Shahid Beheshti University
Journal of Financial Management Perspective
No. 32, Winter 2021
PP: 9-32

P-ISSN: 2645-4637
E-ISSN: 2645-4645

Multi-Factor asset pricing model in Iranian Capital Market

Reza Eyvazloo*, Yasaman Hashemi, Amirali Qorbani*****

Abstract

Eight-factor pricing model of Skocˇir and Loncˇarski (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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

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.

دانشگاه شهیدبهشتی
نشریه چشم‌انداز مدیریت مالی
شماره ۳۲ ـ زمستان ۱۳۹۹
ص‌ص ۳۲- ۹

شاپای چاپی: ۲۶۴۵-۴۶۳۷
شاپای الکترونیکی: ۲۶۴۵-۴۶۴۵

مدل قیمت‌گذاری چندعاملی در بازار سرمایه ایران

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

چکیده

مدل ه شت‌عاملی ا سکاکیر و لانکر سکی (۲۰۱۸)، ب سط یافته مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۶) اس‌ت. این دو محقق با افزودن س‌ه عامل ریس‌ک نکول، نقدش‌وندگی و مومنتوم س‌عی در بهبود قدرت تبیین‌کنندگی مدل دا شته و دنبال یافتن پا سخی برای برخی نابهنجاری‌های این مدل بوده‌اند. هدف این پژوهش بررسی کارایی عوامل یادشده در قالب مدل قیمت‌گذاری دارایی ها در بازار سرمایه ایران است.

یافته‌ها نش‌ان می‌دهندکه قدرت توض‌یح‌دهندگی مدل‌ها تا حد بس‌یار زیادی به نحوه گزینش عوامل بس‌تگی دارد. کارایی مدل‌ها در س‌طح معنی‌داری 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، مومنتوم عملکرد بهتری داشته و ریسک نکول ضعیف‌ترین عملکرد را ارائه کرده‌اس‌ت. در ترکیب دو عامل از میان عوامل، بررس‌ی عرض از مبدأ نش‌ان می‌دهد که ترکیب ریسک نقدشوندگی و مومنتوم باعث بهبود بیشتری شده‌است.

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

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

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 مارکوئیتز (۱۹۵۲) است که شیوه‌ای برای تشکیل پرتفویی با حدأکثر بازدهی و حدأقل 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 لینتر (۱۹۶۵) ارائه شده‌است، تنها عامل بتا را به عنوان عامل تعیین‌کننده ریسک شناخته است[۳۴،۲۳]. پس از مطالعات گوناگون پیرامون مدل، محققان بسیاری به دقیق‌نبودن 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 لحاظ‌کردن 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 لحاظ‌کردن 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[۱۳،۱۶].

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 کرهارت (۱۹۹۷)، با لحاظ کردن مومنتوم، پاستور و استمباق (۲۰۰۳)، با در نظر گرفتن نقدشوندگی، و وسلو و شینگ (۲۰۰۴)، با لحاظ‌کردن ریسک نکول، را در نظر نمی‌گیرد. در نهایت اسکاکیر 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[۵،۲۹، ۳۸،۳۵].

آنچه در این تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرد قدرت توضیح‌دهندگی مدل هشت‌عاملی تعیین‌شده در پژوهش اسکاکیر 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 پیشینهٔ 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 آزمودن 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 به‌دست می‌آورند[۳]. استاتمن (۱۹۸۰) و روزنبرگ (۱۹۸۵) در تحقیقات خود به این نتیجه دست یافتند که سهام شرکت-هایی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری سرمایه ($\frac{B}{M}$) بزرگ‌تر، بازدهی بیش‌تری نسبت به سهام شرکت‌هایی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری سرمایه کوچک‌تر به‌دست 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 به‌دست‌آمده 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. کرهارت با تأثیر از مطالعاتی که بازدهی را با عامل مومنتوم مرتبط می‌دانستند، مدل چهارعاملی (۱۹۹۷) را ارائه کرد که علاوه بر سه عامل مطرح‌شده در مدل فاما و فرنچ، عامل مومنتوم را نیز لحاظ کرده بود و با آزمودن توان توضیح‌دهندگی مدل

---

۱. CAPM

خود نشان داد که مدل چهارعاملی وی عملکرد بهتری نسبت به مدل فاما و فرنچ دارد. پاستور و استامباق (۲۰۰۳) با لحاظ‌کردن 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[۶،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 کرده‌است[۹].

