا تنها با لحاظ کردن دو عامل اندازه و نسبت ارزش دفتری به بازاری حقوق سهامداران، علاوه بر عامل بازار، مدل سه‌عاملی خود را در سال ۱۹۹۳ معرفی کردند. سپس در سال ۲۰۱۶ با افزودن دو عامل سرمایه‌گذاری و سودآوری، مدل خود را تکمیل و در قالب مدلی پنج‌عاملی توسعه دادند [۱۶، ۱۳]. اگرچه مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌گذاری از قدرت توضیح‌دهندگی بیشتری برخوردار است اما این مدل بخشی از ناهمسانی‌های اشاره‌شده در تحقیقات کرهاوت (۱۹۹۷)، با لحاظ کردن مومنتوم، پاستور و استمباق (۲۰۰۳)، با در نظر گرفتن نقدشوندگی، وسلو و شینگ (۲۰۰۴)، با لحاظ کردن ریسک نکول، را در نظر نمی‌گیرد. در نهایت اسکاکی و لانکرسکی (۲۰۱۸) مدل جامعی را بررسی و معرفی کردند که در آن علاوه بر پنج عامل بیان‌شده در مدل فاما و فرنچ، سه عامل دیگر مومنتوم، نقدشوندگی و ریسک نکول نیز لحاظ شده‌اند [۲۹، ۵، ۳۸، ۳۵].

آنچه در این تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرد قدرت توضیح‌دهندگی مدل هشت‌عاملی تعیین‌شده در پژوهش اسکاکی و لانکرسکی در بازار سرمایه ایران است. این مقاله بررسی می‌کند که آیا سرمایه‌گذارانی که در بازار سرمایه ایران دست به معامله و تشکیل پرتفو می‌زنند، می‌توانند از این مدل برای تبیین رابطه بین ریسک و بازده و قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی در این بازارها استفاده کنند یا خیر. قدرتمندی مدل در بیان این رابطه به بهبود کارایی بازار سرمایه نیز منجر می‌شود زیرا عواملی گسترده‌تر از ریسک در قیمت‌گذاری لحاظ شده و اثر آن‌ها دیده شده‌است.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

سرمایه‌گذاران برای بررسی موقعیت‌های سرمایه‌گذاری خود به منظور انتخاب بهترین و سودآورترین آن‌ها به دو مؤلفه ریسک و بازده توجه می‌کنند. از آنجایی که یکی از مفروضات اساسی

در تئوری‌های ارزش‌گذاری، فرض ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران است؛ سرمایه‌گذاران به دنبال حداکثرسازی بازدهی و حداقل‌سازی ریسک موقعیت سرمایه‌گذاری خود هستند. برای بررسی موقعیت‌هایی که این هدف را تأمین کنند، مدل‌های مالی ارائه شده است. اولین و ساده‌ترین مدل، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای^۱ بوده که مدلی مرکزی در اقتصاد مالی مدرن است. این مدل با وجود نارسایی‌های بسیاری که در توضیح‌دهندگی رابطه ریسک و بازده دارد و ناهمسانی‌های بسیاری که در آزمون مدل مشاهده شده‌اند، به علت سادگی یکی از پرکاربردترین مدل‌های موجود در زمینه ارزش‌گذاری است. محاسبه نرخ بازدهی به عنوان معیاری برای ارزیابی موقعیت‌های سرمایه‌گذاری موجود وظیفه حیاتی این رابطه است.

همانطور که اشاره شد، این مدل دارای ایرادهایی است که موجب می‌شود رابطه بین ریسک و بازده به طور کامل بیان نشود. مطالعات بسیاری، از جمله فاما و فرنچ، به نارسایی‌هایی در این مدل رسیدند که نشان از ضعف این مدل داشت. از جمله ایرادهای وارده، تک‌عاملی بودن مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای است. این مدل تنها عامل بازار را به عنوان بازده مؤثر در نظر می‌گیرد. در حالی که مطالعات آن‌ها نشان داد که دو عامل دیگر هم بر بازده اثر می‌گذارند و موجب تقویت توضیح‌دهندگی مدل می‌شوند.

بنز (۱۹۸۱) با بررسی اندازه شرکت‌ها و با در نظر گرفتن ارزش بازاری آن‌ها نشان داد که سهام شرکت‌های کوچک، بازدهی بهتری نسبت به سهام شرکت‌های بزرگ به دست می‌آورند [۳]. استاتمن (۱۹۸۰) و روزنبرگ (۱۹۸۵) در تحقیقات خود به این نتیجه دست یافتند که سهام شرکت‌هایی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری سرمایه $\left(\frac{B}{M}\right)$ بزرگ‌تر، بازدهی بیشتری نسبت به سهام شرکت‌هایی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری سرمایه کوچک‌تر به دست می‌آورند. دستاورد با اهمیت نتایج این مطالعات بر علم ارزش‌گذاری، توجه به عوامل دیگر ریسک است که ناهمسانی‌های موجود در رابطه را بر طرف می‌کنند [۳۶، ۳۱]. سرانجام در سال ۱۹۹۲ فاما و فرنچ نتایج به دست آمده از مطالعات پیشین را به طور همزمان در یک مدل خلاصه کردند و به بررسی رابطه بازدهی با این عوامل پرداختند. آن‌ها نشان دادند که دو عامل اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری سرمایه، که آن را ارزش خواندند، اثر دو عامل نسبت قیمت به سود و اهرم را از بین می‌برند و بر همین اساس مدل سه‌عاملی خود را در سال ۱۹۹۳ معرفی کردند [۱۲].

پژوهش‌های بسیاری به بررسی دقت مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ پرداختند و باید گفت اگرچه این مدل، از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای دقت بیشتری در بیان رابطه بین بازده و ریسک دارایی‌ها دارد؛ اما همچنان ضعف‌هایی دارد. کرهاوت با تأثیر از مطالعاتی که بازدهی را با عامل مومنتوم مرتبط می‌دانستند، مدل چهارعاملی (۱۹۹۷) را ارائه کرد که علاوه بر سه عامل مطرح شده در مدل فاما و فرنچ، عامل مومنتوم را نیز لحاظ کرده بود و با آزمون توان توضیح‌دهندگی مدل

خود نشان داد که مدل چهارعاملی وی عملکرد بهتری نسبت به مدل فاما و فرنچ دارد. پاستور و استامباق (۲۰۰۳) با لحاظ کردن عامل نقدشوندگی سعی کردند مدل سهعاملی فاما و فرنچ را بهبود بخشند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که نقدشوندگی برای سرمایه‌گذاران عامل بسیار مهمی بوده و در بازدهی نقش تعیین‌کننده‌ای دارد. تحقیقات تجربی وسلو و شینگ (۲۰۰۴) به معرفی عامل ریسک دیگری که بر بازده تأثیرگذار است پرداختند. آن دو، ریسک نکول را در مدل قیمت‌گذاری خود به عنوان یکی دیگر از عوامل ریسک لحاظ کرده و نشان دادند که ریسک نکول نیز در قیمت‌گذاری نقش دارد. مطالعات گسترده دیگری همچون هاگن و بیکر (۱۹۹۶)، کوهن (۲۰۰۲)، تیتمن (۲۰۰۴)، فاما و فرنچ (۲۰۰۸)، نووی و مارکس (۲۰۱۳) و هو (۲۰۱۵) باعث شدند تا فاما و فرنچ در سال ۲۰۱۶ مدل پنج‌عاملی خود را مطرح کنند [۱۹، ۳۷، ۱۷، ۳۱، ۲۴].

در میان تحقیق‌های انجام‌شده در ایران باید به پژوهش کیمیاگری، اسلامی بیدگلی و اسکندری (۱۳۸۶) اشاره کرد که توانایی مدل سهعاملی فاما و فرنچ در تبیین بازدهی سهام را با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مقایسه کردند. نتایج آن‌ها نشان داد که تغییرات بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران به وسیله مدل سهعاملی در حد قابل قبولی تبیین می‌شود [۸].

فدائی‌نژاد و عیوضلو (۱۳۸۵) به بررسی صرف ریسک ارزش در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند و سعی داشته‌ند تا جایگاه آن را در قیمت‌گذاری دارایی‌ها مورد ارزیابی قرار دهند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که به طور متوسط پرتفوی ارزشی بهتر از پرتفوی رشدی عمل کرده است [۹].

فلاح شمس و ها شمی (۱۳۹۰) در تحقیق خود تأثیر ریسک نقد شونددگی و عواملی از جمله اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و نسبت قیمت به سود بر قیمت‌گذاری سهام در بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار دادند. آنها به این نتیجه رسیدند که ریسک نقد شونددگی و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری سهام تأثیر مهمی بر قیمت سهام در بورس تهران ندارد، ولی نسبت قیمت به سود و اندازه شرکت تأثیر معنی‌داری دارند و این نشان‌دهنده اهمیت بیشتر متغیرهای اخیر نسبت به ریسک نقدشوندگی و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری سرمایه در قیمت‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران است [۱۱].

رستمی و مقدم (۱۳۹۲) در پژوهشی به بررسی ارزیابی بازده بلندمدت عرضه‌های عمومی اولیه با رویکرد مدل فاما و فرنچ و تأکید بر نقدشوندگی و اهرم پرداختند. آن‌ها دو عامل نقدشوندگی و اهرم را به مدل سهعاملی فاما و فرنچ اضافه نمودند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که از بین متغیرهای صرف ریسک بازار، اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، نقدشوندگی و اهرم، تنها دو متغیر صرف ریسک بازار و اندازه بر بازده بلندمدت عرضه‌های عمومی اولیه تأثیر دارد [۳۲].

