فصلنامه علمی پژوهشی
دانش مالی تحلیل اوراق بهادار
سال دوازدهم، شماره چهل‌ویکم
بهار ۱۳۹۸

# بررسی عملکرد استراتژی معاملاتی مبتنی بر غلبه تصادفی

**مریم دولو**[۱]
**شایان مسکینی مود**[۲]

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۲/۱۵ تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۵/۰۱

**چکیده**

هدف پژوهش حاضر، بررسی عملکرد استراتژی معاملاتی مبتنی بر غلبه تصادفی در بورس اوراق بهادار تهران است. برای این منظور نمونه‌ای متشکل از کل سهام پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۴ مورد بررسی قرار گرفته است. جهت آزمون اخیر از رویکرد تحلیل پرتفوی استفاده می‌گردد. بدین مفهوم که در هر ماه پرتفوی‌هایی بر مبنای روابط غلبه تصادفی مراتب دوم و سوم تشکیل شده و سپس عملکرد استراتژی معاملاتی مشتمل بر خرید سهام غالب و فروش سهام مغلوب بر اساس آلفای مدل پنج عاملی آزمون می‌گردد. نتایج حاصل از پژوهش حاکی از بازدهی مثبت و معنادار پرتفوی‌های آربیتراژی مبتنی بر غلبه تصادفی است. همچنین، بازدهی پرتفوی‌های غلبه تصادفی پس از تعدیل بابت ریسک (بازار، اندازه، ارزش، نقدشوندگی و مومنتوم) کماکان به لحاظ آماری معنادار و مثبت است. بدین نحو، قیمت‌گذاری عامل غلبه تصادفی در بورس اوراق بهادار تهران تایید می‌گردد. لازم به ذکر است نتایج حاصل از پژوهش به شدت تحت تاثیر مساله معامله اندک است.

**واژه‌های کلیدی:** استراتژی معاملاتی، بازدهی تعدیل‌شده بابت ریسک، غلبه تصادفی.

۱- استادیار گروه مالی دانشکده مدیریت و حسابداری دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.
۲- کارشناس ارشد مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
shayan.meskini@gmail.com

**۱- مقدمه**

دستیابی توامان به بیشینه بازدهی و کمینه ریسک هدفی است که فعالان بازار سرمایه برای تحقق آن در جستجوی الگوهای معاملاتی موفق بوده‌اند. سرمایه‌گذاران همواره در تلاش بودند تا با یافتن استراتژی معاملاتی مناسب، به بازدهی غیرعادی دست یافته و بر بازار فائق آیند[۱]. هرچند که از دیدگاه نظریه بازار کارا این تلاش بیهوده به نظر می‌رسد (مالکیل و فاما، ۱۹۷۰) اما بسیاری از شواهد تجربی نشان می‌دهد قیمت سهام همواره منعکس‌کنندهٔ کلیه اطلاعات موجود در بازار نیست (جنسن، ۱۹۷۸). صرف‌نظر از دلیل مغایرت قیمت بازار و قیمت تعادلی سهام، دستیابی به استراتژی معاملاتی متضمن کسب بازدهی غیرعادی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. فرآگرد انتخاب سهام و تشکیل پرتفوی به دلیل عدم قطعیت رخدادها و بازدهی آتی، همواره با چالش‌های جدی همراه بوده است. مدل‌های میانگین-ریسک که در اواسط قرن نوزدهم به طرز گسترده‌ای توسعه یافت، بر دو کمیت بازدهی مورد انتظار و ریسک استوار است. انتخاب بین گزینه‌های سرمایه‌گذاری بر اساس تعادل[۲] میان میانگین بازدهی و ریسک صورت می‌گیرد، به‌گونه‌ای که هر چه میانگین بازدهی بالاتر و ریسک آن پایین‌تر باشد، حائز مطلوبیت بالاتری می‌باشد. مدل میانگین-ریسک در بسیاری از مطالعات، به‌شدت مورد انتقاد قرار گرفت. یکی از چالش‌های اصلی مدل میانگین-ریسک آن است که در این مدل فرض می‌شود تابع مطلوبیت از نوع درجه دوم است (باوا، ۱۹۷۵). ژیانگ و ایدزورک (۲۰۱۱) نشان دادند فرض درجه دوم بودن تابع مطلوبیت واقع‌بینانه نیست (ژیانگ و ایدزورک، ۲۰۱۱). همچنین در این مدل، تابع توزیع بازدهی می‌بایست از توابعی نظیر نرمال، لاگ نرمال، نمایی و یکنواخت[۳] باشد (باوا، ۱۹۷۵). این در حالی است که فاما و مکبث (۱۹۷۳) و برین و سویج (۱۹۶۸) نشان دادند توزیع بازدهی سهام با مفروضات توابع توزیع احتمال نرمال، ناسازگار است (فاما و مکبث، برین و سویج، ۱۹۷۳، ۱۹۶۸). با توجه به اینکه روش‌های میانگین-ریسک تنها از دو آماره (میانگین و ریسک) برای توصیف تابع توزیع بازدهی استفاده می‌نماید، بسیاری از اطلاعات مهم انتخاب پرتفوی در این روش نادیده گرفته می‌شود. با احتساب محدودیت‌های مدل میانگین-ریسک، باید از روشی با محدودیت‌های کمتر استفاده شود. مدل‌های غلبه تصادفی[۴] که برای اولین بار توسط لمن (۱۹۵۵) مطرح گردید می‌تواند به عنوان جایگزین مدل میانگین-ریسک مورد توجه قرار گیرد (لمن، ۱۹۵۵). این روش، یک روش ناپارامتریک است که تابع مطلوبیت مشخصی را فرض نمی‌کند، بلکه می‌تواند تمامی توابع ممکن برای مطلوبیت را در نظر بگیرد. غلبه تصادفی در رتبه‌بندی گزینه‌های سرمایه‌گذاری در دسترس، تمام توزیع احتمال بازدهی را منظور نموده و برای ترجیحات تصمیم‌گیرندگان نسبت به ریسک، شرایطی کلی قائل است. غلبه تصادفی به عنوان یک شیوه نوین برای دست‌یابی به پرتفوی کارا، روشی کلی برای حداکثرسازی مطلوبیت مورد انتظار می‌باشد (فن‌نیومن و مورگن‌اشترن، لوی، ۱۹۶۲، ۱۹۹۲) که برخلاف چهارچوب نظری میانگین-ریسک نه به تابع مطلوبیت مشخص و نه به تابع توزیع بازدهی خاصی نیاز ندارد (کویرک و ساپوزنیک، ۱۹۶۲). برای مثال، غلبه تصادفی مرتبه دوم[۵] با فرض کلی ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران احتمال شرایطی را بیان می‌دارد که در آن تمامی سرمایه‌گذاران سیری‌ناپذیر و ریسک‌گریز، یک دارایی ریسکی را به دیگری ترجیح می‌دهند[۶].

برخی شواهد تجربی نظیر کوپا و پست (۲۰۱۱) بر نحوه استفاده از غلبه تصادفی در تشکیل پرتفوی‌های کارا متمرکز است (کوپا و پست). اما هدف پژوهش حاضر همانند کلارک و کاسیماتیس (۲۰۱۴) بررسی استراتژی معاملاتی مبتنی بر غلبه تصادفی مرتبه دوم و سوم است (کلارک و کاسیماتیس، ۲۰۱۴). به سخن دیگر، پرسش اصلی تحقیق آن است که آیا می‌توان بر اساس غلبه تصادفی مراتب دوم و سوم پرتفوی با سرمایه‌گذاری صفر (پرتفوی آربیتراژی) تشکیل داد که منتج به بازدهی غیرعادی گردد؟ بررسی وجود این

امکان در بازارهای مختلف از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. به همین دلیل در این پژوهش به بررسی عملکرد پرتفوهای مبتنی بر غلبه تصادفی در بازه زمانی سال‌های ۱۳۸۰ الی ۱۳۹۴ در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته می‌شود.

## ۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

از زمان مارکویتز (۱۹۵۲) به‌عنوان پیشگام مسئله انتخاب پرتفوی، این باور وجود دارد که عملکرد پرتفوی باید از دو جنبه متمایز مورد بررسی قرار گیرد: بازدهی مورد انتظار و ریسک که معیار سنجش عدم قطعیت بازدهی مورد انتظار می‌باشد (مارکویتز، ۱۹۵۲). به عقیده رومن و میترا (۲۰۰۹) برای انتخاب از میان متغیرهای تصادفی سه روش اصلی وجود دارد. این سه روش عبارت‌اند از: روش‌های مبتنی بر میانگین-ریسک، بیشینه‌سازی مطلوبیت مورد انتظار و مدل‌های غلبه تصادفی (رومن و میترا، ۲۰۰۹).

- **بیشینه‌سازی مطلوبیت مورد انتظار**

فان‌نیومن و مورگن‌اشترن (۱۹۶۲) برای اولین بار مفهوم مطلوبیت مورد انتظار را در نظریه تصمیم‌گیری مطرح نمودند. در این نظریه، مطلوبیت مورد انتظار به‌عنوان یک متغیر بدون بُعد و تک مقداری به هر متغیر تصادفی نسبت داده می‌شود و انتخاب بر اساس بیشینه مطلوبیت مورد انتظار تعریف می‌گردد (فان-نیومن و مورگن‌اشترن، ۱۹۶۲). انتخاب بهترین پرتفوی در این روش مستلزم تعیین دقیق تابع مطلوبیت سرمایه‌گذار است. اگر تمامی اطلاعات تابع مطلوبیت یک سرمایه‌گذار به‌صورت کامل در دسترس باشد، روش بیشینه‌سازی مطلوبیت مورد انتظار بهترین روش ممکن برای انتخاب پرتفوی می‌باشد. با این حال، در اکثر موارد تنها پاره‌ای از اطلاعات تابع مطلوبیت سرمایه‌گذاران در دسترس بوده و مشخص نمودن تابع مطلوبیت افراد به‌صورت دقیق، امری غیرممکن می‌باشد. به این ترتیب، استفاده از روش بیشینه‌سازی مطلوبیت مورد انتظار در عمل با دشواری‌ها و پیچیدگی‌های بسیاری همراه است.

- **مدل میانگین-ریسک**

مدل‌های میانگین-ریسک در اواسط قرن نوزدهم برای پاسخ به مسئله انتخاب پرتفوی به صورتی وسیع توسعه یافته و با استفاده از دو مقدار بازدهی مورد انتظار و ریسک توصیف می‌شود. به این ترتیب این دو مقدار به هر متغیر تصادفی نسبت داده شده و انتخاب بین گزینه‌های موجود بر اساس تعادل میان میانگین بازدهی و ریسک تعریف می‌گردد، به‌گونه‌ای که هر چه میانگین بازدهی بیشتر و ریسک آن کمتر باشد، مطلوبیت بالاتر می‌باشد. مدل میانگین-ریسک در بسیاری از مطالعات به‌شدت مورد انتقاد قرار گرفت. دلیل اصلی این انتقادها آن است که مدل مذکور فقط در شرایطی خاص و محدود کاربرد دارد. باوا (۱۹۷۵) دو محدودیت اصلی مدل را ناشی از فرض تابع مطلوبیت درجه دوم و فرض تابعیت توزیع بازدهی از طبقه خاصی از توابع توزیع مانند توزیع نرمال، لاگ‌نرمال، نمایی و یکنواخت می‌داند (باوا، ۱۹۷۵). ژیانگ و ایدزورک (۲۰۱۱) نیز نشان دادند فرض درجه دوم بودن تابع مطلوبیت واقع‌گرایانه نمی‌باشد (ژیانگ و ایدزورک، ۲۰۱۱). فاما و مکبث (۱۹۷۳) و برین و سویج (۱۹۶۸) نشان دادند توزیع بازدهی سهام با مفروضات توابع توزیع احتمال نرمال، ناسازگار است (فاما و مکبث، برین و سویج، ۱۹۷۳، ۱۹۶۸). با توجه به اینکه کلیه روش‌های میانگین-ریسک تنها از دو آماره برای توصیف توزیع بازدهی استفاده می‌نماید، بسیاری از اطلاعات مهم انتخاب پرتفوی در این روش نادیده گرفته می‌شود.