فلاح شمس و ها شمی (۱۳۹۰) در تحقیق خود تأثیر ریسک نقد شوندگی 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 شوندگی 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 پژوهش های 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 شده‌است. نتایج این تحقیقات حاکی از آن است که پرتفوی سهام رشدی 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 بررسی 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 کرهارت را با مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ مقایسه کرده و به این نتیجه رسیدند که مدل پنج‌عاملی، قدرت توضیح‌دهندگی بالاتری نسبت به مدل چهارعاملی کرهارت دارد[۲۰].

محد تبارکا سگری، دهقان و ها شمی (۱۳۹۸) به بررسی 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:

رابطه۱) $m_t = \sum_{T=1}^{+\infty} \frac{E(Y_{t+T} - dB_{t+T})}{(1+R)^T}$

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 به‌دست می‌آید که در سمت چپ معادله، همان نسبت ارزش بازاری به ارزش دفتری، که معیار

ارزش ما در مدل سه‌عاملی است، پدیدار می‌شود که رابطه آن با بازدهی، پیش از این برای ما مشخص شده‌بود.

رابطه۲)
$$\frac{m_t}{B_t} = \frac{\sum_{T=1}^{+\infty} \frac{E(Y_{t+T} - dB_{t+T})}{(1+R)^T}}{B_t}$$

همانطور که در این رابطه مشاهده می‌شود، دو عامل دیگر سودآوری و رشد ارزش دفتری حقوق صاحبان سهم یا سرمایه‌گذاری بر نسبت ارزش بازاری به ارزش دفتری اثر می‌گذارند. در نتیجه می‌توانند بر بازدهی مورد انتظار سهم نیز اثرگذار باشد. با توجه به استدلال بیان شده، فاما و فرنچ در سال ۲۰۱۶ مدل سه‌عاملی خود را ارتقاء داده و مدل پنج‌عاملی را به شرح زیر ارائه دادند:

رابطه۳)
$$R_{i_t} - R_{F_t} = \alpha_i + \beta_{1,i}\left(R_{m_t} - R_{F_t}\right) + \beta_{2,i}SMB_t + \beta_{3,i}HML_t + \beta_{4,i}RMV_t + \beta_{5,i}CMA_t + \varepsilon_{i_t}$$

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

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

RMV_t: عامل سودآوری، که برابر است با تفاوت میانگین بازدهی پرتفوی سهام شرکت‌های با سودآوری بالا و پرتفوی سهام شرکت‌ها با سودآوری پایین.

CMA_t: عامل سرمایه‌گذاری، که برابر است با تفاوت میانگین بازده پرتفوی سهام شرکت‌ها با سرمایه‌گذاری پایین (محافظه‌کار) و پرتفوی سهام شرکت‌ها با سرمایه‌گذاری بالا (جسورانه).

با در نظر گرفتن این دو عامل اضافی، قدرت توضیح‌دهندگی مدل به شکل بسیار خوبی افزایش می‌یابد، رابطه را بهتر از قبل تبیین می‌کند و با نگاهی جامع‌تر انواع مختلف عوامل ریسک سیستماتیک را در نظر می‌گیرد.

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

یافته‌هایی دست یافتند که نشان می‌دهد مدل سه‌عاملی عملکرد بهتری داشته و دو عامل اضافه‌شده نمی‌توانند کارآیی 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 اسکاکیر و لانکرسکی ارائه شده‌است که در آن هشت عامل را برای تبیین بازده مورد انتظار به کار برده‌اند.

در سال ۲۰۱۸ اسکاکیر و لانکرسکی با هدف بهبود توضیح‌دهندگی مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ عوامل دیگری را به مدل ا ضافه کردند و در برر سی تجربی ن شان 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:

رابطه۴)

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

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

IML_t: عامل نقد شوندگی، که برابر ا ست با تفاوت میانگین بازده پرتفوی سهام شرکت‌های با نقدشوندگی پایین و پرتفوی سهام شرکت‌های با نقدشوندگی بالا.

BMS_t: عامل ریسک نکول، که برابر ا ست 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 برر سی قدرت تو ضیح‌دهندگی مدل‌های عاملی ا ست تا بتوان مدلی قوی‌تر برای بیان رابطه ریسک و بازده ارائه داد و موجب پیش‌بینی دقیق‌تر از قیمت سهام شد که هم برای سرمایه گذاران 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 پیییین و ااااسل و برای آزمودن نتایج به‌دست آمده از آزمون GRS[۱] و نسبت‌های $\frac{A|a_i|}{A|\overline{r_i}|}$ و $\frac{A(\alpha_i^2)}{A(\mu_i^2)}$ استفاده شده‌است.