صادقی‌شریف و همکاران (۱۳۹۲) و پورزمانی و بشیری (۱۳۹۲) در پژوهش‌های خود به بررسی اثر عامل مومنتوم بر توان توضیحی الگوی سهعاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. در این پژوهش‌ها از الگوی چهارعاملی کرهارت برای افزایش توان

توضیح‌دهندگی الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ استفاده شده است. نتایج این تحقیقات حاکی از آن است که پرتفوی سهام ر شدی در مقایسه با پرتفوی سهام ارزشی و پرتفوی سهام برنده در مقایسه با پرتفوی سهام شرکت‌های بازنده بازده بیشتری دارند [۳۳، ۳۰].

بدری، دولو و آقاجانی (۱۳۹۷) منبع ایجاد مومنتوم را برر سی کرده و نحوه تعدیل ریسک را نیز مورد نظر قرار داده‌اند. همچنین فرهادی، آخوندی و مهرآور (۱۳۹۸) با به‌کارگیری روش‌شناسی پرتفوی‌پژوهی در سطح هر صنعت و استفاده از داده‌های قیمتی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس تهران و فرابورس ایران، عوامل رفتار جمعی و مومنتوم را برای ۲۴ صنعت محاسبه کردند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که پرتفوی دارای رفتار جمعی و مومنتوم، بازدهی بالاتری در مقایسه با پرتفوی بدون رفتار جمعی و بدون مومنتوم داشته و این عوامل موجب کسب بازدهی بالاتر در آینده می‌شود [۲، ۱۰].

حزبی و صالحی (۱۳۹۴) در ایران مدل چهارعاملی کره‌هارت را با مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ مقایسه کرده و به این نتیجه رسیدند که مدل پنج‌عاملی، قدرت توضیح‌دهندگی بالاتری نسبت به مدل چهارعاملی کره‌هارت دارد [۲۰].

محد تبارکا سگری، دهقان و هاشمی (۱۳۹۸) به برر سی رابطه ویژگی‌های شرکتی و ریسک سیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ پرداختند. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که ویژگی‌های شرکتی بر ریسک سیستماتیک اثر دارند [۲۶].

هر یک از تحقیقاتی که از آن‌ها نام برده شد، به یکی از جنبه‌های ناقص کارکرد مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ اشاره کردند. به همین علت فاما و فرنچ (۲۰۱۶) دست به بهبود مدل خود و ارائه مدلی پنج‌عاملی زدند و به عوامل پیشین، دو عامل سرمایه‌گذاری و سودآوری را اضافه کردند. برای توضیح چگونگی اثرگذاری این دو عامل جدید باید به مدل تنزیل سود نقدی توجه کرد. این مدل بیان می‌کند که ارزش بازاری سهم، برابر با مجموع ارزش فعلی درآمدهای آتی سهم است:

$$m_t = \sum_{T=1}^{+\infty} \frac{E(Y_{t+T} - dB_{t+T})}{(1+R)^T} \quad \text{رابطه (۱)}$$

m_t : قیمت سهم در زمان t

Y_{t+T} : سود نقدی برای دوره $t+T$

dB_{t+T} : تغییر در ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در دوره $t+T$

R : میانگین بازده بلندمدت سهم

حال با تقسیم دو طرف بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در زمان t ، معادله‌ای به شکل زیر به دست می‌آید که در سمت چپ معادله، همان نسبت ارزش بازاری به ارزش دفتری، که معیار

ارزش ما در مدل سه عاملی است، پدیدار می شود که رابطه آن با بازدهی، پیش از این برای ما مشخص شده بود.

$$\frac{m_t}{B_t} = \frac{\sum_{T=1}^{+\infty} \frac{E(Y_{t+T} - dB_{t+T})}{(1+R)^T}}{B_t} \quad \text{رابطه ۲}$$

همانطور که در این رابطه مشاهده می شود، دو عامل دیگر سودآوری و رشد ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام یا سرمایه گذاری بر نسبت ارزش بازاری به ارزش دفتری اثر می گذارند. در نتیجه می توانند بر بازدهی مورد انتظار سهام نیز اثرگذار باشد. با توجه به استدلال بیان شده، فاما و فرنچ در سال ۲۰۱۶ مدل سه عاملی خود را ارتقاء داده و مدل پنج عاملی را به شرح زیر ارائه دادند:

رابطه ۳

$$R_{i_t} - R_{F_t} = \alpha_i + \beta_{1,i}(R_{m_t} - R_{F_t}) + \beta_{2,i}SMB_t + \beta_{3,i}HML_t + \beta_{4,i}RMV_t + \beta_{5,i}CMA_t + \varepsilon_{i_t}$$

SMB_t : عامل اندازه، که برابر است با تفاوت بین میانگین بازده پرتفوی سهام شرکت های بزرگ و پرتفوی سهام شرکت های کوچک.

HML_t : عامل ارزش، که برابر است با تفاوت بین میانگین بازده پرتفوی سهام شرکت های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری حقوق سهامداران ($\frac{B}{M}$) بالا و پرتفوی سهام شرکت های با نسبت یادشده پایین.

RMV_t : عامل سودآوری، که برابر است با تفاوت میانگین بازدهی پرتفوی سهام شرکت های با سودآوری بالا و پرتفوی سهام شرکت ها با سودآوری پایین.

CMA_t : عامل سرمایه گذاری، که برابر است با تفاوت میانگین بازده پرتفوی سهام شرکت ها با سرمایه گذاری پایین (محافظه کار) و پرتفوی سهام شرکت ها با سرمایه گذاری بالا (جسورانه).

با در نظر گرفتن این دو عامل اضافی، قدرت توضیح دهندگی مدل به شکل بسیار خوبی افزایش می یابد، رابطه را بهتر از قبل تبیین می کند و با نگاهی جامع تر انواع مختلف عوامل ریسک سیستماتیک را در نظر می گیرد.

مرادی، کمری و داهی (۱۳۹۴) به بررسی این مدل در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج این بررسی نشان می دهد که هر دو عامل سودآوری و سرمایه گذاری، توانایی لازم برای تبیین رفتار بازده آتی سهام شرکت ها را دارند. از سوی دیگر عیوضلو، قهرمانی و عجم (۱۳۹۵) به بررسی این مدل در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از آماره GRS پرداخته اند. ایشان به

یافته‌هایی دست یافتند که نشان می‌دهد مدل سه‌عاملی عملکرد بهتری داشته و دو عامل اضافه‌شده نمی‌توانند کارایی مدل را بهبود بخشند [۲۷، ۷].

مطالعات و پژوهش‌های بسیاری تلاش کردند این مدل را کامل کنند و عملکرد آن را بهبود بخشند. یکی از این پژوهش‌ها مدلی است که توسط اسکاکی و لانکرسکی ارائه شده‌است که در آن هشت عامل را برای تبیین بازده مورد انتظار به کار برده‌اند.

در سال ۲۰۱۸ اسکاکی و لانکرسکی با هدف بهبود توضیح‌دهندگی مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ عوامل دیگری را به مدل اضافه کردند و در بررسی تجربی نشان دادند که این سه عامل دیگر یعنی مومنتوم، نقدشوندگی و ریسک نکول، باعث بهبود عملکرد مدل می‌شوند. مدل ارائه‌شده توسط آن‌ها بازده مورد انتظار را به صورت زیر پیش‌بینی می‌کند:

رابطه (۴)

$$R_{i_t} - R_{F_t} = \alpha_i + \beta_{1,i}(R_{m_t} - R_{F_t}) + \beta_{2,i}SMB_t + \beta_{3,i}HML_t + \beta_{4,i}RMV_t + \beta_{5,i}CMA_t + \beta_{6,i}WML_t + \beta_{7,i}IML_t + \beta_{8,i}BMS_t + \varepsilon_{i_t}$$

WML_t : عامل مومنتوم، که برابر است با تفاوت میانگین بازده پرتفوی سهام شرکت‌های برنده و پرتفوی سهام شرکت‌های بازنده.

IML_t : عامل نقدشوندگی، که برابر است با تفاوت میانگین بازده پرتفوی سهام شرکت‌های نقدشوندگی پایین و پرتفوی سهام شرکت‌های با نقدشوندگی بالا.

BMS_t : عامل ریسک نکول، که برابر است با تفاوت میانگین بازده پرتفوی سهام شرکت‌های با ریسک نکول بالا و پرتفوی سهام شرکت‌های با ریسک نکول پایین.

۳. روش‌شناسی پژوهش

هدف این پژوهش بررسی قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌های عاملی است تا بتوان مدلی قوی‌تر برای بیان رابطه ریسک و بازده ارائه داد و موجب پیش‌بینی دقیق‌تر از قیمت سهام شد که هم برای سرمایه‌گذاران و هم برای کارایی بازار سرمایه مفید است. پژوهش حاضر از لحاظ نوع هدف، کاربردی است و از حیث روش تجزیه و تحلیل داده، توصیفی-همبستگی محسوب می‌شود. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها در این پژوهش از نرم‌افزارهای پایتون و اکسل و برای

آزمودن نتایج به دست آمده از آزمون 'GRS و نسبت‌های $\frac{A|\alpha_i|}{A|\bar{\alpha}_i|}$ و $\frac{A(\alpha_i^2)}{A(\mu_i^2)}$ استفاده شده‌است.