- **مدل غلبه تصادفی**

این روش که برای اولین بار توسط لمن (۱۹۵۵) مطرح گردید (لمن، ۱۹۵۵)، روشی ناپارامتریک است که تابع مطلوبیت مشخصی را فرض نمی‌کند بلکه می‌تواند تمامی توابع ممکن برای مطلوبیت را با توجه به

شرایط مختلف در نظر بگیرد. غلبه تصادفی، تمام توزیع احتمال بازدهی را در نظر می‌گیرد و برای ترجیحات تصمیم‌گیرندگان نسبت به ریسک، شرایطی کلی را مورد استفاده قرار می‌دهد. این روش بر پایه ترجیحات سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز بنا شده است (فیش‌برن، ۱۹۶۴). ابتدا در نظریه ترتیب جزئی برداری[۷] برای توابع توزیع گسسته به کار گرفته شد (هاردی و لیتل‌وود و پولیا، ۱۹۳۴) و سپس برای کلیه توابع توزیع گسترش یافت (هانوچ و لوی، روسچایلد و استیگلیتز، ۱۹۶۹، ۱۹۷۰) و از آن زمان تاکنون در حوزه‌های اقتصادی و مالی مورد استفاده بسیاری قرار گرفته است (لوی، ۱۹۹۲). تفاوت اصلی غلبه تصادفی با سایر روش‌های انتخاب پرتفوی آن است که این روش برخلاف مدل میانگین–ریسک که تنها از دو پارامتر (میانگین و ریسک) برای توصیف تابع توزیع استفاده می‌نماید، تمامی اطلاعات موجود در تابع توزیع متغیرهای تصادفی را در نظر می‌گیرد. به‌علاوه، این روش با نظریه مطلوبیت مورد انتظار در ارتباط می‌باشد (فن‌نیومن و مورگن‌اشترن، ۱۹۶۲) و در عین حال، نیازی به استفاده از یک تابع مطلوبیت خاص ندارد (کویرک و ساپوزنیک ، ۱۹۶۲). با استفاده از روابط غلبه تصادفی، متغیرهای تصادفی تحت فرضیاتی درباره خواص کلی تابع مطلوبیت در رابطه با ترجیحات افراد نسبت به ریسک رتبه‌بندی می‌شود. غلبه تصادفی تضمین می‌کند تمام افرادی که تابع مطلوبیت آن‌ها در یک طبقه قرار دارد، گزینه‌های سرمایه‌گذاری موجود را به‌صورت مشابه و یکسان رتبه‌بندی می‌نمایند. در این روش منظور از پرتفوی کارا، پرتفویی است که بر دیگر پرتفوی‌های در دسترس غلبه کرده و توسط هیچ پرتفویی مغلوب نگردد. غلبه تصادفی این امکان را ایجاد می‌نماید تا سرمایه‌گذاران با انتخاب پرتفوی بهینه مطلوبیت خود را حداکثر نمایند.

### ۲-۱- پیشینه پژوهش

اگرچه در سال‌های اخیر غلبه تصادفی در حوزه‌های مختلف اقتصاد، مالی و آمار مورد استفاده بسیاری قرار گرفته اما مفهوم آن از قدمت بسیاری برخوردار است. کاراماتا (۱۹۳۲) برای توابع توزیع با میانگین برابر نظریه‌ای ارائه می‌کند که بسیار شبیه غلبه تصادفی مرتبه دوم است (کاراماتا، ۱۹۳۲). روابط غلبه تصادفی در ریاضیات برای اولین بار توسط مان و ویتنی (۱۹۴۷) و لمن (۱۹۵۵) معرفی شد (مان و ویتنی، لمن، ۱۹۴۷، ۱۹۵۵) و بلک‌ول (۱۹۵۱، ۱۹۵۳) از مفاهیم مشابهی برای مقایسه آزمون‌های آماری استفاده نمود (بلک‌ول، ۱۹۵۱، ۱۹۵۳).کویرک و ساپوزنیک (۱۹۶۲) روابط غلبه تصادفی مرتبه اول را معرفی کرده و ارتباط آن با تابع مطلوبیت را تشریح نمودند (کویرک و ساپوزنیک، ۱۹۶۲). غلبه تصادفی مرتبه دوم توسط هادار و راسل (۱۹۶۹) در اقتصاد به کار گرفته شد (هادار و راسل، ۱۹۶۹) و غلبه تصادفی مرتبه سوم برای اولین بار توسط ویتمور (۱۹۷۰) ارائه گردید (ویتمور، ۱۹۷۰). کلارک و کاسیماتیس (۲۰۱۴) با استفاده از روابط غلبه تصادفی مراتب دوم و سوم به بررسی امکان تشکیل پرتفوی‌های آربیتراژی[۸] پرداختند. نتایج آن‌ها بر اساس بازدهی سهام شرکت‌های بورس انگلستان در سال‌های ۱۹۹۲ الی ۲۰۱۳ نشان می‌دهد، بازدهی پرتفوهای مبتنی‌بر روابط غلبه تصادفی پس از تعدیل نسبت به ریسک، همچنان معنادار و مثبت می‌باشد. آن‌ها نشان دادند آلفای مبتنی‌بر مدل‌های قیمت‌گذاری با در نظر گرفتن تأثیرات ناشی از هزینه‌های معاملاتی و سوگیری‌های رفتاری کماکان بر قوت خود باقی می‌ماند (کلارک و کاسیماتیس، ۲۰۱۴). ونگ، تامپسون، وی و چاو (۲۰۰۷) بر پایه آزمون غلبه تصادفی، دیدگاه متفاوتی برای حمایت از توضیح ریسک محور اثر مومنتوم مطرح نمودند. آن‌ها با استفاده از آزمون غلبه تصادفی داویدسون و دوکلوس (۲۰۰۰) (داویدسون و دوکلوس، ۲۰۰۰) برای سهام شرکت‌های آمریکایی در بازه زمانی ۱۹۶۵ الی ۲۰۰۰، به این مهم پی بردند که پرتفوی برندگان و بازندگان بر یکدیگر غلبه تصادفی با مراتب اول، دوم و سوم ندارد. یافته‌های آن‌ها نشان داد به‌طور کلی پرتفوی برندگان بر سمت راست توزیع بازدهی

غالب است در حالی که پرتفوی بازندگان بر سمت چپ این توزیع غلبه می‌کند. نتایج این پژوهش دال بر آن است که بازدهی مومنتوم نه فرصت آربیتراژ برای سرمایه‌گذاران منطقی ایجاد می‌کند و نه بهبودی در مطلوبیت آتی و مورد انتظار آن‌ها به‌وجود می‌آورد. به تعبیر آن‌ها بازدهی مومنتوم با مفهوم کارایی و منطقی بودن بازار سازگار بوده و به‌احتمال بسیار با عوامل حذف شده ریسک توضیح داده می‌شود (ونگ، تامپسون، وی و چاو، ۲۰۰۷). فونگ، لین و وونگ (۲۰۰۸) به بررسی بازدهی بالای سهام شرکت‌های اینترنتی در اواخر دهه ۹۰ و زیان بالای این نوع سهام در ابتدای قرن ۲۱ از منظر نظریه غلبه تصادفی پرداختند. نتایج مطالعات آن‌ها حاکی از آن بود که ترجیحات سرمایه‌گذاران در دوره مورد مطالعه تغییر کرده است. این تغییرات مبتنی بر تئوری مطلوبیت و مالی رفتاری بود. یافته‌های آن‌ها نشان داد ریسک-گریزی و ریسک‌پذیری سرمایه‌گذاران، تفاوت قابل توجهی در ترجیحات آن‌ها نسبت به انتخاب سهام شرکت‌های اینترنتی در مقایسه با سایر سهام ایجاد می‌کند. این تفاوت در خلال دوره‌های رشد بازار (۱۹۹۸ الی ۲۰۰۰) یعنی دوره‌هایی که سهام اینترنتی بر سایر سهام غلبه تصادفی دارد (از منظر سرمایه‌گذاران ریسک‌پذیر)، مشهودتر است (فونگ، لین و وونگ، ۲۰۰۸). آبهایانکر، یوهو و ژائو (۲۰۰۸) استراتژی سرمایه‌گذاری رشدی-ارزشی را از منظر غلبه تصادفی بررسی کردند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد سهام ارزشی دارای غلبه تصادفی مراتب اول، دوم و سوم بر سهام رشدی در تمامی دوره‌های رونق بازار است. اما در دوره‌های رکود، هیچ‌گونه غلبه تصادفی معنی‌داری بین سهام رشدی و ارزشی وجود ندارد. این نتایج مؤید مطالعات لاکونیشاک، شفیلر و ویشی (۱۹۹۴) ، دال بر وجود صرف ارزش و عملکرد بهتر سهام ارزشی در شرایط خوب بازار و وجود صرف رشد و عملکرد بهتر سهام رشدی در شرایط بد بازار بر مبنای رفتار ریسک‌گریزانه سرمایه‌گذاران بود (آبهایانکر، یوهو و ژائو، لاکونیشاک، شفیلر و ویشی، ۲۰۰۸، ۱۹۹۴). آبهایانکر، یوهو و ژائو (۲۰۰۹) به بررسی استراتژی سرمایه‌گذاری رشدی-ارزشی از منظر غلبه تصادفی پرداختند. پژوهش آن‌ها در کشورهای G7 نشان داد تنها در کشورهای آمریکا، کانادا و ژاپن، سهام ارزشی بر سهام رشدی غلبه تصادفی داشته، درحالی‌که هیچ رابطه‌ای مبنی بر غلبه تصادفی بین سهام ارزشی و رشدی در کشورهای انگلستان، فرانسه، آلمان و ایتالیا وجود ندارد. به زعم آن‌ها صرف ارزش سهام می‌تواند مختص به کشور و نمونه پژوهش باشد (آبهایانکر، یوهو و ژائو، ۲۰۰۹). گونزالو و المو (۲۰۱۴) به‌منظور بررسی کارایی پرتفوی‌های مربوط به شرکت‌های آمریکایی در بین صنایع مختلف از غلبه تصادفی شرطی استفاده کردند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد با توجه به ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران، صنایع ارتباطات از نظر عملکرد مالی بر سایر صنایع آمریکایی برتری تصادفی دارد (گونزالو و المو، ۲۰۱۴). مایر و همکاران (۲۰۰۵) از غلبه تصادفی و معیار میانگین-واریانس به‌منظور بررسی برتری تنوع‌بخشی جهانی نسبت به تنوع‌بخش داخلی در بورس نیوزلند استفاده کردند. نتایج این پژوهش نشان داد پرتفوی جهانی بر مبنای معیار میانگین-واریانس نسبت به پرتفوی داخلی ارجحیت داشته در حالی که پرتفوی داخلی از غلبه تصادفی بر پرتفوی جهانی برخوردار است. همچنین پرتفوی‌های جهانی با تنوع‌بخشی کمتر بر پرتفوی‌های متنوع‌تر جهانی غلبه دارد. نتایج دیگر این پژوهش نشان داد در حین بحران مالی بازارهای آسیایی، تشکیل پرتفوی‌های با ریسک و بازدهی کمتر بر سهام با ریسک و بازدهی بیشتر غلبه دارد (مایر و همکاران، ۲۰۰۵). عبید، لئونگ، ماروا و ونگ (۲۰۱۴) از رویکرد بهینه‌سازی پرتفوی مبتنی بر میانگین-واریانس و آزمون غلبه تصادفی داویدسون و دوکلوس (۲۰۰۰) برای بررسی ترجیحات سرمایه‌گذاران نسبت به استراتژی‌های تنوع‌بخشی داخلی و بین‌المللی از منظر سرمایه‌گذاران آمریکایی استفاده نمودند (داویدسون و دوکلوس، ۲۰۰۰). مطالعات آن‌ها بر پایه داده‌های روزانه قیمت سهام ۳۰ شرکت آمریکایی با