۱،۳. 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 دسته‌ی کلی داده‌های صورت‌های مالی و داده‌های مربوط به معاملات روزانه تقسیم‌بندی کرد. داده‌های مربوط به صورت‌های مالی از سایت کدال و داده های معاملاتی از نرم‌افزار های در یافت اطلا عات 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 ا ست و متغیرهای م ستقل، که همان بازدهی بازار، ن سبت ارزش دفتری به ارزش بازاری سهم، اندازه، شتاب بازده قیمت شش‌ماهه، نقدشوندگی و ریسک نکول هستند.

با تشکیل پرتفو بر اساس معیارهای بیان‌شده (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 تو ضیح‌دهندگی آن‌ها و عوامل تمرکز دارد و برای تجزیه و تحلیل کمی داده‌ها و بررسی این موضوع، ابتدا از رگرسیون چندعاملی استفاده می شود. سپس با ا ستفاده از ضرایب به‌دست‌آمده، معیارهای سنجش قدرت تبیین مدل محا سبه می‌شود و در بخش کیفی تحقیق با تحلیل معیارهای محاسبه‌شده نتایج به‌دست‌آمده تفسیر می‌شود.

۴،۳. مدل پژوهش

مدل پژوهش به شرح زیر است:

رابطه ۱۵)

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

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

رابطه۵) $r_{i_t} = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$

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 دوره‌ی 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:

رابطه۶) $\text{بازدهی بازار در دوره‌ی زمانی } t = \frac{\text{مقدار شاخص در ابتدای دوره} - \text{مقدار شاخص در انتهای دوره}}{\text{مقدار شاخص در ابتدای دوره}}$

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 شده‌است. 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 به‌دست‌آوردن 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.

رابطه۷)

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

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

عامل سرمایه‌گذاری

برای به‌دست‌آوردن عامل سرمایه‌گذاری، تغییر در دارایی‌های شرکت مبنا قرار داده شده‌است. اگر دارایی‌های شرکت در دوره گذشته رشد داشته باشد، شرکت از نظر سرمایه‌گذاری در طبقه جسورها قرار داده می‌شود.

برای به‌دست‌آوردن عامل سرمایه‌گذاری، پرتفویی تشکیل می‌شود که در آن سهام شرکت‌های محافظه‌کار که سرمایه‌گذاری کم‌تری دارند خریداری و سهام شرکت‌های جسور (با سرمایه‌گذاری بالا) به فروش می‌رسند. برای دست‌یابی به این پرتفو، پس از تشکیل پرتفو از شرکت‌های با سرمایه‌گذاری بالا و پایین، میانگین بازدهی پرتفو با سرمایه‌گذاری بالا از میانگین بازدهی پرتفوهای با سرمایه‌گذاری پایین کسر می‌شود.

عامل سودآوری

برای محاسبه عامل سودآوری، از نسبتی زیر استفاده می‌شود:

رابطه ۸) $$\text{عامل سودآوری} = \frac{\text{هزینه‌های بهره−سود عملیاتی}}{\text{ارزش دفتری کل دارایی}}$$

سپس بر اساس الگوی پیشین برای سایر عوامل، پرتفوهایی با سودآوری بالا و پایین تشکیل شـــده و با تفریق میانگین بازدهی پرتفویی با ســـودآوری پایین از میانگین بازدهی پرتفوی با سودآوری بالا، عامل سودآوری به‌دست می‌آید.

عامل نقدشوندگی

برای محاسبه عامل نقدشوندگی از معیار نقدشوندگی آمیهود استفاده شده‌است. 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 آن‌ها معامله می‌شود، می‌داند و رابطه زیر را برای محاسبه این معیار معرفی می‌کند[۱]:

رابطه۹) $$ILLIQ_t = \frac{1}{D_T}\sum_{t=1}^{D_T}\frac{R_{t,T}}{V_{t,T}}$$

D_T: تعداد روزهای قابل معامله در دوره‌ی زمانی T

$R_{t,T}$: بازدهی روز t در دوره‌ی T

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

پس از تقســیم‌بندی ســهام شــرکت‌ها بر اســاس نقدشــوندگی آن‌ها، ســهام شــرکت‌های با نقدشوندگی پایین خریداری شده و سهام شرکت‌های با نقدشوندگی بالا فروخته می‌شود و به این شکل پرتفویی به‌دست می‌آید که بازدهی آن، بازدهی عامل نقدشوندگی است.