۳.۱. جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری این تحقیق، شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران است. نمونه‌ی انتخابی، شامل شرکت‌هایی است که پایان سال مالی آن‌ها اسفند ماه بوده و

^۱ Gibbons, Ross and Shanken

موضوع فعالیت آن‌ها مالی نیست که در نهایت ۲۲۲ شرکت نمونه پژوهش حاضر را تشکیل داده است. دوره زمانی تحقیق از ابتدای سال ۱۳۸۸ تا انتهای ۱۳۹۷ است.

۲,۳. داده‌های تحقیق و روش گردآوری داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این تحقیق را می‌توان در دو دسته کلی داده‌های صورت‌های مالی و داده‌های مربوط به معاملات روزانه تقسیم‌بندی کرد. داده‌های مربوط به صورت‌های مالی از سایت کدال و داده‌های معاملاتی از نرم‌افزارهای دریافت اطلاعات بورس^۱ و ره‌آورد نوین جمع‌آوری شده‌است.

۳,۳. متغیرهای مورد مطالعه و روش اندازه‌گیری متغیرها

در این تحقیق دو نوع متغیر وجود دارد. متغیر وابسته، که بازدهی سهام شرکت‌های مورد مطالعه است و متغیرهای مستقل، که همان بازدهی بازار، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری سهم، اندازه، شتاب بازده قیمت شش ماهه، نقدشوندگی و ریسک نکول هستند. با تشکیل پرتفو بر اساس معیارهای بیان شده (اندازه، ارزش، سودآوری، سرمایه‌گذاری، نقدشوندگی، شتاب و ریسک نکول) خود عامل را با استفاده از میانگین بازدهی اوراق در هر پرتفو محاسبه کرد.

این پژوهش بر روی مدل‌های چندعاملی و قدرت توضیح‌دهندگی آن‌ها و عوامل تمرکز دارد و برای تجزیه و تحلیل کمی داده‌ها و بررسی این موضوع، ابتدا از رگرسیون چندعاملی استفاده می‌شود. سپس با استفاده از ضرایب به دست آمده، معیارهای سنجش قدرت تبیین مدل محاسبه می‌شود و در بخش کیفی تحقیق با تحلیل معیارهای محاسبه شده نتایج به دست آمده تفسیر می‌شود.

۴,۳. مدل پژوهش

مدل پژوهش به شرح زیر است:

رابطه (۱۵)

$$R_{i,t} - R_{F_t} = \alpha_i + \beta_{1,i}(R_{m_t} - R_{F_t}) + B_{2,i}SMB_t + B_{3,i}HML_t + B_{4,i}RMV_t + B_{5,i}CMA_t + B_{6,i}WML_t + B_{7,i}IML_t + B_{8,i}BMS_t + \varepsilon_i$$

بازدهی سهام شرکت‌ها

برای محاسبه بازدهی ماهانه و سالانه سهم، همانطور که پیش‌تر اشاره شد، هر دو بازدهی نقد و سرمایه‌ای را مد نظر قرار داده و با استفاده از رابطه زیر آن را برای هر سهم محاسبه می‌کنند:

^۱ TseClient

$$r_{i_t} = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \quad (\text{رابطه ۵})$$

r_{i_t} : بازدهی تحقق‌یافته سهام شرکت i در دوره t
 P_t : قیمت سهم تعدیل‌شده بر اثر سود تقسیمی و افزایش سرمایه در پایان دوره t
 P_{t-1} : قیمت سهم تعدیل‌شده بر اثر سود تقسیمی و افزایش سرمایه در ابتدای دوره $t-1$

عامل بازار

با قرار دادن مقدار شاخص کل در ابتدا و انتهای دوره در رابطه زیر، بازده شاخص به‌دست می‌آید که به‌عنوان بازدهی بازار مورد استفاده قرار می‌گیرد:

$$r_t = \frac{\text{مقدار شاخص در ابتدای دوره} - \text{مقدار شاخص در انتهای دوره}}{\text{مقدار شاخص در ابتدای دوره}} = \text{بازدهی بازار در دوره‌ی زمانی } t \quad (\text{رابطه ۶})$$

برای به‌دست آوردن صرف بازدهی بازار، نرخ بازدهی بدون ریسک از بازدهی بازار به‌دست‌آمده کسر می‌شود.

عامل اندازه

برای محاسبه عامل اندازه، از ارزش بازاری شرکت‌ها استفاده شده است. بدین منظور پرتفویی تشکیل می‌شود که در آن سهام شرکت‌های کوچک خریداری شده و سهام شرکت‌های بزرگ به فروش می‌رسد. بازده پرتفو، همان بازده عامل اندازه است.

عامل ارزش

برای به‌دست آوردن عامل ارزش، از نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری شرکت استفاده می‌شود. پس از تشخیص سهام شرکت‌هایی با ارزش بالا و پایین، شرکت‌های با ارزش بالا خریداری شده و شرکت‌های با ارزش پایین به فروش می‌رسد. با این کار پرتفویی به‌دست می‌آید که بازده آن مؤید عامل ارزش است.

(رابطه ۷)

$$\text{Value (HML)} = \text{high } \frac{B_t}{M_t} \text{ portfolio return} - \text{low } \frac{B_t}{M_t} \text{ portfolio return}$$

عامل سرمایه گذاری

برای به دست آوردن عامل سرمایه گذاری، تغییر در دارایی های شرکت مبنا قرار داده شده است. اگر دارایی های شرکت در دوره گذشته رشد داشته باشد، شرکت از نظر سرمایه گذاری در طبقه جسورها قرار داده می شود.

برای به دست آوردن عامل سرمایه گذاری، پرتفویی تشکیل می شود که در آن سهام شرکت های محافظه کار که سرمایه گذاری کمتری دارند خریداری و سهام شرکت های جسور (با سرمایه گذاری بالا) به فروش می رسند. برای دستیابی به این پرتفو، پس از تشکیل پرتفو از شرکت های با سرمایه گذاری بالا و پایین، میانگین بازدهی پرتفو با سرمایه گذاری بالا از میانگین بازدهی پرتفوهای با سرمایه گذاری پایین کسر می شود.

عامل سودآوری

برای محاسبه عامل سودآوری، از نسبتی زیر استفاده می شود:

$$\text{عامل سودآوری} = \frac{\text{هزینه های بهره - سود عملیاتی}}{\text{ارزش دفتری کل دارایی}} \quad \text{رابطه ۸}$$

سپس بر اساس الگوی پیشین برای سایر عوامل، پرتفوهایی با سودآوری بالا و پایین تشکیل شده و با تفریق میانگین بازدهی پرتفویی با سودآوری پایین از میانگین بازدهی پرتفوی با سودآوری بالا، عامل سودآوری به دست می آید.

عامل نقدشوندگی

برای محاسبه عامل نقدشوندگی از معیار نقدشوندگی آمیهود استفاده شده است. این معیار که توسط آمیهود در سال ۲۰۰۲ ارائه شده است، نقدشوندگی را مرتبط به بازدهی روزانه، حجم معاملات روزانه و تعداد روزهایی که سهم در آن ها معامله می شود، می داند و رابطه زیر را برای محاسبه این معیار معرفی می کند [۸]:

$$ILLIQ_t = \frac{1}{D_T} \sum_{t=1}^{D_T} \frac{R_{t,T}}{V_{t,T}} \quad \text{رابطه ۹}$$

D_T : تعداد روزهای قابل معامله در دوره ی زمانی T

$R_{t,T}$: بازدهی روز t در دوره ی T

$V_{t,T}$: حجم معاملات در روز t در دوره ی زمانی T

پس از تقسیم بندی سهام شرکت ها بر اساس نقدشوندگی آن ها، سهام شرکت های با نقدشوندگی پایین خریداری شده و سهام شرکت های با نقدشوندگی بالا فروخته می شود و به این شکل پرتفویی به دست می آید که بازدهی آن، بازدهی عامل نقدشوندگی است.

عامل شتاب

برای محاسبه این عامل، از بازدهی شش ماهه سهم استفاده شده است. به این صورت که سهام شرکت‌های با بازدهی مثبت، برنده و سهام شرکت‌های با بازده منفی، بازنده تلقی شده و با تفریق میانگین بازدهی پرتفوی تشکیل شده از سهام شرکت‌های بازنده از میانگین بازدهی پرتفوی سهام شرکت‌های برنده، عامل شتاب بدست می‌آید.

عامل ریسک نکول

ریسک نکول ناشی از عدم اطمینان نسبت به توانایی شرکت در پرداخت تعهدات مالی خود است که موجب هزینه‌های بسیاری برای شرکت شده و در بدترین حالت، باعث ورشکستگی شرکت مذکور می‌شود.

یکی از معیارهای اندازه‌گیری ریسک نکول که توسط مرتون ارائه شد، از روشی مبتنی بر قیمت‌گذاری اختیارات، بهره می‌گیرد و ریسک نکول یک شرکت را مانند یک اختیار خرید تلقی می‌کند که در صورت کم‌تر شدن ارزش دارایی‌های شرکت از میزان بدهی، ارزش سهام شرکت از بین رفته و دارایی‌های شرکت متعلق به طلبکاران خواهد بود. احتمال نکول شرکت به تفاوت بین ارزش دارایی‌ها و ارزش بدهی‌های شرکت و نوسان ارزش دارایی‌های آن مرتبط است. اما مدل مرتون به علت داشتن مفروضات بسیار و همچنین نیاز به داشتن ارزش روز دارایی‌ها و نوسان‌پذیری آن‌ها دارای محدودیت‌هایی است. محاسبات آن نیز دارای پیچیدگی‌های بسیاری است؛ زیرا از روش جایگزینی هم‌زمان پس از تشکیل معادلات استفاده می‌کند [۲۵].