بیش‌ترین ارزش بازار و شاخص ۲۰ بازار جهانی از آمریکای لاتین و بازارهای مالی آسیایی و ۶ کشور اروپایی (G6) در بازه زمانی ۱۹۹۳ الی ۲۰۱۲ صورت پذیرفت. نتایج حاصله نشان داد در سطوح ریسک برابر، هیچ‌یک از استراتژی‌های تنوع‌بخشی داخلی و یا بین‌المللی بر دیگری غلبه نداشته و سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز بین این دو استراتژی بی‌تفاوت بوده و فرصت آربیتراژی بین دو بازار وجود ندارد. به‌علاوه، نتایج حاصل از غلبه تصادفی نشان داد هیچ پرتفوی متنوع داخلی وجود ندارد که بر تمام پرتفوی‌های متنوع بین‌المللی غلبه کند، در صورتی که بعضی پرتفوی‌های متنوع خارجی با سطح ریسک بسیار پایین بر تمام پرتفوی‌های متنوع داخلی غلبه دارد (عبید، لئونگ، ماروا و ونگ، ۲۰۱۴). لین، مک آلیر و ونگ (۲۰۱۰) با استفاده از دو روش میانگین-واریانس و غلبه تصادفی به بررسی کارایی بازار نقدی و آتی نفت پرداختند. آن‌ها نشان دادند هیچ‌یک از روابط میانگین-واریانس و غلبه تصادفی بین قیمت نقدی و شاخص قیمت آتی نفت وجود نداشته و هیچ فرصت آربیتراژی بین این دو بازار وجود ندارد. به بیان دیگر، قیمت نقدی و آتی بر یکدیگر غلبه تصادفی نداشته و سرمایه گذاران نسبت به سرمایه گذاری در این دو بازار بی‌تفاوت هستند (لین، مک آلیر و ونگ، ۲۰۱۰). لین، مک‌آلیر و ونگ (۲۰۱۳) ترجیحات سرمایه‌گذاران ریسک‌پذیر و ریسک‌گریز نسبت به نرخ‌های نقدی و آتی نفت را مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها از دو روش میانگین-واریانس و غلبه تصادفی استفاده نموده و نرخ‌های نقدی و آتی نفت خام برنت را بین سال‌های ۱۹۸۹ تا ۲۰۰۸ بررسی کردند. شواهد به دست آمده نشان می‌دهد مدل میانگین-واریانس نمی‌تواند تمایزی میان عملکرد نقدی و آتی قائل شود در صورتی که از دیدگاه غلبه تصادفی نرخ نقدی ریسک افت قیمت[۹] (به ازای بازدهی‌های منفی) بر نرخ آتی غلبه دارد، در حالی که نرخ آتی ریسک افزایش قیمت[۱۰] (به ازای بازدهی‌های مثبت) بر نرخ نقدی غلبه می‌کند. آن‌ها همچنین نشان دادند هیچ فرصت آربیتراژی بین نرخ‌های آتی و نقدی وجود نداشته و بازارها کارا می‌باشد. سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز نرخ نقدی نفت را ترجیح داده و افراد ریسک‌پذیر به سمت نرخ آتی جذب می‌شوند تا مطلوبیت مورد انتظار خود را بیشینه سازند (لین، مک‌آلیر و ونگ، ۲۰۱۳). کیاو، کلارک و ونگ (۲۰۱۴) از آزمون غلبه تصادفی به‌منظور بررسی ترجیحات سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز و ریسک‌پذیر نسبت به شاخص سهام تایوان (شاخص نقدی) و شاخص آتی متناظر آن استفاده نمودند. آن‌ها از روش پیشنهادی لینتون (۲۰۰۵) و داویدسون و دوکلوس (۲۰۰۰) برای محاسبات مربوط به آزمون غلبه تصادفی بهره گرفتند (لینتون، داویدسون و دوکلوس، ۲۰۰۵، ۲۰۰۰). نتایج حاصل نشان می‌دهد هیچ‌گونه رابطه غلبه تصادفی مرتبه اولی بین شاخص نقدی و شاخص آتی بورس تایوان وجود ندارد. اگرچه برای مراتب دوم و سوم غلبه تصادفی، برای افراد ریسک‌گریز شاخص نقدی بر شاخص آتی و برای سرمایه‌گذاران ریسک‌پذیر شاخص آتی بر شاخص نقدی غلبه تصادفی دارد. آن‌ها دریافتند برای سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز در بازار تایوان، خرید سهام و برای سرمایه‌گذاران ریسک‌پذیر، خرید قرارداد آتی سهام دارای ارجحیت می‌باشد (کیاو، کلارک و ونگ، ۲۰۱۴). صیح (۲۰۱۶) با استفاده از غلبه تصادفی به بررسی وجود اثر ماهیانه در بورس چین طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۷ پرداخت. یافته‌های وی نشان داد بازدهی ماه مارس تمام پرتفوی‌های مبتنی بر اندازه شرکت و شاخص بازار بر بازدهی ماه‌های غیر مارس غلبه نموده و همچنین بازدهی ماه مارس پرتفوی مشتمل بر کوچک‌ترین شرکت‌ها بر بازدهی ماه‌های غیر مارس تمامی پرتفوی‌ها و شاخص بازار غلبه می‌نماید. بازدهی ماه دسامبر همه پرتفوی‌های مبتنی بر اندازه و شاخص بازار به بازدهی ماه‌های غیر دسامبر تمامی پرتفوی‌ها، مغلوب شده و بازدهی دسامبر پرتفوی متشکل از کوچک‌ترین شرکت‌ها به بازدهی ماه‌های غیر دسامبر تمامی پرتفوی‌ها و شاخص بازار مغلوب می‌شود. یافته‌های وی نشان داد غلبه تصادفی مرتبه دوم با در نظر گرفتن

دارایی بدون ریسک[11] برای ماه مارس جایگزین غلبه تصادفی مراتب اول و دوم برای ماه ژانویه می‌گردد (صیح، ۲۰۱۶).

پدرام (۱۳۸۸) از غلبه تصادفی برای ارزیابی کارایی پرتفوی بهینه استفاده کرد. وی نشان داد روش غلبه تصادفی جایگزین روش میانگین-واریانس نبوده بلکه مکمل آن است (پدرام، ۱۳۸۸). ترجمان و راعی (۱۳۹۰) برای اندازه‌گیری ریسک از غلبه تصادفی استفاده کردند. آنها نشان دادند همبستگی بالایی بین غلبه تصادفی و انحراف معیار برقرار است. این در حالی است که غلبه تصادفی و بتا از همبستگی پایینی برخوردار است (ترجمان و راعی، ۱۳۹۰). بدری و همکاران (۱۳۹۲) ترجیح سرمایه‌گذاران نسبت به سهام رشدی را در مقایسه با سهام ارزشی در چارچوب غلبه تصادفی مراتب اول تا سوم بررسی کردند. آنها شواهدی ارائه می‌کنند که نشان می‌دهد هیچ غلبه تصادفی مراتب اول تا سوم سهام ارزشی نسبت به سهام رشدی قابل احصاء نیست. اما غلبه تصادفی سهام رشدی نسبت به ارزشی در سال‌های ۱۳۸۷، ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ تایید گردید (بدری و همکاران، ۱۳۹۲). کشاورز حداد و اصفهانی (۱۳۹۲) در مقایسه شاخص‌های منتخب بورس اوراق بهادار بر مبنای غلبه تصادفی نشان می‌دهند ترجیحات سرمایه‌گذاران برای انتخاب پرتفوی بهینه ابتدا بر سهام شاخص صنعت سپس شاخص ۵۰ شرکت فعال‌تر و نهایتاً ۳۰ شرکت بزرگ است (کشاورز حداد و اصفهانی، ۱۳۹۲). شایگان‌مهر و همکاران (۱۳۹۴) عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک ایران را بر مبنای غلبه تصادفی آزموده و نتایج این ارزیابی را با نسبت‌های شارپ و سورتینو مقایسه نمودند. نتایج حاصل از این پژوهش حاکی از ارتباط رتبه‌بندی حاصل از غلبه تصادفی با رتبه‌بندی مبتنی بر نسبت‌های شارپ و سورتینو است (شایگان‌مهر و همکاران، ۱۳۹۴). شایگان‌مهر و شایگان‌مهر (۱۳۹۴) در بررسی اثرات تقویمی از معیار غلبه تصادفی بهره گرفتند. نتایج حاصل از این پژوهش حاکی از غلبه بازده روز شنبه و مغلوب بودن بازده روز یکشنبه است. شواهد حاصله موید غلبه بازده فروردین بوده و نشان می‌دهد بازده آبان تحت سیطره سایر ماه‌ها است (شایگان‌مهر و شایگان‌مهر، ۱۳۹۴). اکبری و زمانیان (۱۳۹۴) جهت اندازه‌گیری ریسک و رتبه‌بندی شرکت‌های صنعت خودرو از معیار غلبه تصادفی استفاده کردند. آنها نشان می‌دهند رتبه‌بندی مبتنی بر غلبه تصادفی و انحراف معیار حائز رابطه معنادار و معکوس است (اکبری و زمانیان، ۱۳۹۴). زمانیان و جمشیدی (۱۳۹۴) عملکرد شرکت‌های فرابورس را نیز بر اساس معیار غلبه تصادفی ارزیابی نمودند (زمانیان و جمشیدی، ۱۳۹۴).

## ۳- روش‌شناسی پژوهش

جامعه آماری شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. نمونه آماری شامل کل جامعه آماری مورد نظر می‌باشد. دوره زمانی این تحقیق بازه زمانی سال‌های ۱۳۸۰ الی ۱۳۹۴ است.

اصلی‌ترین داده مورد نیاز این تحقیق، یعنی قیمت سهام شرکت‌ها از طریق سایت شرکت مدیریت فناوری بورس تهران[12] از ابتدای فروردین ماه سال ۱۳۸۰ تا انتهای آذر ماه سال ۱۳۹۴ گردآوری شده است. اطلاعات مربوط به تقسیم سود و افزایش سرمایه شرکت‌ها نیز با توجه به اطلاعیه‌های منتشر شده از سوی شرکت‌ها و از طریق سامانه کدال فراهم شده است.

در این تحقیق به بررسی استراتژی معاملاتی مبتنی بر غلبه تصادفی مرتبه دوم و سوم پرداخته شده تا به این پرسش پاسخ داده شود که "آیا غلبه تصادفی در بورس اوراق بهادار تهران قیمت‌گذاری می‌شود؟". در ادامه به توضیح روابط غلبه تصادفی، نحوه تشکیل پرتفوی‌های مبتنی بر غلبه تصادفی و چگونگی ارزیابی عملکرد این پرتفوی‌ها پرداخته می‌شود.