عامل شتاب

برای محاسبه این عامل، از بازدهی شش ماهه سهم استفاده شده‌است. 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 تشکیل‌شده 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 تکامل‌یافته 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 براث 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 شده‌است. 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:

$$\sigma_D = ۰/۰۵ + ۰/۲۵ \times \sigma_E$$ رابطه۱۰)

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

$$\sigma_V = \frac{E}{E+D}\sigma_E + \frac{D}{E+D}\sigma_D = \frac{E}{E+F}\sigma_E + \frac{F}{E+F}(۰/۰۵ + ۰/۲۵ \times \sigma_E)$$ رابطه۱۱)

و در نهایت برای محاسبه فاصله تا نکول داریم:

رابطه ۱۲)

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

پس از محاسبه احتمال نکول برای هر شرکت، از این عامل برای گروه‌بندی شرکت‌ها به دو گروه پرریسک و کم‌ریسک بر اساس میانه اقدام می‌شود. با این روش، پرتفویی تشکیل می‌شود که در آن سهام شرکت‌ها با ریسک نکول بالا خریده شده و سهام شرکت‌ها با ریسک نکول پایین به فروش می‌رسند. با تفریق میانگین بازدهی سهام شرکت‌های با ریسک نکول پایین از بازدهی شرکت‌ها با ریسک نکول بالا، عامل ریسک نکول به‌دست می‌آید.

۵,۳. نحوه محاسبه متغیرها

روش انتخاب شده برای ایجاد عوامل بر اساس شیوه‌ای است که در پژوهش‌های فاما و فرنچ (۱۹۹۳ و ۲۰۱۶) به کار برده شده‌است. در این پژوهش ابتدا همه شرکت‌ها براساس اندازه مرتب می شوند. سپس میانه اندازه آن‌ها محاسبه شده و سهام شرکت‌ها به دو گروه بزرگ و کوچک تقسیم می‌شوند. 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 سرمایه‌گذاری لحاظ می شود و مانند عوامل قبلی، سهام شرکت‌ها بر این اساس به دو طبقه جسور (با سرمایه‌گذاری بالا) و محتاط تقسیم می‌شوند. همین روند برای عوامل دیگر مستقلاً تکرار می‌شود.

در پژوهش‌های انجام‌شده در این زمینه، معمولاً برای تفکیک پرتفوها بر مبنای عواملی جز اندازه، حالات دیگری غیر از تقسیم‌بندی به دو گروه بر اساس میانه نیز مورد بررسی قرار می‌گیرند. برای مثال تقسیم‌بندی به سه گروه بر اساس ۳۰ درصد پایین و ۳۰ درصد بالا، که در این میان ۴۰ درصد میانی مورد استفاده قرار نمی‌گیرد. در این پژوهش به دو دلیل از این روش استفاده نمی شود و گروه‌بندی‌ها 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 داده‌ها می‌شود 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 اسکاکیر 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 می شود و سهام هر شرکت در یکی از این پرتفوها قرار می‌گیرد. تعدادی از این پرتفوهای ایجاد شده به عنوان نمونه در جدول(۱) آورده شده است.

جدول ۱. خلاصه ساختار پرتفوهای تشکیل‌شده

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

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 حدأقل 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 می شود. 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)

$$SMB = \frac{۱}{۶۴}(\text{میانگین بازدهی تمامی شرکت‌های بزرگ} + \text{میانگین بازدهی تمامی شرکت‌های کوچک})$$

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

رابطه ۱۴)

$$SMB = \frac{۱}{۸}(\text{میانگین بازدهی تمامی شرکت‌های بزرگ} + \text{میانگین بازدهی تمامی شرکت‌های کوچک})$$

که در این تحقیق از رابطهٔ ۱۴ استفاده شده‌است.

۶,۳. معیارهای سنجش

برای بررسی عملکرد مدل پژوهش از آماره GRS استفاده شده‌است. این آماره که توسط گیبونس، راس و شنکن در سال ۱۹۸۹ مطرح گردید، تمرکز خود را بر روی عرض از مبدأهای 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 به‌دست آمده، فرض صفر بودن عرض از مبدأهای رگرسیون‌ها و قدرت مدل مورد آزمون قرار می‌گیرد.