محققان به بسط مدل مرتون پرداخته و مدل‌های تکامل یافته دیگری را ارائه داده‌اند. پیشگامان این امر، کارشناسان شرکت‌های مودیز و کی‌ام‌وی بودند که با ارائه مدل کی‌ام‌وی بخشی از مشکلات مدل مرتون را رفع کردند. این مدل با استفاده از رابطه بلک شولز، برای اختیار خرید و با استفاده از قیمت سهم، ارزش بازاری سهم و نوسانات قیمت و ارزش بازاری آن، به طور غیرمستقیم دست به محاسبه ارزش دارایی‌ها و نوسان‌پذیری دارایی‌ها می‌زند [۲۲].

در سال ۲۰۰۵ براه و شاموی به منظور پیش‌بینی معقول‌تر و حل معادلات ساده‌تر، دست به ارائه مدلی ساده زدند که در آن از تابع تبدیلی به نام تابع تبدیل ساده (naive) استفاده شده است. این مدل به دنبال ساده‌سازی محاسبات این مدل است [۴].

برای ساختن این مدل، ارزش بدهی هر شرکت، برابر با ارزش اسمی آن در نظر گرفته می‌شود

$$(D = F)$$

از آنجایی که احتمال نکول با میزان بدهی شرکت ارتباط نزدیکی دارد، نوسان بدهی هر شرکت با استفاده از رابطه زیر تخمین زده می‌شود:

$$\sigma_D = 0.5 + 0.25 \times \sigma_E \quad (\text{رابطه ۱۰})$$

مقدار ثابت ۰/۰۵ به منظور نشان دادن نوسانات ساختاری بدهی در نظر گرفته شده است. ضریب ۰/۲۵ ارتباط بین نوسان بدهی با حقوق سهامداران را نشان می دهد. نوسانات ارزش بنگاه نیز به صورت زیر محاسب می شود:

$$\sigma_V = \frac{E}{E+D} \sigma_E + \frac{D}{E+D} \sigma_D = \frac{E}{E+F} \sigma_E + \frac{F}{E+F} (0.05 + 0.25 \times \sigma_E) \quad (\text{رابطه ۱۱})$$

و در نهایت برای محاسبه فاصله تا نکول داریم:

رابطه ۱۲)

$$DD = \frac{\ln \frac{E+F}{F} + (\mu + \sigma_V^2)(T-t)}{\sigma_V \sqrt{T-t}} \quad \Pi = N(-DD)$$

پس از محاسبه احتمال نکول برای هر شرکت، از این عامل برای گروه بندی شرکتها به دو گروه پرریسک و کمریسک بر اساس میانه اقدام می شود. با این روش، پرتفویی تشکیل می شود که در آن سهام شرکتها با ریسک نکول بالا خرید شده و سهام شرکتها با ریسک نکول پایین به فروش می رسند. با تفریق میانگین بازدهی سهام شرکتهای با ریسک نکول پایین از بازدهی شرکتها با ریسک نکول بالا، عامل ریسک نکول به دست می آید.

۵.۳. نحوه محاسبه متغیرها

روش انتخاب شده برای ایجاد عوامل بر اساس شیوه ای است که در پژوهش های فاما و فرنچ (۱۹۹۳ و ۲۰۱۶) به کار برده شده است. در این پژوهش ابتدا همه شرکتها بر اساس اندازه مرتب می شوند. سپس میانه اندازه آنها محاسبه شده و سهام شرکتها به دو گروه بزرگ و کوچک تقسیم می شوند. سپس شرکتها مستقلاً بر اساس ارزش (نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری) به دو طبقه با نسبت بالا و پایین تفکیک می شوند. در مرحله بعد سرمایه گذاری لحاظ می شود و مانند عوامل قبلی، سهام شرکتها بر این اساس به دو طبقه جسور (با سرمایه گذاری بالا) و محتاط تقسیم می شوند. همین روند برای عوامل دیگر مستقلاً تکرار می شود.

در پژوهش های انجام شده در این زمینه، معمولاً برای تفکیک پرتفوها بر مبنای عواملی جز اندازه، حالات دیگری غیر از تقسیم بندی به دو گروه بر اساس میانه نیز مورد بررسی قرار می گیرند. برای مثال تقسیم بندی به سه گروه بر اساس ۳۰ درصد پایین و ۳۰ درصد بالا، که در این میان ۴۰ درصد میانی مورد استفاده قرار نمی گیرد. در این پژوهش به دو دلیل از این روش استفاده نمی شود و گروه بندیها و تشکیل پرتفو فقط بر اساس میانه انجام می شود. اول آنکه به دلیل محدود بودن شرکتهایی که شرایط ذکر شده برای قرار گرفتن در نمونه مورد نظر را دارند، حذف ۴۰ درصد میانی در این روش باعث تقلیل داده ها می شود و از دقت و قابلیت اتکای مدل

می‌کاهد. دوم آنکه نتایج مقایسه این دو شیوه تشکیل پرتفو در پژوهش‌های بسیاری از جمله پژوهش فاما و فرنچ (۲۰۱۶) و مقاله اسکاکی و لانکرسکی (۲۰۱۸) به وضوح نشان می‌دهد که تفاوتی بین این دو شیوه وجود ندارد. بر اساس همین دلایل، در این پژوهش تنها از میانه برای تفکیک استفاده شده‌است.

سپس با این دسته‌بندی، ۱۲۸ پرتفو ایجاد می‌شود و سهام هر شرکت در یکی از این پرتفوها قرار می‌گیرد. تعدادی از این پرتفوها ایجاد شده به عنوان نمونه در جدول (۱) آورده شده است.

جدول ۱. خلاصه ساختار پرتفویهای تشکیل شده

شرکت‌های بزرگ، با نسبت $\frac{B}{M}$ بالا، محتاط، سودآور، برنده و غیرنقد که ریسک نکول بالایی دارند.	B/H/C/R/W/I/B
شرکت‌های بزرگ، با نسبت $\frac{B}{M}$ بالا، محتاط، سودآور، برنده و غیرنقد که ریسک نکول پایینی دارند.	B/H/C/R/W/I/S
شرکت‌های بزرگ، با نسبت $\frac{B}{M}$ بالا، محتاط، سودآور، برنده و نقد که ریسک نکول بالایی دارند.	B/H/C/R/W/L/B
شرکت‌های بزرگ، با نسبت $\frac{B}{M}$ بالا، محتاط، سودآور، برنده و نقد که ریسک نکول پایینی دارند.	B/H/C/R/W/L/S
شرکت‌های بزرگ، با نسبت $\frac{B}{M}$ بالا، محتاط، سودآور، بازنده و غیرنقد که ریسک نکول بالایی دارند.	B/H/C/R/L/I/B
شرکت‌های بزرگ، با نسبت $\frac{B}{M}$ بالا، محتاط، سودآور، بازنده و غیرنقد که ریسک نکول بالایی دارند.	B/H/C/R/L/I/S
شرکت‌های بزرگ، با نسبت $\frac{B}{M}$ بالا، محتاط، سودآور، بازنده و نقد که ریسک نکول پایینی دارند.	B/H/C/R/L/L/B
شرکت‌های بزرگ، با نسبت $\frac{B}{M}$ بالا، محتاط، سودآور، بازنده و نقد که ریسک نکول بالایی دارند.	B/H/C/R/L/L/S
شرکت‌های بزرگ، با نسبت $\frac{B}{M}$ بالا، محتاط، غیرسودآور، برنده و غیرنقد که ریسک نکول بالایی دارند.	B/H/C/V/W/I/B
شرکت‌های بزرگ، با نسبت $\frac{B}{M}$ بالا، محتاط، غیرسودآور، برنده و غیرنقد که ریسک نکول پایینی دارند.	B/H/C/V/W/I/S
شرکت‌های بزرگ، با نسبت $\frac{B}{M}$ بالا، محتاط، غیرسودآور، برنده و نقد که ریسک نکول بالایی دارند.	B/H/C/V/W/L/B
شرکت‌های بزرگ، با نسبت $\frac{B}{M}$ بالا، محتاط، غیرسودآور، برنده و نقد که ریسک نکول پایینی دارند.	B/H/C/V/W/L/S
شرکت‌های بزرگ، با نسبت $\frac{B}{M}$ بالا، محتاط، غیرسودآور، بازنده و غیرنقد که ریسک نکول بالایی دارند.	B/H/C/V/L/I/B
شرکت‌های بزرگ، با نسبت $\frac{B}{M}$ بالا، محتاط، غیرسودآور، بازنده و غیرنقد که ریسک نکول پایینی دارند.	B/H/C/V/L/I/S
شرکت‌های بزرگ، با نسبت $\frac{B}{M}$ بالا، محتاط، غیرسودآور، بازنده و نقد که ریسک نکول بالایی دارند.	B/H/C/V/L/L/B

B/H/C/V/L/L/S
شرکت‌های بزرگ، با نسبت $\frac{B}{M}$ بالا، محتاط، غیرسودآور، بازنده و نقد که ریسک نکول پایینی دارند.