**استراتژی معاملاتی مبتنی بر غلبه تصادفی:** روش پژوهش حاضر، رویکرد تحلیل پرتفوی است که به تبعیت از کلارک و کاسیماتیس (۲۰۱۴) شامل دوره

رتبه‌بندی، تشکیل پرتفوی و دوره نگهداری است (کلارک و کاسیماتیس، ۲۰۱۴). به این ترتیب که ابتدا در هر ماه از دوره مورد بررسی، برای هر دو سهم نمونه آزمون غلبه تصادفی مراتب دوم و سوم[۱۳] برای دوره رتبه‌بندی شش‌ماهه (با استفاده از بازدهی شش ماه گذشته سهام) صورت می‌گیرد. روابط غلبه تصادفی بین هر دو سهم نمونه که توسط آزمون غلبه تصادفی مشخص می‌گردد، نشانگر غلبه یکی بر دیگری و یا عدم غلبه هیچ‌یک از آن‌ها بر دیگری می‌باشد. سهام شرکت‌ها در هر ماه بر اساس نتیجه حاصل از این آزمون در یکی از طبقات زیر دسته‌بندی می‌گردد و پرتفوی‌های مبتنی بر غلبه تصادفی تشکیل می‌گردد:

۱) سهامی که بر سهام دیگر غلبه کند و مغلوب سهام هیچ یک از شرکت‌ها نشود.
۲) سهامی که مغلوب سهام دیگر شود و بر سهام هیچ یک از شرکت‌های دیگر غلبه نکند.
۳) سهامی که هم بر سهام شرکت‌های دیگر غلبه کرده و هم مغلوب سهام دیگر شرکت‌ها شود.
۴) سهامی که نه بر سهام شرکت دیگری غلبه کرده و نه مغلوب شده است.

به این ترتیب، سهامی که در گروه اول قرار می‌گیرد سهام غالب (برنده) و سهامی که در گروه دوم قرار می‌گیرد سهام مغلوب (بازنده) نامیده می‌شود. پس از مشخص شدن سهام غالب و مغلوب، پرتفوی‌های سهام تشکیل می‌شود. به‌گونه‌ای که کلیه سهام غالب با وزن برابر[۱۴] در یک پرتفوی و کلیه سهام مغلوب با وزن برابر در پرتفوی دیگر قرار می‌گیرد. پرتفوی اول، پرتفوی خرید (برنده) و پرتفوی دوم، پرتفوی فروش (بازنده) نامیده می‌شود. در مرحله بعد که دوره نگهداری نام دارد، پرتفوی‌های تشکیل شده برای آزمون وجود بازدهی اضافی بررسی می‌شود. در این تحقیق از چهار دوره نگهداری سه، شش، نه و دوازده‌ماهه استفاده می‌شود و همانند بسیاری از تحقیقات نظیر بهوترا (۲۰۱۱) و جگادیش و تیتمن (۱۹۹۳) برای حذف اثر اختلالات ریزساختار، بین دوره رتبه‌بندی و دوره نگهداری یک ماه فاصله منظور می‌گردد (بهوترا، جگادیش و تیتمن، ۲۰۱۱، ۱۹۹۳). با توجه به نحوه تشکیل پرتفوی‌ها و ماهیت غلبه تصادفی، در برخی از ماه‌ها پرتفوی‌های خرید و فروش می‌تواند تعداد سهام بسیار کمی را شامل شود (در برخی موارد نادر، حتی یک سهم)، لذا برای جلوگیری از عدم تنوع پرتفوی‌ها و رفع تأثیر عدم تنوع بخشی بر بازدهی پرتفوی‌ها، برای محاسبه بازدهی دوره نگهداری از دوره‌های زمانی تداخل‌کننده (دارای همپوشانی) ماهانه[۱۵] جگادیش و تیتمن (۱۹۹۳) استفاده می‌شود (جگادیش و تیتمن، ۱۹۹۳).

در نهایت، پس از تشکیل پرتفوی‌ها و محاسبه بازدهی آن در دوره نگهداری، به بررسی عملکرد استراتژی معاملاتی مبتنی بر غلبه تصادفی شامل خرید پرتفوی غالب و فروش پرتفوی مغلوب (پرتفوی آربیتراژی) پرداخته می‌شود. برای این منظور، بازدهی پرتفوی آربیتراژی (مابه‌التفاوت بازدهی پرتفوی‌های خرید و فروش) محاسبه شده و غیرصفر بودن آن بر اساس آزمون t بررسی می‌گردد. حتی در صورت تایید بازدهی اضافی پرتفوی اخیر می‌توان استدلال نمود وجود این بازدهی ناشی از عدم احتساب عوامل ریسک بوده و ملحوظ نمودن ریسک‌های فراگیر منجر به حذف بازدهی اضافی ناشی از این استراتژی می‌گردد. لذا بازدهی اضافی پرتفوی آربیتراژی از طریق مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، سه عاملی، چهارعاملی و پنج عاملی نسبت به عوامل ریسک فراگیر تعدیل می‌شود. عملکرد پرتفوی‌های مذکور به وسیله معناداری بازدهی تعدیل شده نسبت به ریسک (ضرایب ثابت آلفا) حاصل از برازش مدل‌های قیمت‌گذاری بررسی می‌گردد. در این تحلیل رگرسیون، بازدهی ماهیانه پرتفوی‌های آربیتراژی به‌عنوان متغیر وابسته و صرف ریسک بازار، صرف ریسک ارزش، صرف ریسک اندازه، مومنتوم و صرف ریسک نقدشوندگی به‌عنوان متغیرهای مستقل در نظر گرفته می‌شود. در این تحقیق از روابط غلبه تصادفی مراتب دوم و سوم استفاده شده است و به دلیل

سادگی انجام محاسبات مربوطه از روش ارائه شده توسط بابل و هرس (۲۰۰۷) بهره گرفته می‌شود (بابل و هرس، ۲۰۰۷).

**غلبه تصادفی مرتبه دوم:** هادار و راسل (۱۹۶۹) برای اولین بار روابط غلبه تصادفی مرتبه دوم را در حوزه اقتصاد و مالی وارد نمودند. آن‌ها ریسک‌پذیری و بی‌تفاوتی نسبت به ریسک را با اضافه کردن این محدودیت که مشتق مرتبه دوم تابع مطلوبیت در تمامی نقاط منفی باشد، از ترجیحات سرمایه‌گذاران حذف نمودند (هادار و راسل، ۱۹۶۹). غلبه تصادفی مرتبه دوم بر مبنای دو فرض کلی سیری‌ناپذیری و ریسک‌گریزی (برای تمامی سرمایه‌گذاران) شکل گرفته که به فرض تقعر رو به پایین تابع مطلوبیت در همه نقاط منجر می‌شود. فرض کنید $F$ تابع توزیع تجمعی بازدهی پرتفوی $X$ و $G$ تابع توزیع تجمعی بازدهی پرتفوی $Y$ و سرمایه‌گذاران، سیری‌ناپذیر و ریسک‌گریز می‌باشند. در ادبیات غلبه تصادفی پرتفوی $X$ بر پرتفوی $Y$ دارای غلبه تصادفی مرتبه دوم می‌باشد اگر و فقط اگر:

$$F_2(r) \leq G_2(r), \qquad \forall r \tag{۱}$$

$$F_2(r) = \int_{-\infty}^{r} F(\mu).\,d\mu \tag{۲}$$

$$G_2(r) = \int_{-\infty}^{r} G(\mu).\,d\mu \tag{۳}$$

و حداقل به ازای یک $r$، رابطه (۴) برقرار باشد.

$$F_2(r) < G_2(r) \tag{۴}$$

اگر رابطه (۱) برای دو پرتفوی $X$ و $Y$ برقرار باشد و حداقل به ازای یک $r$ رابطه (۴) برقرار باشد، هر سرمایه‌گذار سیری‌ناپذیر و ریسک‌گریز، پرتفوی $X$ را بر پرتفوی $Y$ ترجیح خواهد داد. به عبارت دیگر، رابطه (۵) صادق می‌باشد.

$$\mathbb{E}[U(r_X)] > \mathbb{E}[U(r_Y)] \tag{۵}$$

که $\mathbb{E}[U(\,)]$ مطلوبیت مورد انتظار و $r_X$ و $r_Y$ بازدهی پرتفوی‌های $X$ و $Y$ می‌باشد. همچنین در بیان مدل میانگین-واریانس زمانی پرتفوی $X$ بر پرتفوی $Y$ غالب است که بازدهی مورد انتظار پرتفوی $X$ از پرتفوی $Y$ بیشتر و انحراف معیار پرتفوی $X$ از پرتفوی $Y$ کم‌تر باشد:

$$\mathbb{E}(r_X) \geq \mathbb{E}(r_Y) \quad \text{و} \quad \sigma_X \leq \sigma_Y \tag{۶}$$

که $\mathbb{E}(r_X)$ و $\mathbb{E}(r_Y)$ بازدهی مورد انتظار و $\sigma_X$ و $\sigma_Y$ انحراف معیار پرتفوی‌های $X$ و $Y$ می‌باشد[۱۶].

غلبه تصادفی مرتبه سوم: در غلبه تصادفی مرتبه سوم علاوه بر دو فرض سیری‌ناپذیری و ریسک‌گریزی، میزان ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران با افزایش بازدهی، کاهش می‌یابد. مطابق فرض اصلی غلبه تصادفی مرتبه سوم تابع مطلوبیت سرمایه‌گذاران به‌صورت ریسک-گریزی کاهشی[۱۷] و یا همان ریسک‌گریزی مطلق کاهشی[۱۸] بوده و مشتق سوم تابع مطلوبیت به ازای تمامی مقادیر بازدهی، مثبت می‌باشد. لذا اگر $U(r)$ تابع مطلوبیت سرمایه‌گذاران باشد، مشتقات اول تا سوم تابع مطلوبیت عبارت‌اند از:

$$U'(r) > 0 \quad \text{و} \quad U''(r) < 0 \quad \text{و} \quad U'''(r) > 0, \quad \forall r$$

فرض کنید $F$ تابع توزیع تجمعی بازدهی پرتفوی $X$ و $G$ تابع توزیع تجمعی بازدهی پرتفوی $Y$ و سرمایه‌گذاران سیری‌ناپذیر، ریسک‌گریز و دارایی تابع مطلوبیتی با ریسک‌گریزی مطلق کاهشی می‌باشد. در ادبیات غلبه تصادفی پرتفوی $X$ بر پرتفوی $Y$ دارای غلبه تصادفی مرتبه سوم می‌باشد اگر و فقط اگر:

$$\mathbb{E}(r_X) \geq \mathbb{E}(r_Y)$$

$$F_3(r) \leq G_3(r), \qquad \forall r$$

$$F_3(r) = \int_{-\infty}^{r} F_2(\mu).\,d\mu \quad \text{و} \quad F_2(\mu) = \int_{-\infty}^{\mu} F(\rho).\,d\rho$$

$$G_3(r) = \int_{-\infty}^{r} G_2(\mu).\,d\mu \quad \text{و} \quad G_2(\mu) = \int_{-\infty}^{\mu} G(\rho).\,d\rho$$

و حداقل به ازای یک $r$ ، رابطه (۱۲) برقرار باشد.

$$F_3(r) < G_3(r) \qquad (۱۲)$$

اگر روابط (۸) و (۹) برای دو پرتفوی $X$ و $Y$ و حداقل به ازای یک $r$ رابطه (۱۲) برقرار باشد، هر سرمایه‌گذار سیری‌ناپذیر و ریسک‌گریز و دارایی تابع مطلوبیتی با ریسک‌گریزی مطلق کاهشی، پرتفوی $X$ را بر پرتفوی $Y$ ترجیح خواهد داد و به عبارتی رابطه (۱۳) برقرار خواهد بود.

$$\mathbb{E}\,[U(r_X)] > \mathbb{E}\,[U(r_Y)]$$

که $\mathbb{E}\,[U(\,)]$ مطلوبیت مورد انتظار و $r_X$ و $r_Y$ بازدهی پرتفوی‌های $X$ و $Y$ می‌باشد.