برای به‌دست‌آوردن آماره GRS از رابطه زیر استفاده می‌شود:

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

T: تعداد مشاهدات

N: تعداد سبدها

L: تعداد عامل‌ها

$\bar{\alpha}$: ماتریس عرض از مبدأها

∑: ماتریس کواریانس پسماندها

Ω: ماتریس کواریانس عوامل

μ: ماتریس میانگین عوامل

هرچه این آماره کوچک‌تر باشد، قدرت توضیح‌دهندگی 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 فیشر این آزمون انجام داده می‌شود و ملاک مقایسه مقدار بحرانی آماره‌ها با مقادیر استخراج‌شده از جدول است.

علاوه بر آزمون GRS از نسبت‌های $\frac{A|a_i|}{A|\bar{r}_i|}$ و $\frac{A(\alpha_i^2)}{A(\mu_i^2)}$ و مقدار $A|a_i|$ استفاده شده است. در این نسبت‌ها، $A|a_i|$ 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، نشان‌دهنده فاصله بیشتر عرض از مبدأها از صفر است و هر چه نسبت‌های معرفی‌شده 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 می‌دهد.

۴. تحلیل داده‌ها و یافته‌ها

برای تحلیل یافته‌های پژوهش، ابتدا میانگین بازده ماهانه پرتفوهایی که بر اساس عوامل مورد نظر تشکیل شده‌اند بررسی می‌شود. همانطور که پیش‌تر 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 به‌دست آمد که بازدهی آن‌ها در جدول(۲) آورده شده‌است.

جدول ۲. میانگین موزون (با ارزش بازاری) بازده ماهانه برای ۱۶ سبد تفکیک‌شده بر اساس اندازه، ارزش، سرمایه‌گذاری و سودآوری (درصد)

	کوچک				بزرگ			
	رشدی		ارزشی		رشدی		ارزشی	
	محافظه کار	جسور	محافظه کار	جسور	محافظه کار	جسور	محافظه کار	جسور
سودآوری بالا	۳۰/۹۱۹	۳۷/۱۷۳	-۶/۰۲۳	۱۶/۹۶۳	۲۵/۶۰۵	۴۳/۳۲۲	-۱۴/۶۲۴	۱۰/۷۸۲
سودآوری پایین	۱۳/۹۳۳	۲۲/۵۵۳	۴/۳۰۳	۶/۷۶۸	۲۷/۹۷۶	۴۲/۰۴۱	-۵/۷۵۶	۵۱/۹۵۳

همانطور که در جدول فوق مشاهده می‌شود، پرتفوی شرکت‌هایی با سرمایه‌گذاری پایین (محافظه‌کار) با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری پایین (رشدی)، همواره میانگین بازدهی بالاتری نسبت به پرتفوی شرکت‌های محافظه‌کار و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری بالا دارند. به بیان دیگر، با ثابت‌نگه‌داشتن اثر سرمایه‌گذاری، میانگین بازدهی با عامل ارزش رابطه عکس دارد. دیگر اثری که در این جدول دیده می‌شود، اثر قطعی سرمایه گذاری است که با ثابت‌نگه‌داشتن عوامل دیگر، رابطه‌ای عکس یافته‌های فاما و فرنچ را نشان می‌دهد.

توصیف آماره‌ای از عوامل به‌دست‌آمده

در جدول(۳)، میانگین بازدهی ماهانه عوامل از سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۷ آورده شده‌است که کم‌ترین آن‌ها متعلق به عامل سرمایه‌گذاری با منفی ۱۸/۹۱ درصد و بیش‌ترین آن‌ها متعلق به عامل اندازه با میانگین ۴۱/۵۴ در صد ا ست. پراکندگی این بازدهی‌ها نیز م شاهده می شود. آنچه م سلم ا ست عدم تفاوت چ شمگیر بین عوامل ا ست؛ به طوری که انحراف معیار بازدهی عوامل مختلف بین ۱۸/۱۱ و ۲۹/۳۷ درصد قرار دارد. جدول(۴) همبستگی بین عوامل را نشان می‌دهد. این نتایج، همانطور که با توجه به مطالعات اسکاکیر و لانکرسی انتظارش می‌رفت، حاکی از همب ستگی پایین بین عوامل ا ست. در این میان بیش‌ترین همب ستگی مربوط به عوامل ری سک نکول و اندازه با همبستگی ۰/۰۷۷۰۱ است.