در این پژوهش عمل تقسیم‌بندی تا جایی ادامه یافت که حداقل ده سهم در هر پرتفوی بماند و این امر باعث شد به ۱۶ پرتفوی بسنده شود و تحلیل رگرسیون با همین ۱۶ پرتفو انجام گردد. حال برای هر سال مشخص می‌شود که کدام شرکت‌ها بزرگ، با نسبت $\frac{B}{M}$ بالا، محتاط، سودآور، برنده و غیرنقد با ریسک نکول بالا، کدام شرکت‌ها بزرگ، با نسبت $\frac{B}{M}$ بالا، محتاط، سودآور، برنده و غیرنقد دارای ریسک نکول پایین و ... هستند. پس اینک به محاسبه هر عامل ماهانه، با استفاده از میانگین بازدهی ماهانه پرتفوی‌های هر دسته، طبق آنچه پیش‌تر بیان شد، پرداخته می‌شود. برای مثال، برای محاسبه عامل اندازه باید میانگین بازدهی ماهانه شرکت‌های بزرگ، منهای میانگین بازدهی ماهانه شرکت‌های کوچک شود. برای این کار در صورت دست‌یابی به ۱۲۸ پرتفوی، از رابطه زیر استفاده می‌شود:

رابطه ۱۳)

$$SMB = \frac{1}{64} (\text{میانگین بازدهی تمامی شرکت‌های بزرگ} + \text{میانگین بازدهی تمامی شرکت‌های کوچک})$$

و همین روش برای سایر عوامل نیز به کار می‌رود. اما برای حالتی با ۱۶ پرتفوی، از رابطه زیر استفاده می‌شود:

رابطه ۱۴)

$$SMB = \frac{1}{8} (\text{میانگین بازدهی تمامی شرکت‌های بزرگ} + \text{میانگین بازدهی تمامی شرکت‌های کوچک})$$

که در این تحقیق از رابطه ۱۴ استفاده شده است.

۶.۳. معیارهای سنجش

برای بررسی عملکرد مدل پژوهش از آماره GRS استفاده شده است. این آماره که توسط گیبونس، راس و شنکن در سال ۱۹۸۹ مطرح گردید، تمرکز خود را بر روی عرض از مبداهای مدل‌های رگرسیونی گذاشته و صفر بودن تمام آن‌ها را بررسی می‌کند [۱۸]. ایده‌آل‌ترین حالت ممکن آن است که تمامی آن‌ها صفر باشند و آماره عدد کوچکی شود. در نهایت با استفاده از توزیع فیشر، مقدار بحرانی آن محاسبه شده و با مقایسه آن با مقداری که در سطح اطمینان ۹۵ درصد که از جدول توزیع فیشر به دست آمده، فرض صفر بودن عرض از مبداهای رگرسیون‌ها و قدرت مدل مورد آزمون قرار می‌گیرد.

برای به دست آوردن آماره GRS از رابطه زیر استفاده می‌شود:

$$GRS = \left(\frac{T}{N}\right) \left(\frac{T-N-L}{T-L-1}\right) \left[\frac{\hat{\alpha}\hat{\Sigma}^{-1}\hat{\alpha}}{1+\hat{\mu}\hat{\Omega}^{-1}\hat{\mu}}\right] \sim F(N, T-N-L) \quad (\text{رابطه ۱۶})$$

T: تعداد مشاهدات

N: تعداد سبدها

L: تعداد عواملها

$\hat{\alpha}$: ماتریس عرض از مبدأها

$\hat{\Sigma}$: ماتریس کواریانس پسماندها

$\hat{\Omega}$: ماتریس کواریانس عوامل

$\hat{\mu}$: ماتریس میانگین عوامل

هرچه این آماره کوچکتر باشد، قدرت توضیح دهنده مدل بیشتر است. البته از آنجایی که هدف در این آزمون بررسی این فرض است که تمامی عرض از مبدأها برابر صفر هستند، با استفاده از توزیع فیشرفر این آزمون انجام داده می شود و ملاک مقایسه مقدار بحرانی آمارهها با مقادیر استخراج شده از جدول است.

علاوه بر آزمون GRS از نسبت های $\frac{A|a_i|}{A|\bar{r}_i|}$ و $\frac{A(\alpha_i^2)}{A(\mu_i^2)}$ مقدار $A|a_i|$ استفاده شده است. در این نسبت ها، $A|a_i|$ برابر قدر مطلق عرض از مبدأ رگرسیونها و $A|\bar{r}_i|$ برابر قدر مطلق تفاوت میانگین بازدهی پرتفوها از میانگین بازدهی کل پرتفوهاست. هرچه $A|a_i|$ بزرگتر باشد، نشان دهنده فاصله بیشتر عرض از مبدأها از صفر است و هر چه نسبت های معرفی شده بزرگتر باشند، پراکندگی عرض از مبدأها و میانگین بازدهی بیشتر است. در نتیجه، در هر دو حالت اگر عدد نسبت بزرگ باشد ضعف مدل را نشان می دهد.

۴. تحلیل دادهها و یافتهها

برای تحلیل یافتههای پژوهش، ابتدا میانگین بازده ماهانه پرتفوهایی که بر اساس عوامل مورد نظر تشکیل شده اند بررسی می شود. همانطور که پیش تر نیز توضیح داده شد، روند تفکیک سهام شرکتها و تشکیل پرتفوی تا جایی ادامه یافت که در هر پرتفو حداقل ده شرکت باقی بماند. از همین جهت، در نهایت ۱۶ پرتفو به دست آمد که بازدهی آنها در جدول (۲) آورده شده است.

جدول ۲. میانگین موزون (با ارزش بازاری) بازده ماهانه برای ۱۶ سید تفکیک شده بر اساس اندازه، ارزش، سرمایه گذاری و سودآوری (درصد)

	کوچک		بزرگ	
	رشدی	ارزشی	رشدی	ارزشی
محافظة کار	جسور	محافظة کار جسور	جسور	محافظة کار جسور
سودآوری بالا	۳۷/۱۷۳	-۶/۰۲۳	۲۵/۶۰۵	۱۰/۷۸۲
سودآوری پایین	۲۲/۵۵۳	۴/۳۰۳	۲۷/۹۷۶	۵۱/۹۵۳

همانطور که در جدول فوق مشاهده می شود، پرتفوی شرکت هایی با سرمایه گذاری پایین (محافظة کار) با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری پایین (رشدی)، همواره میانگین بازدهی بالاتری نسبت به پرتفوی شرکت های محافظة کار و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری بالا دارند. به بیان دیگر، با ثابت نگه داشتن اثر سرمایه گذاری، میانگین بازدهی با عامل ارزش رابطه عکس دارد. دیگر اثری که در این جدول دیده می شود، اثر قطعی سرمایه گذاری است که با ثابت نگه داشتن عوامل دیگر، رابطه ای عکس یافته های فاما و فرنچ را نشان می دهد.

توصیف آماره ای از عوامل به دست آمده

در جدول (۳)، میانگین بازدهی ماهانه عوامل از سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۷ آورده شده است که کمترین آن ها متعلق به عامل سرمایه گذاری با منفی ۱۸/۹۱ درصد و بیشترین آن ها متعلق به عامل اندازه با میانگین ۴۱/۵۴ درصد است. پراکندگی این بازدهی ها نیز مشاهده می شود. آنچه مسلم است عدم تفاوت چشمگیر بین عوامل است؛ به طوری که انحراف معیار بازدهی عوامل مختلف بین ۱۸/۱۱ و ۲۹/۳۷ درصد قرار دارد. جدول (۴) همبستگی بین عوامل را نشان می دهد. این نتایج، همانطور که با توجه به مطالعات اسکاکیر و لانکرسی انتظارش می رفت، حاکی از همبستگی پایین بین عوامل است. در این میان بیشترین همبستگی مربوط به عوامل ری سک نکول و اندازه با همبستگی ۰/۰۷۷۰۱ است.

جدول ۳. آماره های توصیفی عوامل (درصد)

	Rm-Rf	SMB	HML	RMW	CMA	WML	IML	BMS
میانگین	۱۷/۰۶۱۶	۴۱/۵۴۵۲	۱۵/۰۸۰۴	۸/۲۱۵۲	-۱۸/۹۱۶۵	۱۴/۱۴۵۱	۳/۹۵۱۹	-۱۶/۷۱۳۷
انحراف معیار	۲۳/۷۳۷۹	۱/۱۱۲۵	۲/۵۴۶۷	۲/۳۵۶۸	۲۹/۳۷۴۳	۲/۱۴۸۶	۱/۷۶۴۴	۲۸/۶۱۶۸

جدول ۴. همبستگی بین عوامل

	R _m -R _f	SMB	HML	RMW	CMA	WML	IML	BMS
R _m -R _f	۱	۰,۰۲۸۴۷	۰,۰۰۵۱	۰,۰۰۵۳۹	۰,۰۱۳۷۸	۰,۰۰۷۴۳	۰,۰۲۱۷۶	۰,۰۲۲۹۷
SMB		۱	۰,۰۳۳۴	۰,۰۷۲۰۳	۰,۰۵۲۸۹	۰,۰۳۴۶۳	۰,۰۰۱۸۱	۰,۰۷۷۰۱
HML			۱	۰,۰۴۰۴۷	۰,۰۱۵۷۰۳	۰,۰۱۹۹۸	۰,۰۳۰۷۶	۰,۰۲۴۷۵
RMW				۱	۰,۰۴۴۱۲	۰,۰۷۰۵۵	۰,۰۲۵۲۸	۰,۰۴۵۷۸
CMA					۱	۰,۰۲۴۳۷	۰,۰۰۰۹۶	۰,۰۳۳۵۹
WML						۱	۰,۰۰۴۷۳	۰,۰۲۳۶۱
IML							۱	۰,۰۰۳۱۸
BMS								۱