روش محاسبات غلبه تصادفی بابل و هرس (۲۰۰۷): برای انجام محاسبات مربوط به اصول غلبه تصادفی از روش بابل و هرس (۲۰۰۷) استفاده می‌شود (بابل و هرس، ۲۰۰۷). به‌گونه‌ای که اگر $F$ و $G$ معرف تابع توزیع تجمعی تجربی بازدهی دو دارایی ریسکی $X$ و $Y$ بوده و $r$ نشانگر بازدهی باشد، $I_1$، $I_2$ و $I_3$ به‌صورت زیر تعریف می‌گردد.

رابطه (۱۴)

$$I_1(r) = G(r) - F(r),\ \ r_i \le r < r_{i+1},\ \ i = 1,2,\dots,m$$

رابطه (۱۵)

$$I_2(r) = I_2(r_{i-1}) + I_1(r_{i-1}) \times (r - r_{i-1}),\quad r_i \le r < r_{i+1},\ \ i = 2,3,\dots,m$$

رابطه (۱۶)

$$I_3(r) = \sum_{j=0}^{2} \frac{1}{j!} \times I_{3-j}(r_{i-1}) \times (r - r_{i-1})^j,\ \ r_i \le r < r_{i+1},\ i = 2,3,\dots,m$$

رابطه (۱۷)

$$I_k(r_1) = 0, \qquad k = 2,3$$

که $m$ تعداد بازدهی‌های منحصر به فرد مشاهده شده در مجموع دو تابع توزیع می‌باشد[۱۹]. برای غلبه تصادفی تصادفی مرتبه دوم باید انتگرال اختلاف توابع توزیع تجمعی تجربی محاسبه شود و $X$ بر $Y$ غالب است اگر و فقط اگر:

$$I_2(r_i) > 0, \qquad \forall\, r_i \qquad (۱۸)$$

از آنجا که $I_1(r)$ به ازای تمامی مقادیر $r$ بین هر دو بازدهی متوالی مشاهده شده در مجموع دو تابع توزیع ( $r_i$ و $r_{i+1}$ ) دارای یک مقدار ثابت می‌باشد، $I_2(r)$ به‌عنوان انتگرال $I_1(r)$ بین هر دو بازدهی متوالی مشاهده شده در مجموع دو تابع توزیع ( $r_i$ و $r_{i+1}$ ) تابع خطی $r$ می‌باشد و این بدان مفهوم است که اگر رابطه (۱۸) به ازای تمامی بازدهی‌های مشاهده شده ( $r_i$ ) برقرار باشد، برای تمامی مقادیر $r$ نیز برقرار می‌باشد. برای غلبه تصادفی مرتبه سوم نیز بابل و هرس (۲۰۰۷) تعریف زیر را ارائه نمودند (بابل و هرس، ۲۰۰۷). در غلبه تصادفی مرتبه سوم $X$ بر $Y$ غلبه می‌کند اگر و فقط اگر:

$$I_3(r) > 0,\ \forall\, r \quad و \quad I_2(r_m) > 0$$

از آنجا که بررسی رابطه (۱۹) برای تمامی مقادیر $r$ حتی به‌صورت عددی و از طریق برنامه‌های رایانه‌ای بسیار دشوار و زمان‌بر می‌باشد، رابطه (۱۹) به شکلی دیگر مورد بررسی قرار می‌گیرد. لوی (۲۰۰۶، ۲۰۱۵) راه حلی مناسب برای این مشکل ارائه نموده که در این تحقیق مورد استفاده قرار می‌گیرد (لوی، ۲۰۰۶، ۲۰۱۵). همان‌گونه که پیش‌تر نیز اشاره شد $I_2(r)$ بین هر دو بازدهی متوالی مشاهده شده ($r_i$ و $r_{i+1}$) یک تابع خطی می‌باشد. بنابراین $I_3(r)$ که از انتگرال $I_2(r)$ حاصل می‌شود، بین هر دو بازدهی متوالی مشاهده شده ($r_i$ و $r_{i+1}$) تابع غیرخطی (درجه دوم) خواهد بود. به این ترتیب، برای هر دو بازدهی متوالی مشاهده شده $r_i$ و $r_{i+1}$ اگر مقادیر $I_3(r_i)$ و $I_3(r_{i+1})$ بزرگ‌تر از صفر بوده و تابع $I_3(r)$ در بازه بین این دو بازدهی از تابعی نزولی به صعودی تغییر نکند، به ازای تمامی مقادیر $r$ بین $r_i$ و $r_{i+1}$ تابع $I_3(r)$ حتماً

بزرگ‌تر از صفر است. لذا تنها در مواردی که $I_3(r)$ از یک تابع نزولی به صعودی تبدیل شود، بایستی تمامی مقادیر r بین $r_i$ و $r_{i+1}$ برای برقراری رابطه (۱۹) بررسی شود. به عبارت دیگر، از آنجا که $I_2(r)$ مشتق اول $I_3(r)$ می‌باشد، تغییر این تابع از نزولی به صعودی معادل تغییر علامت $I_2(r)$ از منفی به مثبت است. لذا در صورتی که $I_2(r_i)$ کوچک‌تر از صفر و $I_2(r_{i+1})$ بزرگ‌تر از صفر باشد، باید به ازای تمامی مقادیر $r$ درون بازه، مثبت بودن $I_3(r)$ مورد بررسی قرار گیرد. البته لوی (۲۰۰۶، ۲۰۱۵) نشان داد در صورت نیاز به بررسی درون بازه، نیازی به بررسی $I_3(r)$ برای تمامی مقادیر بازدهی نمی‌باشد (لوی، ۲۰۰۶، ۲۰۱۵). به‌عنوان مثال، اگر تابع $I_3(r)$ در بازه بین دو بازدهی مشاهده شده متوالی $r_i$ و $r_{i+1}$ از تابعی نزولی به صعودی تبدیل شود، از آنجا که این تابع یک تابع درجه دوم است، لذا در رابطه (۲۰) صدق خواهد نمود:

$$y = \alpha + \beta(r - r_i) + x(r - r_i)^2 \qquad (۲۰)$$

که $\alpha$ برابر $I_3(r_i)$، $\beta$ برابر $I_2(r_i)$ و $x$ برابر $\frac{1}{2}I_1(r_i)$ می‌باشد. با توجه به تغییر علامت $I_2(r)$ از منفی به مثبت، این تابع درجه دوم دارای یک نقطه مینیمم مطلق به ازای $r_{min}$ در بازه مذکور می‌باشد و با استفاده از روابط توابع درجه دوم می‌توان نشان داد:

$$r_{min} = r_i - \frac{\beta}{2x} = r_i - \frac{I_2(r_i)}{I_1(r_i)} \qquad (۲۱)$$

پس از محاسبه $r_{min}$ کمترین مقدار تابع $I_3(r)$ در بازه بین $r_i$ و $r_{i+1}$ به دست می‌آید. در نتیجه در صورتی که $I_3(r_{min})$ بزرگ‌تر از صفر باشد، تابع $I_3(r)$ به ازای تمامی مقادیر $r$ بین $r_i$ و $r_{i+1}$ مثبت و یا به عبارت دیگر، بزرگ‌تر از صفر می‌باشد.

تابع توزیع تجمعی تجربی: برای محاسبه روابط غلبه تصادفی و تشکیل پرتفوی، با استفاده از بازدهی شش ماه گذشته سهام در ابتدای هر ماه تابع توزیع تجمعی تجربی به‌صورت زیر محاسبه می‌گردد.

$$F(r) = \frac{N(r)}{m} \qquad (۲۲)$$

که $N(r)$ تعداد بازدهی‌های کوچک‌تر و مساوی $r$ و $m$ تعداد کل بازدهی‌های منحصر به فرد می‌باشد. از آنجا که تعداد روزهای معاملاتی دوره زمانی شش ماه به‌طور معمول ۱۳۰ روز می‌باشد و با در نظر گرفتن این که در صورت کم بودن تعداد بازدهی‌ها (تعداد روزهای معاملاتی سهام)، تابع توزیع تجمعی تجربی فاقد کارایی لازم جهت انجام محاسبات غلبه تصادفی می‌باشد، سهام شرکت‌هایی که در دوره رتبه‌بندی در کمتر از تعداد مشخصی از روزهای معاملاتی معامله شود، از نمونه آن ماه حذف می‌گردد. جهت دست‌یابی به محدوده‌ای مناسب از حداقل روزهای معاملاتی که در آن روابط غلبه تصادفی از اعتبار لازم برخوردار می‌باشد، از تحلیل حساسیت بهره گرفته شده است. بدین مفهوم که روابط غلبه تصادفی در سه حالت و برای حداقل تعداد روزهای معاملاتی (در دوره رتبه‌بندی) ۸۴، ۶۵ و ۳۳ روز، معادل ۶۵، ۵۰ و ۲۵ درصد روزهای معاملاتی محاسبه گردیده است.

**رویکرد پرتفوی‌های تداخل‌کننده (همپوشان)**[۲۰]:
برای رفع مشکل متنوع نبودن پرتفوی‌ها، در محاسبه بازدهی دوره نگهداری از دوره‌های زمانی تداخل‌کننده (همپوشان) ماهانه، مشابه روش جگادیش و تیتمن (۱۹۹۳) استفاده شده است (جگادیش و تیتمن، ۱۹۹۳). به این ترتیب که پرتفوی تداخل‌کننده $(m \times n)$ حاصل برآیند پرتفوی‌های تشکیل شده در $n$ ماه متوالی می‌باشد که هر یک از این $n$ پرتفوی بر اساس دوره رتبه‌بندی $m$ ماهه تشکیل شده‌اند. بازدهی پرتفوی تداخل‌کننده (۳ × ۶) در ماه $(t+1)$ برابر یک سوم بازدهی پرتفوی تشکیل شده در ماه $(t-3)$ (بر اساس اطلاعات شش ماه گذشته)، به‌علاوه یک سوم بازدهی پرتفوی تشکیل شده در ماه $(t-2)$

به‌علاوه یک سوم بازدهی پرتفوی تشکیل شده در ماه $(t-1)$ می‌باشد. بازدهی پرتفوی تداخل‌کننده $(۶\times۶)$ در ماه $(t+1)$ نیز برابر است با مجموع یک ششم بازدهی هر یک از پرتفوی‌های تشکیل شده در ماه‌های $(t-6)$ الی $(t-1)$. بازدهی پرتفوی‌های تداخل‌کننده $(۹\times۶)$ و $(۱۲\times۶)$ نیز به روش مشابهی محاسبه می‌گردد.