جدول ۳. آماره‌های توصیفی عوامل (درصد)

	R_m-R_f	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 ۸	۲/۵۴۶۷ ۲	۲/۳۵۶۸ ۲	۲۹/۳۷۴۳	۲/۱۴۸۶ ۴	۱/۷۶۴۴ ۹	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 –	۰٫۰۰۵۱۷	۰٫۰۰۵۳۹	۰٫۰۱۳۷۸ –	۰٫۰۰۷۴۳	۰٫۰۲۱۷۶ –	۰٫۰۲۲۹۷ –
SMB		۱	۰٫۰۳۳۴۰	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 می شود. مدل هشت‌عاملی پیش‌تر توضیح داده شد. با اضافه‌کردن یک و دو عامل از سه عامل جدید یعنی نقد شوندگی، نکول و مومنتوم می‌توان از مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ به مدل‌های شش و هفت‌عاملی دست یافت. برای مقایسه عملکرد این مدل‌ها و پیداکردن بهترین مدل از میان آن‌ها، از آماره GRS و دو نسبت $\frac{A|a_i|}{A|\bar{r}_i|}$ و $\frac{A(\alpha_i^2)}{A(\mu_i^2)}$ 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، اسکاکیر و لانکر سکی(۲۰۱۸) نیز در پژوهش خود رد مدل هشت عاملی 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 هشت عاملی 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 می شود و نشان می‌دهد که این دو عامل، قدرت بیش‌تری نسبت به دو ترکیب مومنتوم با ریسک نکول و ریسک نکول با نقدشنوندگی در توضیح‌دهندگی دارند. اما اگر مراد اضافه‌کردن 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 می شود به طوریکه پایین ترین مقدار این آماره در میان مدل های شش عاملی 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، نسبت ها و هم چنین 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 شش وهفت‌عاملی بهتر دانست. در میان مدل‌های هفت عاملی، این نسبت تأیید می‌کند که اضافه‌کردن عوامل نقدوشوندگی 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 داشته‌است و بیش‌ترین افزایش قدرت مربوط به اضافه‌کردن عامل مومنتوم به مدل پنج‌عاملی است که این نتایج تماماً آنچه با استفاده از بررسی میانگین قدر مطلق عرض از مبدأ به‌دست آمده‌است 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	/۱۵۵۶۵ 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 پرتفوهای 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 تخمین‌زده‌شده**	−۰/۰۰۱۷	۰/۹۱۶۱	−۰/۲۵۷۳	۰/۵۲۸۸	۰/۴۲۶۹	−۰/۰۸۳۴	−۰/۲۳۸۸	−۰/۰۸۹۵	۰/۱۸۹۱
	آماره t	−۰/۳۱	۹/۱۲۶۸	−۰/۹۷۶۲	۴/۶۷۴۹	۵/۰۳۶۶	−۰/۹۳۷۹	−۳/۵۷۹۰	−۱/۱۵۳۱	۰/۶۶۸۲
	انحراف استاندارد	۰/۰۱	۰/۱۰	۰/۲۶۳۶	۰/۱۱	۰/۰۸۴۷	۰/۰۸۸۹	۰/۰۶۶۷	۰/۰۷۷۶	۰/۲۸۳۰
B/H/A/V	**ضریب تخمین‌زده‌شده**	۰/۰۴	−۰/۱۹	۰/۳۷	−۰/۲۰	−۰/۱۰	۰/۰۵	۰/۰۴	−۰/۰۸	−۰/۳۳
	آماره t	۷/۴۸	−۱/۸۱	۱/۳۶	−۱/۶۹	−۱/۱۶	۰/۵۶	۰/۶۴	−۰/۹۷	−۱/۱۴
	انحراف استاندارد	۰/۰۱	۰/۱۰	۰/۲۷	۰/۱۲	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۷	۰/۰۸	۰/۲۹
B/H/C/R	**ضریب تخمین‌زده‌شده**	−۰/۰۲۹۹	۱/۱۴۹۷	−۰/۰۷۵۰	−۰/۲۰۱۰	−۰/۱۰۰۵	۰/۱۵	−۰/۰۵۶۶	۰/۳۳۰۷	۰/۳۳۳۰
	آماره t	−۲/۳۵	۴/۹۷	−۰/۱۲	−۰/۷۷	−۰/۵۱	۰/۷۵	−۰/۳۷	۱/۸۵	۰/۵۱
	انحراف استاندارد	۰/۰۱	۰/۲۳	۰/۶۱	۰/۲۶	۰/۲۰	۰/۲۱	۰/۱۵	۰/۱۸	۰/۶۵
B/H/C/V	**ضریب تخمین زده شده**	−۱/۸۴	۱,۰۰	−۱۰/۸۷	۱۱/۵۱	−۰/۹۳	۷۸/۱۹	−۸/۷۸	۳۲/۳۳	−۱۵/۹۰
	آماره t	−۲/۰۹	۷/۲۰	−۰/۲۶	۰/۶۴	−۰/۰۷	۵/۴۹	−۰/۸۲	۲/۶۰	−۰/۳۵
	انحراف استاندارد	۰/۸۸	۱۶/۰۷	۴۲/۲۱	۱۸/۱۱	۱۳/۵۷	۱۴/۲۴	۱۰/۶۹	۱۲/۴۳	۴۵/۳۲
B/L/A/R	**ضریب تخمین زده شده**	−۰/۰۱	۱/۰۰	−۰/۰۵	−۰/۴۴	۰/۳۴	−۰/۲۰	−۰/۱۶	۰/۲۶	−۰/۱۲
	آماره t	−۱/۷۶	۱۲/۱۵	−۰/۲۵	−۴/۷۸	۴/۸۸	−۲/۷۱	−۰/۳۰	۴/۰۴	−۰/۵۲