بررسی عملکرد مدل

در این بخش عملکرد مدل هشت‌عاملی، سه مدل هفت‌عاملی، سه مدل شش‌عاملی و مدل پنج‌عاملی با یکدیگر مقایسه می‌شود. مدل هشت‌عاملی پیش‌تر توضیح داده شد. با اضافه کردن یک و دو عامل از سه عامل جدید یعنی نقد شونددگی، نکول و مومنتوم می‌توان از مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ به مدل‌های شش و هفت‌عاملی دست یافت. برای مقایسه عملکرد این مدل‌ها و پیدا کردن بهترین مدل از میان آن‌ها، از آماره GRS و دو نسبت $\frac{A(\alpha_i^2)}{A(\mu_i^2)}$ و $\frac{A|a_i|}{A|\bar{r}_i|}$ استفاده می‌شود. هدف، بررسی این است که کدام یک از عوامل نقش مهم‌تری در بهبود عملکرد مدل پنج‌عاملی و شش‌عاملی دارند. اگر مدل قیمت‌گذاری بتواند بازده را به بهترین شکل توضیح دهد، عرض از مبدأ آن صفر خواهد بود. به همین دلیل در این آزمون اختلاف عرض از مبدأها از صفر سنجیده می‌شود. اگر این اختلاف معنادار نباشد، مدل از قدرت بالایی برخوردار بوده و طبق این آزمون تأیید می‌شود.

در جدول (۵) آماره GRS، مقدار عرض از مبدأ و دو نسبت دیگر برای ترکیب‌های متفاوت عوامل آورده شده‌است. در این آزمون مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر ۲,۰۶ است. همانطور که مشاهده می‌شود، بر اساس آزمون GRS تمامی مدل‌ها رد می‌شوند، اس‌کایر و لانکر سکی (۲۰۱۸) نیز در پژوهش خود رد مدل هشت‌عاملی توسط آماره GRS را نتیجه‌گیری کردند. از آنجایی که یافتن مدلی که بتواند با عامل محدودشده به طور کامل بازده را تبیین کند

بسیار سخت است، بهتر است به دنبال مدلی از میان سایر مدل‌ها رفت که قدرت توضیح‌دهندگی بالاتری داشته باشد.

پایین‌ترین آماره GRS، که نشان‌دهنده بهترین عملکرد است، مربوط به مدل هفت‌عاملی بوده که در آن علاوه بر پنج عامل موجود در مدل فاما و فرنچ، دو عامل نقدشوندگی و ریسک نکول لحاظ شده‌اند که با آنچه از بررسی عرض از مبدأ و نسبت‌ها دریافت شد، متفاوت است.

همانطور که پیش‌تر بیان کردیم و در جدول (۵) نیز مشاهده و به آن پرداخته شد، عرض از مبدأ نیز می‌تواند در بررسی قدرت توضیح‌دهندگی مدل کمک کند. متوسط قدر مطلق عرض از مبدأ مدل‌ها ($A|a_i|$) اختلاف چندانی با یکدیگر ندارند اما باید توجه کرد که کم‌ترین این مقدار متعلق به مدل هشت‌عاملی است و نشان از بهبود اندک این مدل نسبت به سایر مدل‌ها دارد. در میان مدل‌های هفت‌عاملی، کم‌ترین این مقدار در مدلی که دو عامل نقدشوندگی و مومنتوم را لحاظ کرده است دیده می‌شود و نشان می‌دهد که این دو عامل، قدرت بیشتری نسبت به دو ترکیب مومنتوم با ریسک نکول و ریسک نکول با نقدشوندگی در توضیح‌دهندگی دارند. اما اگر مراد اضافه کردن تنها یک عامل به مدل پنج‌عاملی باشد، باید در نظر گرفت که لحاظ کردن مومنتوم، نتیجه بهتری را رقم خواهد زد و دو عامل دیگر در این امر ناتوان‌اند. این نتیجه با بررسی آماره ی GRS نیز تأیید می‌شود به طوری‌که پایین‌ترین مقدار این آماره در میان مدل‌های شش‌عاملی متعلق به مدلی است که عامل مومنتوم را علاوه بر پنج عامل دیگر در نظر گرفته است. قابل ذکر است که عوامل ریسک نکول به تنهایی نتوانسته است عملکرد مدل پنج‌عاملی را بهبود دهد زیرا بالاترین عرض از مبدأ، نسبت‌ها و هم‌چنین بالاترین آماره ی GRS به مدلی که ریسک نکول را لحاظ کرده است تعلق دارد.

نسبت $\frac{A|a_i|}{A|\bar{r}_i|}$ نشان می‌دهد که مدل هشت‌عاملی عملکرد بهتری نسبت به مدل پنج‌عاملی داشته است اما نمی‌توان به صراحت آن را از همه مدل‌های شش‌و هفت‌عاملی بهتر دانست. در میان مدل‌های هفت‌عاملی، این نسبت تأیید می‌کند که اضافه کردن عوامل نقدشوندگی و مومنتوم باعث بهبود عملکرد مدل شده و عامل ریسک نکول نیز همچنان کم‌ترین اثربخشی و قدرت‌افزایی را در این میان داشته است. در میان مدل‌های شش‌عاملی مجدداً عامل ریسک نکول توان کمتری داشته است و بیش‌ترین افزایش قدرت مربوط به اضافه کردن عامل مومنتوم به مدل پنج‌عاملی است که این نتایج تماماً آنچه با استفاده از بررسی میانگین قدر مطلق عرض از مبدأ به دست آمده است را تأیید می‌کند. در رابطه با نسبت $\frac{A(\alpha_i^2)}{A(\mu_i^2)}$ نیز نتایج مانند سایرین بوده و تنها در یک مورد، آن هم مدل‌های شش‌عاملی است که تفاوت مشاهده می‌شود.

جدول ۵. خلاصه نتایج آماری برای آزمون مدل‌های پنج، شش، هفت و هشت‌عاملی

	GRS	$A a_i $	$\frac{A a_i }{A \bar{r}_i }$	$\frac{A(a_i^2)}{A(\mu_i^2)}$
SMB, HML, RMW, CMA	۱/۵۴۲۹	۰/۰۱۳۷۳۶	۰/۱۱۰۶۴۳	۰/۰۰۴۲۸۳۵
SMB, HML, RMW, CMA, WML	۱/۴۴۳۲	۰/۰۱۳۵۰۱	۰/۱۰۶۵۰۵	۰/۰۰۴۲۴۶۹
SMB, HML, RMW, CMA, IML	۱/۹۷۷۷	۰/۰۱۳۵۷۴	۰/۱۰۹۳۲۷	۰/۰۰۴۱۶۴۱
SMB, HML, RMW, CMA, BMS	۲/۱۷۱۵	۰/۰۱۳۷۶۰	۰/۱۱۰۹۴۲	۰/۰۰۴۲۹۱۲
SMB, HML, RMW, CMA, WML, IML	۶/۷۷۲۱	۰/۰۱۳۴۰۵	۰/۱۰۵۸۵۲	۰/۰۰۴۱۷۲۸
SMB, HML, RMW, CMA, WML, BMS	۱/۵۵۶۵ ۱	۰/۰۱۳۵۵۵	۰/۱۰۶۹۲۱	۰/۰۰۴۲۶۱۹
SMB, HML, RMW, CMA, IML, BMS	۱/۰۹۳۳	۰/۰۱۳۶۰۱	۰/۱۰۹۶۷۴	۰/۰۰۴۱۷۳۲
SMB, HML, RMW, CMA, IML, BMS, WML	۶/۸۳۸۸	۰/۰۱۳۴۰۲	۰/۱۰۶۲۸۲	۰/۰۰۴۱۹۲۵

نتایج رگرسیون مدل هشت‌عاملی به طور خلاصه در جدول (۶) آورده شده‌است. آماره تی‌استیودنت هر یک از ضرایب برای ۱۶ رگرسیون زده‌شده در این جدول آورده شده‌است که در سطح اطمینان ۹۵ درصد اکثر ضرایب رگرسیون‌ها معنادار بوده‌اند که این موضوع نشان از این دارد که این عوامل در تبیین ریسک و بازده مؤثر بوده‌اند و اکثر آن‌ها در پیش‌بینی بازدهی نقش دارند. در این میان این ضرایب برای پرتفوی‌های متفاوت که در سمت چپ رگرسیون قرار دارند نتایج متفاوتی داشته‌اند که به علت ویژگی‌های لحاظ شده برای تشکیل هر پرتفو امری طبیعی است.