ارزیابی عملکرد پرتفوی‌ها: برای سنجش عملکرد استراتژی معاملاتی مبتنی بر غلبه تصادفی (پرتفوی آربیتراژی حاصل از خرید سهام غالب و فروش سهام مغلوب) و تعدیل بازدهی پرتفوی‌های غلبه تصادفی نسبت به عوامل ریسک، از مدل پنج عاملی زیر استفاده می‌شود که حاصل توسعه مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، با افزودن عدم نقدشوندگی آمیهود (۲۰۰۲) و مومنتوم جگادیش و تیتمن (۱۹۹۳) است (عاملی فاما و فرنچ، آمیهود، جگادیش و تیتمن، ۱۹۹۳، ۲۰۰۲، ۱۹۹۳) :

$$R_p = R_b - R_s = \alpha_p + \beta_1(R_m - R_f) + \beta_2 SMB + \beta_3 HML + \beta_4 IML + \beta_5 WML \quad (۲۳)$$

که $R_b$ بازدهی پرتفوی خرید، $R_s$ بازدهی پرتفوی فروش، $R_p$ بازدهی پرتفوی آربیتراژی، $R_f$ بازدهی بدون ریسک، $R_m$ بازدهی بازار، $\alpha_p$ بازدهی تعدیل شده بابت ریسک، $SMB$ عامل اندازه، $HML$ عامل ارزش، $IML$ عامل نقدشوندگی و $WML$ عامل مومنتوم می‌باشد. چنانچه عرض از مبدأ رگرسیون (۲۳) بزرگ‌تر از صفر باشد، حاکی از آن است که استفاده از روش غلبه تصادفی، منجر به کسب بازدهی تعدیل شده بابت ریسک می‌شود. لذا می‌توان به کمک غلبه تصادفی استراتژی معاملاتی طراحی کرد که بر بازار غلبه نماید. لازم به ذکر است که در تخمین مدل رگرسیون از روش حداقل مربعات معمولی[۲۱] بهره گرفته شده است. به‌منظور بررسی عدم وجود خودهمبستگی[۲۲] مرتبه اول بین جملات خطا از آزمون دوربین-واتسون و برای بررسی خودهمبستگی مراتب بالاتر از آزمون خودهمبستگی بروش-گادفری[۲۳] استفاده شده است. همچنین اجزای خطا برای وجود ناهمسانی واریانس[۲۴] به‌وسیله آزمون‌های بروش-پیگن-گادفری[۲۵] و آزمون وایت[۲۶] مورد بررسی قرار گرفته است. در صورت وجود خودهمبستگی و یا ناهمسانی واریانس در اجزای خطا، برای رفع این مشکل و تعدیل انحراف معیار ضرایب برآوردی مدل رگرسیون از تخمین‌گر نیوی-وست[۲۷] بهره گرفته شده است.

## ۴- تعریف عملیاتی متغیرها

متغیرهای پژوهش حاضر به شرح ذیل اندازه‌گیری می‌شود:

**بازدهی سهام:** برای محاسبه بازدهی روزانه از قیمت پایانی معاملات روزانه سهام و اطلاعیه‌های تقسیم سود سالانه و افزایش سرمایه شرکت‌ها استفاده شده است. رابطه (۲۴) نحوه محاسبه بازدهی روزانه تعدیل شده با سود تقسیمی و افزایش سرمایه را نشان می‌دهد.

$$R_i = \frac{[(P_i \times (1+\alpha_i+\beta_i)) - (\alpha_i \times 1000) - P_{i-1} + DPS_i]}{P_{i-1}} \quad (۲۴)$$

که $R_i$ بازدهی سهام در روز $i$، $P_i$ قیمت سهام در روز $i$، $DPS_i$ سود تقسیمی بازه زمانی روزهای $i$ و $(i-1)$ و $\alpha_i$ درصد افزایش سرمایه از محل آورده و مطالبات حال شده در فاصله روزهای $i$ و $(i-1)$ و $\beta_i$ درصد افزایش سرمایه از محل اندوخته در بازه زمانی روزهای $i$ و $(i-1)$ می‌باشد.

**عامل بازار:** برای عامل بازار از شاخص قیمت و بازدهی نقدی بورس اوراق بهادار تهران و همچنین نرخ سود اوراق مشارکت با تضمین دولت به‌عنوان نرخ بازدهی بدون ریسک استفاده می‌شود. بازدهی اضافی بازار با استفاده از رابطه (۲۵) محاسبه می‌گردد.

$$(\text{عامل بازار})_t = (R_{m_t} - R_{f_t}) \quad (۲۵)$$

**عامل اندازه و عامل ارزش:** برای محاسبه این دو عامل از روش فاما و فرنچ ( ۱۹۹۳) استفاده می‌شود (فاما و فرنچ، ۱۹۹۳).

**نقدشوندگی:** جهت محاسبه عامل نقدشوندگی از معیار عدم نقدشوندگی آمیهود (۲۰۰۲) استفاده می‌شود (آمیهود، ۲۰۰۲). در پایان تیرماه هر سال، معیار عدم نقدشوندگی آمیهود برای هر سهم به شرح معادله (۲۶) محاسبه می‌شود.

$$ILLIQ_{iy} = \frac{1}{D_{iy}} \sum_{t=1}^{D_{id}} \frac{|R_{iyt}|}{VOLD_{iyt}} \qquad (۲۶)$$

که $ILLIQ_{iy}$ عدم نقدشوندگی سهم $i$ در سال $y$، $D_{iy}$ تعداد روز معاملاتی سهم $i$ در سال $y$، $|R_{iyt}|$ قدر مطلق بازدهی سهم $i$ در روز $t$ سال $y$ و $VOLD_{iyt}$ ارزش ریالی معاملات سهم $i$ در روز $t$ سال $y$ می‌باشد. پس از محاسبه معیار عدم نقدشوندگی آمیهود در ۳۱ تیر ماه، کلیه سهام بر اساس این معیار رتبه‌بندی شده و ۱۰ درصد بالا پرتفوی با نقدشوندگی پایین (I) و ۱۰ درصد پایین، پرتفوی با نقدشوندگی بالا (L) را تشکیل می‌دهد. همچنین در تاریخ ۳۱ تیر ماه، سهام شرکت‌ها بر اساس میانه اندازه به دو پرتفوی بزرگ (B) و کوچک (S) تقسیم می‌شود. به این ترتیب، در هر سال چهار پرتفوی SI، SL، BI و BL تشکیل می‌گردد. سپس بازدهی این چهار پرتفوی برای مدت دوازده ماه و از ابتدای مرداد آن سال تا انتهای تیر سال بعد به‌صورت ماهانه محاسبه می‌گردد. عامل نقدشوندگی با استفاده از بازدهی این چهار پرتفوی در هر ماه از رابطه (۲۷) محاسبه می‌گردد.

$$IML_t = \frac{(R_{SI_t} + R_{BI_t})}{2} - \frac{(R_{SL_t} + R_{BL_t})}{2} \qquad (۲۷)$$

**مومنتوم:** برای محاسبه عامل مومنتوم از روش جگادیش و تیتمن (۱۹۹۳) استفاده می‌شود (جگادیش و تیتمن، ۱۹۹۳). برای این منظور ابتدا در دوره رتبه-بندی سهام شرکت‌ها در هر ماه از دوره بررسی بر اساس بازدهی شش ماه گذشته رتبه‌بندی می‌شود. سپس دهک اول (ده درصد با بیش‌ترین بازدهی) با وزن برابر در پرتفوی برنده (W) و دهک آخر (ده درصد با کم‌ترین بازدهی) با وزن برابر در پرتفوی سهام بازنده (L) قرار می‌گیرد. سپس در دوره نگهداری، از دوره سه‌ماهه استفاده شده و برای حذف اختلالات ریزساختار، بین دوره رتبه‌بندی و دوره نگهداری یک ماه فاصله در نظر گرفته می‌شود. در محاسبه بازدهی‌های دوره نگهداری از دوره‌های زمانی تداخل‌کننده (همپوشان) ماهانه، بهره گرفته می‌شود. به این ترتیب که، پرتفوی تداخل‌کننده (۳ × ۶) برآیند پرتفوی‌های به دست آمده در ۳ ماه متوالی می‌باشد که هر یک از این ۳ پرتفوی بر اساس دوره رتبه‌بندی ۶ ماهه تشکیل شده‌اند. بازدهی پرتفوی تداخل‌کننده (۳ × ۶) در ماه $(t+1)$ برابر یک سوم بازدهی پرتفوی تشکیل شده بر اساس رتبه‌بندی در ماه $(t-3)$ (با توجه به رتبه‌بندی بر اساس اطلاعات شش ماه گذشته)، به‌علاوه یک سوم بازدهی پرتفوی تشکیل شده بر اساس رتبه‌بندی در ماه $(t-2)$ به‌علاوه یک سوم بازدهی پرتفوی تشکیل شده بر اساس رتبه‌بندی در ماه $(t-1)$ می‌باشد. پس از محاسبه بازدهی پرتفوی‌های برنده و بازنده برای هر ماه از دوره بررسی، عامل مومنتوم (۳ × ۶) در هر ماه از رابطه (۲۸) محاسبه می‌گردد:

$$(6\times3)WML_t = (6\times3)R_{W_t} - (6\times3)R_{L_t} \qquad (۲۸)$$

که $(6\times3)WML_t$ عامل مومنتوم (۳ × ۶) در ماه $t$، $(6\times3)R_{W_t}$ بازدهی تداخلی(۳ × ۶) پرتفوی برنده (W) در ماه $t$ و $(6\times3)R_{L_t}$ بازدهی تداخلی (۳ × ۶) پرتفوی بازنده (L) در ماه $t$ می‌باشد.

## ۵- یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی بازدهی پرتفوی‌های غلبه تصادفی مراتب دوم و سوم برای سه حالت مختلف و برای حداقل تعداد روز معاملاتی ۸۴، ۶۵ و ۳۳ دوره رتبه‌بندی ششماهه و در دوره‌های نگهداری سه، شش، نه و دوازده ماه در جدول (۱) ملاحظه می‌گردد.