	انحراف استاندارد	۰/۰۰	۰/۰۸	۰/۲۲	۰/۰۹	۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۰۵	۰/۰۶	۰/۲۳
B/L/C/V	ضریب تخمین‌زده‌شده	۰/۰۰	۰/۰۹	−۰/۰۶	−۰/۱۷	۰/۰۱	۰/۷۶	−۰/۱۲	۰/۰۶	۰/۴۸
	آماره t	۰/۶۵	۷/۰۲	−۱/۷۷	−۱/۱۲	۰/۰۵	۶/۳۲	−۱/۳۳	۰/۶۱	۱/۲۶
	انحراف استاندارد	۰/۰۱	۰/۱۳	۰/۳۵	۰/۱۵	۰/۱۱	۰/۱۲	۰/۰۹	۰/۱۰	۰/۳۸
B/L/A/V	ضریب تخمین‌زده‌شده	−۰/۲۱	۷۷/۰۵	۸/۲۹	−۹۱/۰۵	−۱۰۶/۴۰	−۴۰/۹۴	−۲۳/۶۱	−۲/۸۸	−۳۸/۵۸
	آماره t	−۰/۳۵	۶/۹۱	۰/۲۸	−۷/۲۵	−۱۱/۳۰	−۴/۱۴	−۳/۱۸	−۰/۳۳	−۱/۲۳
	انحراف استاندارد	۰/۶۱	۱۱/۱۵	۲۹/۲۹	۱۲/۵۷	۹/۴۲	۹/۸۸	۷/۴۲	۸/۶۳	۳۱/۴۴
B/L/A/V	ضریب تخمین‌زده‌شده	۰/۰۲	۰/۹۷	۰/۷۰	۰/۳۷	۰/۳۵	۰/۶۵	−۰/۴۲	۰/۲۸	−۰/۸۵
	آماره t	۱/۵۳	۳/۵۶	۰/۹۸	۱/۲۰	۱/۵۳	۲/۶۸	−۲/۳۱	۱/۳۱	−۱/۱۰
	انحراف استاندارد	۰/۰۲	۰/۲۷	۰/۷۲	۰/۳۱	۰/۲۳	۰/۲۴	۰/۱۸	۰/۲۱	۰/۷۷
S/H/A/R	ضریب تخمین‌زده‌شده	−۰/۰۱	۱/۱۰	۰/۷۹	−۰/۰۸	۰/۰۷	−۰/۰۴	−۰/۰۹	۰/۱۱	−۰/۰۱
	آماره t	−۱/۳۴	۱۱/۴۴	۳/۱۲	−۰/۷۲	۰/۸۷	−۰/۴۸	−۱/۳۸	۱/۴۲	−۰/۰۵
	انحراف استاندارد	۰/۰۱	۰/۱۰	۰/۲۵	۰/۱۱	۰/۰۸	۰/۰۹	۰/۰۶	۰/۰۷	۰/۲۷
S/H/A/V	ضریب تخمین‌زده‌شده	۰/۴۶	−۱۰/۶۵	−۱۷/۲۵	۲/۶۵	−۱۳/۳۱	−۲/۱۵	۲/۰۳	۱۱/۵۵	۹/۰۵
	آماره t	۰/۹۱	−۱/۱۶	−۰/۷۲	۰/۲۶	−۱/۷۲	−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
S/H/C/R	ضریب تخمین‌زده‌شده	−۰/۰۲	۰/۸۱	۱/۸۹	−۰/۱۹	۰/۱۳	۰/۰۴	−۰/۱۲	۰/۱۵	−۱/۱۰
	آماره t	−۲/۴۹	۴/۶۹	۴/۱۶	−۰/۹۹	۰/۸۶	۰/۲۵	−۱/۰۸	۱/۱۴	−۲/۲۵
	انحراف استاندارد	۰/۰۱	۰/۱۷	۰/۴۵	۰/۱۹	۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۱۱	۰/۱۳	۰/۴۹
S/H/C/V	ضریب تخمین زده شده	−۰/۰۲	۱/۰۷	۰/۵۲	−۰/۲۱	۰/۰۳	۰/۰۳	−۰/۰۴	۰/۱۸	۰/۴۰
	آماره t	−۲/۴۷	۸/۳۷	۱/۵۴	−۱/۴۵	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
S/L/A/R	ضریب تخمین‌زده‌شده	۰/۰۱	۰/۸۳	۱/۳۰	−۰/۲۳	۰/۱۰	−۰/۱۳	−۰/۰۹	۰/۰۹	−۰/۵۵