جدول ۶. خلاصه نتایج به‌دست‌آمده از رگرسیون مدل هشت‌عاملی

	عرض از مبدأ	$R_m - R_f$	SMB	HML	RMW	CMA	WML	IML	BMS
B/H/A/R	ضریب تخمین زده‌شده	-۰/۰۰۱۷	۰/۹۱۶۱	-۰/۲۵۷۳	۰/۵۲۸۸	-۰/۴۲۶۹	-۰/۰۸۳۴	-۰/۲۳۸۸	-۰/۰۸۹۵
	آماره t	-۰/۳۱	۹/۱۲۶۸	-۰/۹۷۶۲	۴/۶۷۴۹	۵/۰۳۶۶	-۰/۹۳۷۹	-۳/۵۷۹۰	-۱/۱۵۳۱
	انحراف استاندارد	۰/۰۱	۰/۱۰	۰/۲۶۳۶	۰/۱۱	۰/۰۸۴۷	۰/۰۸۸۹	۰/۰۶۶۷	۰/۰۷۷۶
B/H/A/V	ضریب تخمین زده‌شده	۰/۰۴	-۰/۱۹	۰/۳۷	-۰/۲۰	-۰/۱۰	۰/۰۵	۰/۰۴	-۰/۰۸
	آماره t	۷/۴۸	-۱/۸۱	۱/۳۶	-۱/۶۹	-۱/۱۶	۰/۵۶	-۰/۶۴	-۰/۹۷
	انحراف استاندارد	۰/۰۱	۰/۱۰	۰/۲۷	۰/۱۲	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۷	۰/۰۸
B/H/C/R	ضریب تخمین زده‌شده	-۰/۰۲۹۹	۱/۱۴۹۷	-۰/۰۷۵۰	-۰/۲۰۱۰	-۰/۱۰۰۵	۰/۱۵	-۰/۰۵۶۶	۰/۳۳۰۷
	آماره t	-۲/۳۵	۴/۹۷	-۰/۱۲	-۰/۷۷	-۰/۵۱	۰/۷۵	-۰/۳۷	۱/۸۵
	انحراف استاندارد	۰/۰۱	۰/۲۳	۰/۶۱	۰/۲۶	۰/۲۰	۰/۲۱	۰/۱۵	۰/۱۸
B/H/C/V	ضریب تخمین زده‌شده	-۱/۸۴	۱,۰۰	-۱۰/۸۷	۱۱/۵۱	-۰/۹۳	۷۸/۱۹	-۸/۷۸	۳۲/۳۳
	آماره t	-۲/۰۹	۷/۲۰	-۰/۲۶	۰/۶۴	-۰/۰۷	۵/۴۹	-۰/۸۲	۲/۶۰
	انحراف استاندارد	۰/۸۸	۱۶/۰۷	۴۲/۲۱	۱۸/۱۱	۱۲/۵۷	۱۴/۲۴	۱۰/۶۹	۱۲/۴۳
B/L/A/R	ضریب تخمین زده‌شده	-۰/۰۱	۱/۰۰	-۰/۰۵	-۰/۴۴	۰/۳۴	-۰/۲۰	-۰/۱۶	۰/۲۶
	آماره t	-۱/۷۶	۱۲/۱۵	-۰/۲۵	-۴/۷۸	۴/۸۸	-۲/۷۱	-۰/۳۰	۴/۰۴

	انحراف استاندارد	۰/۰۰	۰/۰۸	۰/۳۳	۰/۰۹	۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۰۵	۰/۰۶	۰/۳۳
	ضریب تخمین زده شده	۰/۰۰	۰/۰۹	۰/۰۶	۰/۱۷	۰/۰۱	۰/۷۶	۰/۱۲	۰/۰۶	۰/۴۸
B/L/C/V	آماره t	۰/۶۵	۷/۰۲	۰/۷۷	۰/۱۲	۰/۰۵	۶/۳۲	۰/۳۳	۰/۶۱	۱/۲۶
	انحراف استاندارد	۰/۰۱	۰/۱۳	۰/۳۵	۰/۱۵	۰/۱۱	۰/۱۲	۰/۰۹	۰/۱۰	۰/۳۸
	ضریب تخمین زده شده	۰/۲۱	۷۷/۰۵	۸/۲۹	۰/۱۰۵	۰/۰۶۴۰	۰/۰۹۴	۰/۳۶۱	۰/۲۸۸	۰/۳۸۵۸
B/L/A/V	آماره t	۰/۳۵	۶/۹۱	۰/۲۸	۰/۲۵	۰/۱۳۰	۰/۱۴	۰/۳۱۸	۰/۳۳	۰/۲۳
	انحراف استاندارد	۰/۶۱	۱۱/۱۵	۳۹/۲۹	۱۲/۵۷	۹/۴۲	۹/۸۸	۷/۴۲	۸/۶۳	۳۱/۴۴
	ضریب تخمین زده شده	۰/۰۲	۰/۹۷	۰/۷۰	۰/۳۷	۰/۳۵	۰/۶۵	۰/۴۲	۰/۲۸	۰/۸۵
B/L/A/V	آماره t	۱/۵۳	۳/۵۶	۰/۹۸	۱/۲۰	۱/۵۳	۲/۶۸	۰/۳۱	۱/۳۱	۰/۱۰
	انحراف استاندارد	۰/۰۲	۰/۲۷	۰/۷۲	۰/۳۱	۰/۲۳	۰/۲۴	۰/۱۸	۰/۲۱	۰/۷۷
	ضریب تخمین زده شده	۰/۰۱	۱/۱۰	۰/۷۹	۰/۰۸	۰/۰۷	۰/۰۴	۰/۰۹	۰/۱۱	۰/۰۱
S/H/A/R	آماره t	۰/۳۴	۱۱/۴۴	۳/۱۲	۰/۲۲	۰/۸۷	۰/۴۸	۰/۳۸	۱/۴۴	۰/۰۵
	انحراف استاندارد	۰/۰۱	۰/۱۰	۰/۲۵	۰/۱۱	۰/۰۸	۰/۰۹	۰/۰۶	۰/۰۷	۰/۲۷
	ضریب تخمین زده شده	۰/۴۶	۰/۰۶۵	۰/۱۷۲۵	۲/۶۵	۰/۳۳۱	۰/۱۵	۲/۰۳	۱۱/۵۵	۹/۰۵
S/H/A/V	آماره t	۰/۹۱	۰/۱۱۶	۰/۷۲	۰/۲۶	۰/۱۷۲	۰/۲۶	۰/۳۳	۱/۶۳	۰/۳۱
	انحراف استاندارد	۰/۰۰	۰/۰۹	۰/۲۴	۰/۱۰	۰/۰۸	۰/۰۸	۰/۰۶	۰/۰۷	۰/۲۶
	ضریب تخمین زده شده	۰/۰۲	۰/۸۱	۱/۸۹	۰/۱۹	۰/۱۳	۰/۰۴	۰/۱۲	۰/۱۵	۰/۱۰
S/H/C/R	آماره t	۰/۴۹	۴/۶۹	۴/۱۶	۰/۹۹	۰/۸۶	۰/۲۵	۰/۰۸	۱/۱۴	۰/۲۵
	انحراف استاندارد	۰/۰۱	۰/۱۷	۰/۴۵	۰/۱۹	۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۱۱	۰/۱۳	۰/۴۹
	ضریب تخمین زده شده	۰/۰۲	۱/۰۷	۰/۵۲	۰/۲۱	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۱۸	۰/۴۰
S/H/C/V	آماره t	۰/۴۷	۸/۳۷	۱/۵۴	۰/۴۵	۰/۲۶	۰/۲۸	۰/۴۹	۱/۸۴	۱/۱۰
	انحراف استاندارد	۰/۰۱	۰/۱۳	۰/۳۴	۰/۱۴	۰/۱۱	۰/۱۱	۰/۰۸	۰/۱۰	۰/۳۶
	ضریب تخمین زده شده	۰/۰۱	۰/۸۳	۱/۳۰	۰/۲۳	۰/۱۰	۰/۱۳	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۵۵
S/L/A/R	آماره t	۱/۳۸	۹/۰۱	۵/۳۷	۰/۱۸	۱/۳۰	۰/۶۴	۰/۴۵	۱/۲۸	۰/۰۹
	انحراف استاندارد	۰/۰۱	۰/۰۹	۰/۲۴	۰/۱۰	۰/۰۸	۰/۰۸	۰/۰۶	۰/۰۷	۰/۲۶
	ضریب تخمین زده شده	۰/۰۱	۱/۰۹	۰/۴۳	۰/۲۰	۰/۱۱	۰/۲۰	۰/۱۰	۰/۰۷	۰/۴۰
S/L/A/V	آماره t	۰/۹۱	۹/۲۷	۱/۳۹	۰/۵۰	۱/۰۷	۰/۹۲	۰/۳۳	۰/۸۱	۱/۲۱
	انحراف استاندارد	۰/۰۱	۰/۱۲	۰/۳۱	۰/۱۳	۰/۱۰	۰/۱۰	۰/۰۸	۰/۰۹	۰/۳۳
	ضریب تخمین زده شده	۰/۰۱	۰/۰۱	۲/۳۶	۰/۰۹	۰/۱۹	۰/۰۹	۰/۲۸	۰/۱۲	۰/۹۹
S/L/C/R	آماره t	۰/۷۵	۳/۲۳	۲/۸۶	۰/۲۶	۰/۷۱	۰/۳۲	۰/۳۳	۰/۴۹	۰/۲۵
	انحراف استاندارد	۰/۰۲	۰/۳۱	۰/۸۲	۰/۳۵	۰/۲۷	۰/۲۸	۰/۲۱	۰/۲۴	۰/۸۹
	ضریب تخمین زده شده	۰/۰۱	۰/۷۰	۱/۱۴	۰/۲۸	۰/۰۳	۰/۲۶	۰/۲۴	۰/۰۰	۰/۳۴
S/L/C/V	آماره t	۰/۸۴	۴/۸۰	۲/۹۵	۰/۶۸	۰/۲۸	۰/۰۴	۰/۴۴	۰/۰۲	۰/۸۲
	انحراف استاندارد	۰/۰۱	۰/۱۵	۰/۳۹	۰/۱۷	۰/۱۲	۰/۱۳	۰/۱۰	۰/۱۱	۰/۴۱

۵. بحث و نتیجه گیری

در این تحقیق عملکرد مدل هشت عاملی، که بسط یافته مدل پنج عاملی فاما و فرنچ با در نظر گرفتن سه عامل ریسک نکول، نقدشوندگی و مومنتوم است، در بازار سرمایه ایران، بورس و فرابورس بررسی شد. هدف این تحقیق، سنجش قدرت این مدل و آزمودن این امر بود که آیا این مدل از کارایی مناسب برخوردار است و امکان استفاده از آن برای تبیین رابطه ریسک و بازده

وجود دارد یا خیر. همچنین تأثیر هر یک از این عوامل بر عملکرد مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ بررسی شد.