**جدول ۱- آمار توصیفی بازدهی اضافی ماهانه پرتفوی‌های غلبه تصادفی مراتب دوم و سوم با حداقل ۸۴، ۶۵ و ۳۳ روز معاملاتی در دوره رتبه‌بندی**

| | ۸۴ روز معاملاتی | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| دوره رتبه‌بندی | میانگین | بیشینه | کمینه | انحراف معیار | میانگین | بیشینه | کمینه | انحراف معیار |
| | بازدهی اضافی ماهانه پرتفوی خرید غلبه تصادفی مرتبه دوم | | | | بازدهی اضافی ماهانه پرتفوی خرید غلبه تصادفی مرتبه سوم | | | |
| (۶x۳) | ۰,۷۸ | ۲۸,۹۵ | -۱۴,۶۰ | ۶,۳۸ | ۱,۰۱ ** | ۲۳,۷۱ | -۱۵,۱۶ | ۶,۵۸ |
| (۶x۶) | ۰,۸۵ * | ۲۹,۱۹ | -۱۱,۸۷ | ۶,۲۵ | ۱,۰۱ ** | ۲۷,۸۵ | -۱۱,۳۸ | ۶,۴۷ |
| (۶x۹) | ۰,۷۹ | ۲۴,۳۹ | -۱۲,۲۴ | ۶,۱۶ | ۰,۹۳ * | ۲۲,۸۹ | -۱۲,۹۳ | ۶,۳۷ |
| (۶x۱۲) | ۰,۶۴ | ۲۳,۲۸ | -۱۲,۳۰ | ۵,۹۲ | ۰,۷۳ | ۲۲,۱۶ | -۱۳,۴۷ | ۶,۰۵ |
| | بازدهی اضافی ماهانه پرتفوی فروش غلبه تصادفی مرتبه دوم | | | | بازدهی اضافی ماهانه پرتفوی فروش غلبه تصادفی مرتبه سوم | | | |
| (۶x۳) | -۰,۳۱ | ۴۴,۲۰ | -۲۳,۲۱ | ۸,۴۵ | -۰,۳۴ | ۴۴,۲۰ | -۲۳,۲۱ | ۸,۵۰ |
| (۶x۶) | -۰,۱۶ | ۵۱,۷۸ | -۲۰,۳۰ | ۹,۰۰ | -۰,۱۰ | ۵۱,۷۸ | -۲۰,۴۳ | ۹,۱۲ |
| (۶x۹) | -۰,۲۸ | ۳۹,۵۴ | -۱۸,۸۷ | ۸,۰۳ | -۰,۱۵ | ۳۸,۷۲ | -۱۸,۱۹ | ۸,۱۱ |
| (۶x۱۲) | -۰,۰۹ | ۳۵,۲۱ | -۲۲,۲۳ | ۷,۵۶ | ۰,۰۷ | ۳۴,۴۳ | -۲۱,۷۲ | ۷,۶۲ |
| | بازدهی ماهانه پرتفوی آربیتراژی غلبه تصادفی مرتبه دوم | | | | بازدهی ماهانه پرتفوی آربیتراژی غلبه تصادفی مرتبه سوم | | | |
| (۶x۳) | ۱,۰۹ * | ۲۶,۵۴ | -۳۶,۷۵ | ۸,۳۲ | ۱,۳۶ ** | ۲۹,۰۱ | -۳۵,۳۸ | ۸,۶۲ |
| (۶x۶) | ۱,۰۱ | ۳۴,۲۹ | -۴۴,۹۱ | ۸,۷۵ | ۱,۱۰ | ۳۳,۵۱ | -۴۴,۲۱ | ۹,۰۲ |
| (۶x۹) | ۱,۰۷ * | ۳۲,۱۳ | -۳۰,۹۵ | ۷,۳۹ | ۱,۰۸ * | ۳۱,۰۱ | -۳۰,۱۷ | ۷,۵۸ |
| (۶x۱۲) | ۰,۷۴ | ۲۸,۸۸ | -۲۳,۹۳ | ۶,۴۳ | ۰,۶۷ | ۲۸,۰۴ | -۲۳,۴۷ | ۶,۵۸ |

| | ۶۵ روز معاملاتی | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| دوره رتبه‌بندی | میانگین | بیشینه | کمینه | انحراف معیار | میانگین | بیشینه | کمینه | انحراف معیار |
| | بازدهی اضافی ماهانه پرتفوی خرید غلبه تصادفی مرتبه دوم | | | | بازدهی اضافی ماهانه پرتفوی خرید غلبه تصادفی مرتبه سوم | | | |
| (۶x۳) | ۰,۵۸ | ۲۲,۹۱ | -۱۲,۳۳ | ۶,۲۱ | ۰,۸۵ * | ۲۵,۶۵ | -۱۳,۸۲ | ۶,۶۹ |
| (۶x۶) | ۰,۹۰ * | ۲۵,۲۷ | -۱۱,۹۸ | ۶,۱۸ | ۱,۰۶ ** | ۲۳,۶۱ | -۱۲,۰۴ | ۶,۳۶ |
| (۶x۹) | ۰,۶۹ | ۱۹,۸۰ | -۱۱,۵۰ | ۵,۹۷ | ۰,۸۱ * | ۲۱,۷۱ | -۱۱,۲۷ | ۶,۱۴ |
| (۶x۱۲) | ۰,۴۰ | ۱۸,۲۱ | -۱۱,۳۸ | ۵,۵۸ | ۰,۴۷ | ۲۰,۲۸ | -۱۱,۱۸ | ۵,۷۷ |
| | بازدهی اضافی ماهانه پرتفوی فروش غلبه تصادفی مرتبه دوم | | | | بازدهی اضافی ماهانه پرتفوی فروش غلبه تصادفی مرتبه سوم | | | |
| (۶x۳) | -۰,۴۸ | ۴۴,۲۰ | -۲۴,۴۱ | ۸,۶۶ | -۰,۴۰ | ۴۴,۲۰ | -۲۴,۴۱ | ۹,۱۴ |
| (۶x۶) | ۰,۰۶ | ۵۲,۵۴ | -۲۲,۱۳ | ۹,۲۴ | ۰,۱۶ | ۵۲,۵۴ | -۲۲,۹۷ | ۹,۵۲ |
| (۶x۹) | -۰,۰۰ | ۴۰,۸۰ | -۱۸,۲۵ | ۸,۳۳ | ۰,۱۴ | ۴۱,۹۱ | -۱۷,۴۰ | ۸,۶۰ |
| (۶x۱۲) | ۰,۲۱ | ۳۴,۸۵ | -۲۱,۷۶ | ۷,۸۶ | ۰,۳۶ | ۳۴,۵۲ | -۲۱,۱۳ | ۸,۰۶ |

| دوره رتبه‌بندی | ۶۵ روز معاملاتی | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | میانگین | بیشینه | کمینه | انحراف معیار | میانگین | بیشینه | کمینه | انحراف معیار |
| | بازدهی ماهانه پرتفوی آربیتراژی غلبه تصادفی مرتبه دوم | | | | بازدهی ماهانه پرتفوی آربیتراژی غلبه تصادفی مرتبه سوم | | | |
| (۶x۳) | ۱/۰۶ * | ۲۷,۳۸ | -۲۴,۲۲ | ۷,۹۸ | ۱,۲۵ * | ۲۷,۲۹ | -۲۹,۳۳ | ۸/۶۷ |
| (۶x۶) | ۰/۸۴ | ۲۸,۲۵ | -۴۶,۰۰ | ۸,۳۸ | ۰/۹۰ | ۲۶,۲۵ | -۴۵,۸۲ | ۸/۶۰ |
| (۶x۹) | ۰/۷۰ | ۲۲,۹۲ | -۳۴,۸۹ | ۷,۲۲ | ۰/۶۷ | ۲۲,۱۶ | -۳۵,۸۸ | ۷/۶۰ |
| (۶x۱۲) | ۰/۱۹ | ۱۸,۵۵ | -۲۴,۵۹ | ۶,۳۷ | ۰/۱۱ | ۱۸,۴۷ | -۲۴,۸۵ | ۶/۷۰ |

| دوره رتبه‌بندی | ۳۳ روز معاملاتی | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | میانگین | بیشینه | کمینه | انحراف معیار | میانگین | بیشینه | کمینه | انحراف معیار |
| | بازدهی اضافی ماهانه پرتفوی خرید غلبه تصادفی مرتبه دوم | | | | بازدهی اضافی ماهانه پرتفوی خرید غلبه تصادفی مرتبه سوم | | | |
| (۶x۳) | ۱,۲۰ ** | ۳۴,۰۰ | -۱۳,۰۱ | ۶,۷۸ | ۱,۲۵ ** | ۳۴,۰۰ | -۱۲,۹۵ | ۷,۱۰ |
| (۶x۶) | ۱,۰۱ ** | ۲۱,۷۲ | -۱۱,۱۵ | ۵,۷۳ | ۰,۹۷ ** | ۲۲,۱۱ | -۱۰,۵۱ | ۵,۸۵ |
| (۶x۹) | ۰,۹۳ ** | ۱۸,۴۷ | -۱۱,۳۷ | ۵,۵۴ | ۰,۹۰ ** | ۱۹,۶۵ | -۱۰,۸۷ | ۵,۵۳ |
| (۶x۱۲) | ۰,۶۰ | ۱۹,۳۴ | -۱۱,۸۵ | ۵,۴۵ | ۰,۵۷ | ۲۱,۸۴ | -۱۱,۸۱ | ۵,۴۲ |
| | بازدهی اضافی ماهانه پرتفوی فروش غلبه تصادفی مرتبه دوم | | | | بازدهی اضافی ماهانه پرتفوی فروش غلبه تصادفی مرتبه سوم | | | |
| (۶x۳) | -۰,۴۰ | ۴۴,۲۰ | -۳۰,۰۹ | ۹,۲۱ | -۰,۳۷ | ۴۴,۲۰ | -۳۰,۰۹ | ۹,۷۸ |
| (۶x۶) | ۰,۰۷ | ۴۴,۲۰ | -۱۶,۶۷ | ۸,۸۲ | ۰,۰۱ | ۴۴,۲۰ | -۱۵,۸۹ | ۸,۹۸ |
| (۶x۹) | ۰,۱۱ | ۴۰,۶۹ | -۱۷,۹۰ | ۷,۸۸ | ۰,۲۱ | ۴۰,۶۶ | -۱۷,۰۷ | ۸,۱۲ |
| (۶x۱۲) | ۰,۲۶ | ۳۵,۷۲ | -۲۱,۵۰ | ۷,۳۹ | ۰,۳۱ | ۳۵,۲۵ | -۲۰,۸۸ | ۷,۵۱ |
| | بازدهی ماهانه پرتفوی آربیتراژی غلبه تصادفی مرتبه دوم | | | | بازدهی ماهانه پرتفوی آربیتراژی غلبه تصادفی مرتبه سوم | | | |
| (۶x۳) | ۱,۶۰ ** | ۲۸/۳۱ | -۲۷,۸۶ | ۸/۸۶ | ۱/۶۲ ** | ۲۹/۱۵ | -۲۸,۸۵ | ۹/۵۱ |
| (۶x۶) | ۰,۹۴ | ۲۰/۸۷ | -۴۸,۲۰ | ۷/۹۸ | ۰/۹۶ | ۲۱/۹۰ | -۴۱,۴۹ | ۸/۱۵ |
| (۶x۹) | ۰,۸۲ | ۱۷/۱۲ | -۳۷,۹۲ | ۶/۹۶ | ۰/۶۹ | ۱۹/۲۹ | -۳۵,۶۸ | ۷/۲۳ |
| (۶x۱۲) | ۰,۳۵ | ۱۷/۹۵ | -۲۸,۸۰ | ۶/۱۹ | ۰/۲۶ | ۲۱/۴۸ | -۲۶,۵۱ | ۶/۴۹ |

(*)، (**) و (***) به ترتیب نشان‌دهنده معناداری آماری بازدهی در سطوح خطای ۱، ۵ و ۱۰ درصدی آزمون $t$ می‌باشد.

همان‌گونه که در جدول (۱) ملاحظه می‌گردد متوسط بازدهی اضافی ماهانه پرتفوی‌های خرید غلبه تصادفی مراتب دوم و سوم در تمامی دوره‌های نگهداری مثبت می‌باشد که از این میان پرتفوی‌های سه، شش و نه‌ماهه غلبه تصادفی مرتبه سوم و تنها پرتفوی شش‌ماهه غلبه تصادفی مرتبه دوم به لحاظ آماری مثبت و معنادار است. متوسط بازدهی اضافی ماهانه پرتفوی‌های فروش غلبه تصادفی مراتب دوم و سوم نیز برای تمامی دوره‌های نگهداری منفی و نزدیک به صفر می‌باشد. متوسط بازدهی پرتفوی‌های آربیتراژی غلبه تصادفی مراتب دوم و سوم برای دوره‌های سه، شش و نه‌ماهه بزرگ‌تر از ۱/۰۱ درصد می‌باشد و تنها پرتفوی‌های (۳ × ۶) و (۹ × ۶) در سطح خطای ۱۰ درصد مثبت و معنادار است.