	آماره t	۱/۳۸	۹/۰۱	۵/۳۷	−۲/۱۸	۱/۳۰	−۱/۶۴	−۱/۴۵	۱/۲۸	−۲/۰۹
	انحراف استاندارد	۰/۰۱	۰/۰۹	۰/۲۴	۰/۱۰	۰/۰۸	۰/۰۸	۰/۰۶	۰/۰۷	۰/۲۶
S/L/A/V	ضریب تخمین‌زده‌شده	−۰/۰۱	۱/۰۹	۰/۴۳	−۰/۲۰	۰/۱۱	−۰/۲۰	−۰/۱۰	۰/۰۷	۰/۴۰
	آماره t	−۰/۹۱	۹/۲۷	۱/۳۹	−۱/۵۰	۱/۰۷	−۱/۹۲	−۱/۳۳	۰/۸۱	۱/۲۱
	انحراف استاندارد	۰/۰۱	۰/۱۲	۰/۳۱	۰/۱۳	۰/۱۰	۰/۱۰	۰/۰۸	۰/۰۹	۰/۳۳
S/L/C/R	ضریب تخمین‌زده‌شده	۰/۰۱	۰/۰۱	۲/۳۶	۰/۰۹	۰/۱۹	۰/۰۹	−۰/۲۸	۰/۱۲	−۱/۹۹
	آماره t	۰/۷۵	۳/۲۳	۲/۸۶	۰/۲۶	۰/۷۱	۰/۳۲	−۱/۳۳	۰/۴۹	−۲/۲۵
	انحراف استاندارد	۰/۰۲	۰/۳۱	۰/۸۲	۰/۳۵	۰/۲۷	۰/۲۸	۰/۲۱	۰/۲۴	۰/۸۹
S/L/C/V	ضریب تخمین‌زده‌شده	−۰/۰۱	۰/۷۰	۱/۱۴	−۰/۲۸	−۰/۰۳	−۰/۲۶	−۰/۲۴	۰/۰۰	−۰/۳۴
	آماره t	−۰/۸۴	۴/۸۰	۲/۹۵	−۱/۶۸	−۰/۲۸	−۲/۰۴	−۲/۴۴	۰/۰۳	−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 نتیجه‌گیری

در این تحقیق عملکرد مدل هشـــت‌عاملی، که بســـط یافته مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ با در نظرگرفتن 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 نحوه گزینش عوامل بستگی دارد و این نتیجه کاملا 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 می شود. 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 $\frac{A|a_i|}{A|\overline{r_i}|}$ 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. کوچک‌بودن أکثر 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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

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. Sadegh 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. Skocˇir, M., Loncˇarski, 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. D*efault risk in equity returns. J. Finan*. 59 (2), 831–868.