یافته‌ها نشان می‌دهند که قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌ها تا حد بسیار زیادی به نحوه‌گزینش عوامل بستگی دارد و این نتیجه کاملاً با آنچه اسکاکیر و لانکرسی در پژوهش خود به آن دست یافتند، هماهنگ است. بر اساس آزمون GRS، کارایی مدل‌ها در سطح معناداری مورد توجه، مورد تأیید نبوده است. لیکن نتایج درباره قدرت عوامل جدید و اثر آن‌ها بر ارتقای مدل پنج‌عاملی در ترکیبات مختلف نشان می‌دهد که در ترکیب تنها یکی از عوامل با مدل پنج‌عاملی یعنی مومنتوم، عملکرد بهتری داشته و ریسک نکول ضعیف‌ترین عملکرد را در ترکیب تنها یک عامل ارائه کرده است که هم توسط عرض از مبدأ و هم توسط آماره GRS تأیید می‌شود. در ترکیب دو عامل از میان عوامل، بررسی عرض از مبدأ نشان می‌دهد که ترکیب ریسک نقدشوندگی و مومنتوم باعث بهبود بیشتری شده است. این نتایج با معیارهای نسبت $\frac{A|a_i|}{A|\bar{r}_i|}$ و $\frac{A(\alpha_i^2)}{A(\mu_i^2)}$ تقریباً یکسان بوده و تنها اندکی متغیر است، به همین علت می‌توان نتیجه‌گیری قابل قبولی از آن در این زمینه ارائه داد گرچه آماره GRS آن را تأیید نمی‌کند.

نتیجه‌گیری دیگر، مربوط به روابط بین هشت عامل است. کوچک بودن اکثر همبستگی‌ها حاکی از عدم وابستگی این عوامل با یکدیگر است. با توجه به یافته‌های پژوهش، به فعالان بازار سرمایه پیشنهاد می‌شود سه عامل ریسک نکول، مومنتوم و نقدشوندگی را در نظر بگیرند و از مدل‌هایی مانند مدل هشت‌عاملی که عوامل ریسک بیشتری را مد نظر قرار می‌دهند استفاده کنند.

منابع

1. Amihud, Y. (2002). liquidity and Stock Returns: Cross-Section and Timeseries Effects. *Journal of Financial Markets*, 5, pp. 31-56.
2. Badri, A. & Davaloo, M. & Aghajani, F. (2018). Source of momentum generation; Evidence on how to adjust risk. *Journal of Financial Management Perspective*, 23(8), 9-31. (in Persian)
3. Banz, R. W. (1981). The relative efficiency of various portfolios: Some further evidence: Discussio. *Journal of Finance*, 35(2): 663– 682.
4. Bharath, S. T. and Shumway, T. (2005). “Forecasting default with the KMV–Merton model”, Working Paper, University of Michigan.
5. Carhart, M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance*, 52, 57–82.
6. Cohen, R.B., Gompers, P.A., Vuolteenaho, T. (2002). Who underreacts to cash-flow news? evidence from trading between individuals and institutions. *Journal of Financial Economics*, 66 (2), 409–462.
7. Eivazlu, R, Ghahramani, A & Ajami, A. (2017). Analyzing the Performance of Fama and French Five-factor Model Using GRS Test. *Journal of Financial Research*, 70(22), 691-714
8. Eslami Bidgoli, G. & Kimiyagari, A. & Eskandari, M. (2008). Test of the FamaFrench Three-Factor Model in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Research*, 9(2), 61-82. (in Persian)
9. Fadaeenejhad, M, & Eivazlu, R. (2006). Investigating the value premium in the Tehran Stock Exchange and its position in the pricing of capital assets. *Journal of Financial Research*, 22(8), 33-46 (in Persian)
10. Farhadi, R., Akhoundi, O., Mehr Avar, H. (2019). Explaining the Relationship between Herding Behavior and Momentum with Stock Returns: Evidence from the Iran Capital Market. *Journal of Financial Management Perspective*, 26(9), 121-145 (in persian)
11. Fallahshams, M.& Hahemi, N. & Heidari, A. (2011). Investigating the Relationship between Liquidity Risk and Price in Tehran Stock Exchange. *Quarterly Financial Engineering and Securities Management*, 2(9), 207-227. (in Persian)
12. Fama, E.F., French, K.R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, 47 (2), 427–465.
13. Fama, E. & French, K. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3–56.
14. Fama, E.F., French, K.R. (1995). Size and book-to-market factors in earnings and returns. *Journal of Finance*, 50 (1), 131–155.
15. Fama, E.F., French, K.R. (2008). Dissecting anomalies. *Journal of Finance*, 63 (4), 1653–1678.
16. Fama, E.F., French, K.R., (2016)a. Choosing Factors. SSRN Scholarly Paper ID 2668236, Social Science Research Network, Rochester, NY.
17. Fama, E.F., French, K.R., (2016)b. Dissecting anomalies with a five-factor model. *Rev. Financ. Stud.* 29 (1), 69–103.
18. Gibbons, M.R., Ross, S.A., Shanken, J., 1989. A test of the efficiency of a given portfolio. *Econ.: J. Econ. Soc.*, 1121–1152
19. Haugen, R.A., Baker, N.L. (1996). Commonality in the determinants of expected stock returns. *Journal of Financial Economics*, 41 (3), 401–439.

20. Hezbi, H., Salehi, A., Salehi, B. (2014). Fama and French five-factor model: A new model for measurement Expected stock returns. *Accounting and auditing research*, 4(4), 109- 120 (in persian)
21. Hou, K., Xue, C., Zhang, L. (2015). Digesting anomalies: an investment approach. *Review of Financial Studies*, 28 (3), 650–705.
22. KMV Corporation (1997). “Modeling Default Risk (Technical Document)”, <http://www.kmv.com>.
23. Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risk investments in stock portfolios and capital budgets. *Review Economics and Statistics*, 47, 13–37.
24. Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, 7(1), 77-91.
25. Merton, R.C. (1974). On the pricing of corporate debt: the risk structure of interest rates. *Journal of Finance*, 29 (2), 449–470.
26. Mohammad Tabar Kasgari, F., Dehghan, A., Hashemi Farasha, A. (2018). Relationship between Corporate Characteristics and Systematic Risk in Tehran Stock Exchange Using the Fama and French Three-Factor Model. *Journal of Financial Management Strategy*, 2(8), 177-196
27. Moradi, M., Kamari, J., Dahi, F. (2015). The Impact of Profitability and Investment Factors on Stock Return (Fama French Five Factor Model). *Journal of Financial Management Perspective*, 11(5), 53-78
28. Novy-Marx, R. (2013). The other side of value: The gross profitability premium. *Journal of Financial Economics*, 108, 1–28.
29. Pástor, L., Stambaugh, R. (2003). Liquidity risk and expected stock returns. *Journal of Political Economy*, 111, 642–685
30. Pourzamani, Z. & Bashiri, A. (2013). Test the Karhart model to predict expected returns by growth and value stocks. *Journal of Financial Engineering and Securities Management*, 16(4), 93-107. (in persian)
31. Rosenberg, B., Reid, K., Lanstein, R., 1985. *Persuasive evidence of market inefficiency. J. Portfolio Manage.* 11 (3), 9–16.
32. Rostami, M, & Rezae Moghadam, A. (2013). Assessing long-term IPO return by Fama-French model approach and emphasise on liquidity. *Journal of Human Resoure.* 81, 120-137 (in persian)
33. Sadeh Sharif, S. & Akbarosadat, M. (2011). Earning Management & the Long-Run Market Performance of Initial Public Offerings: *Evidences from Tehran Stock Exchange. Journal of Financial Research*, 13(32), 57-72. (in Persian)
34. Sharpe, William F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, 19, 425–442.
35. Skoc̓ir, M., Lonc̓arski, I. (2018). Multi-factor asset pricing models: Factor construction choices and the revisit of pricing factors. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 55, 65-80.
36. Stattman, D., 1980. Book values and stock returns. Chicago MBA: J. Select. Papers 4 (1), 25–45.
37. Titman, S., Wei, K., Xie, F. (2004). Capital investments and stock returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 39, 677–700.
38. Vassalou, M., Xing, Y., 2004. *Default risk in equity returns. J. Finan.* 59 (2), 831–868.