با احتساب حداقل ۶۵ روز معاملاتی در دوره رتبه‌بندی، متوسط بازدهی اضافی ماهانه پرتفوی‌های خرید غلبه تصادفی مراتب دوم و سوم در تمامی دوره‌های نگهداری مثبت می‌باشد که از این میان

پرتفوی‌های سه، شش و نه‌ماهه مرتبه سوم غلبه تصادفی و تنها پرتفوی شش‌ماهه مرتبه دوم غلبه تصادفی از لحاظ آماری مثبت و معنادار است. متوسط بازدهی اضافی ماهانه پرتفوی‌های فروش غلبه تصادفی مراتب دوم و سوم نیز برای تمامی دوره‌های نگهداری در بازه ۰/۳۶ تا ۰/۴۸- درصد می‌باشد. متوسط بازدهی پرتفوی‌های آربیتراژی غلبه تصادفی مراتب دوم و سوم اگرچه در تمامی دوره‌های نگهداری، مثبت می‌باشد اما در دوره‌های نگهداری شش، نه و دوازده‌ماهه کاهش چشمگیری نسبت به قبل (احتساب حداقل ۸۴ روز) داشته است. به‌گونه‌ای که متوسط بازدهی پرتفوی‌های آربیتراژی مرتبه دوم (۱۲ × ۶) از ۰/۷۴ درصد به ۰/۱۹ درصد کاهش یافته است. در بین پرتفوهای آربیتراژی غلبه تصادفی مراتب دوم و سوم، تنها متوسط بازدهی پرتفوی‌های (۳ × ۶) به لحاظ آماری مثبت و معنادار می‌باشد. با تقلیل حداقل روز معاملاتی دوره رتبه‌بندی به ۳۳ روز، متوسط بازدهی اضافی ماهانه پرتفوی‌های خرید غلبه تصادفی مراتب دوم و سوم در تمامی دوره‌های نگهداری مثبت می‌باشد که از این میان پرتفوی‌های سه، شش و نه‌ماهه مرتبه سوم غلبه تصادفی و پرتفوی‌های شش، نه و دوازده‌ماهه مرتبه دوم غلبه تصادفی به لحاظ آماری معنادار است. متوسط بازدهی اضافی ماهانه پرتفوی‌های فروش غلبه تصادفی مراتب دوم و سوم نیز برای تمامی دوره‌های نگهداری در بازه ۰/۳۱ درصد تا ۰/۴۰- درصد می‌باشد. متوسط بازدهی پرتفوی‌های آربیتراژی غلبه تصادفی مراتب دوم و سوم اگرچه در تمامی دوره‌های نگهداری مثبت می‌باشد، ولی نسبت به پرتفوی‌های با حداقل ۸۴ روز معاملاتی، در دوره‌های نگهداری نه و دوازده‌ماهه با کاهش و در دوره سه‌ماهه با افزایش همراه بوده است. متوسط بازدهی پرتفوی‌های آربیتراژی مراتب دوم و سوم (۳ × ۶) برابر ۱/۶۰ و ۱/۶۲ درصد می‌باشد که بیشترین مقدار متوسط بازدهی پرتفوی‌های آربیتراژی در بین کلیه حالت‌های مورد بررسی است. همچنین به لحاظ آماری، در بین پرتفوهای آربیتراژی غلبه تصادفی مراتب دوم و سوم، تنها پرتفوی‌های (۳ × ۶) دارای متوسط بازدهی مثبت می‌باشد.

با توجه به نتایج ارائه‌شده در جدول (۱) بازدهی پرتفوی‌های آربیتراژی غلبه تصادفی مثبت و در اکثر موارد به لحاظ آماری معنادار می‌باشد. اما می‌توان استدلال نمود احراز بازدهی اضافی پرتفوی‌های آربیتراژی ناشی از ملحوظ نکردن عوامل ریسک فراگیر است و با احتساب آن، بازدهی اضافی احصاء شده حذف می‌گردد. جهت رفع این ابهام، عملکرد پرتفوی‌های مذکور با استفاده از بازدهی تعدیل شده بابت ریسک (آلفای جنسن) مبتنی بر مدل قیمت‌گذاری پنج عاملی آزمون می‌گردد. نتایج حاصل از برازش رگرسیون سری زمانی مدل پنج عاملی بازدهی پرتفوی‌های آربیتراژی غلبه تصادفی مراتب دوم و سوم با حداقل تعداد روزهای معاملاتی ۸۴، ۶۵ و ۳۳ در دوره رتبه‌بندی شش‌ماهه در جدول (۲) ارائه گردیده است[۲۸].

همان‌گونه که در جدول (۲) ملاحظه می‌گردد با احتساب حداقل ۸۴ روز معاملاتی در دوره رتبه‌بندی شش‌ماهه، تمامی ضرایب آلفای پرتفوی‌های آربیتراژی غلبه تصادفی مراتب دوم و سوم برای دوره‌های نگهداری سه، شش، نه و دوازده‌ماهه مثبت می‌باشد. آلفای پرتفوی‌های آربیتراژی غلبه تصادفی مرتبه دوم (۹ × ۶) و (۱۲ × ۶) برابر ۱/۲۵۶ و ۱/۰۹۹ درصد و در سطح خطای ۵ درصد به لحاظ آماری معنادار می‌باشد. برای غلبه تصادفی مرتبه سوم نیز بازدهی تعدیل شده بابت ریسک پرتفوی آربیتراژی (۳ × ۶) برابر ۱/۰۱۶ درصد و در سطح خطای ۱۰ درصد معنادار می‌باشد و بازدهی تعدیل شده پرتفوی‌های آربیتراژی (۹ × ۶) و (۱۲ × ۶) نیز برابر ۱/۲۱۶ و ۰/۹۹۶ درصد و در سطح ۵ درصد از نظر آماری معنادار است. با لحاظ داشتن حداقل ۶۵ روز معاملاتی در دوره رتبه‌بندی، اگرچه تمامی ضرایب آلفای پرتفوی‌های آربیتراژی غلبه تصادفی مراتب دوم و سوم

برای هر چهار دوره نگهداری مثبت می‌باشد، اما هیچ‌یک از آن در سطح ۱۰ درصد نیز معنادار نیست. با کاهش محدودیت حداقل روز معاملاتی به ۳۳، کماکان تمامی ضرایب آلفای پرتفوی‌های آربیتراژی غلبه تصادفی برای هر چهار دوره نگهداری مثبت می‌باشد. در این میان، بازدهی تعدیل‌شده بابت ریسک پرتفوی‌های آربیتراژی غلبه تصادفی مرتبه دوم (۳ × ۶) و (۹ × ۶) برابر ۱/۱۰ و ۰/۹۱ درصد و به لحاظ آماری معنادار است.

نکته دیگری که از بررسی نتایج مدل رگرسیون پنج عاملی قابل‌توجه است، عدم توانایی عوامل ریسک در توضیح بازدهی پرتفوی‌های غلبه تصادفی می‌باشد. به‌گونه‌ای که در مجموع رگرسیون‌های برازش شده، بالاترین ضریب تعیین تعدیل‌شده برابر ۰/۳۳ است. بدین مفهوم که در بهترین حالت ممکن، مدل پنج عاملی تنها قادر به توضیح ۳۳ درصد بازدهی پرتفوی‌های آربیتراژی غلبه تصادفی می‌باشد.

**جدول ۲- بازدهی تعدیل شده بابت ریسک پرتفوی آربیتراژی غلبه تصادفی مراتب دوم و سوم با حداقل ۸۴ ، ۶۵ و ۳۳ روز معاملاتی در دوره رتبه‌بندی**

| نوع پرتفوی | غلبه تصادفی مرتبه دوم | | | | غلبه تصادفی مرتبه سوم | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| دوره (نگهداری‌xرتبه‌بندی) | (۶x۳) | (۶x۶) | (۶x۹) | (۶x۱۲) | (۶x۳) | (۶x۶) | (۶x۹) | (۶x۱۲) |
| **حداقل ۸۴ روز معاملاتی در دوره رتبه‌بندی** | | | | | | | | |
| عرض از مبدأ | ۰/۸۳۶ | ۰/۸۵۸ | ۱/۲۵۶ ** | ۱/۰۹۹ ** | ۱/۰۱۶ * | ۰/۸۹۸ | ۱/۲۱۶ ** | ۰/۹۹۶ ** |
| عامل بازار | -۰/۲۷۷ * | -۰/۲۵۳ * | -۰/۱۷۰ | -۰/۱۸۸ * | -۰/۲۴۰ | -۰/۲۴۲ * | -۰/۱۴۹ | -۰/۱۷۳ |
| عامل ارزش | -۰/۰۸۱ | ۰/۰۴۲ | -۰/۰۰۲ | ۰/۰۴۴ | -۰/۰۸۴ | ۰/۰۵۲ | ۰/۰۱۴ | ۰/۰۶۷ |
| عامل اندازه | -۰/۳۳۸ * | -۰/۴۱۳ ** | -۰/۴۹۹ *** | -۰/۴۱۶ *** | -۰/۳۲۷ * | -۰/۴۱۳ ** | -۰/۴۹۴ *** | -۰/۴۰۶ *** |
| عامل نقدشوندگی | -۰/۰۵۶ | -۰/۱۰۶ | -۰/۱۵۰ | -۰/۲۶۶ ** | -۰/۰۵۴ | -۰/۱۱۰ | -۰/۱۶۰ | -۰/۲۹۰ ** |
| عامل مومنتوم | ۰/۷۹۸ *** | ۰/۷۶۹ *** | ۰/۵۷۸ *** | ۰/۳۷۰ *** | ۰/۸۲۹ *** | ۰/۸۰۵ *** | ۰/۵۹۸ *** | ۰/۳۶۹ *** |
| ضریب تعیین تعدیل‌شده | ۰/۳۳ | ۰/۲۹ | ۰/۲۹ | ۰/۲۵ | ۰/۳۳ | ۰/۳۰ | ۰/۳۰ | ۰/۲۶ |
| **حداقل ۶۵ روز معاملاتی در دوره رتبه‌بندی** | | | | | | | | |
| عرض از مبدأ | ۰/۷۸ | ۰/۵۹ | ۰/۷۸ | ۰/۵۱ | ۰/۷۱ | ۰/۵۷ | ۰/۷۴ | ۰/۴۳ |
| عامل بازار | -۰,۲۷ ** | -۰/۲۲ * | -۰/۱۵ | -۰/۱۸ ** | -۰/۲۴ ** | -۰/۲۱ * | -۰/۱۴ | -۰/۱۷ * |
| عامل ارزش | ۰/۰۱ | ۰/۰۴ | -۰/۰۳ | -۰/۰۲ | ۰/۱۴ | ۰/۰۵ | -۰/۰۳ | -۰/۰۲ |
| عامل اندازه | -۰/۳۹ ** | -۰/۳۳ ** | -۰/۳۴ ** | -۰/۲۴ * | -۰/۳۱ * | -۰/۲۹ * | -۰/۳۴ ** | -۰/۲۴ * |
| عامل نقدشوندگی | -۰/۰۲ | -۰/۰۸ | -۰/۱۳ | -۰/۲۹ ** | -۰/۰۱ | -۰/۰۷ | -۰/۱۳ | -۰/۲۹ ** |
| عامل مومنتوم | ۰/۷۳ *** | ۰/۷۴ *** | ۰/۵۴ *** | ۰/۳۲ *** | ۰/۷۷ *** | ۰/۷۶ *** | ۰/۵۵ *** | ۰/۳۲ ** |
| ضریب تعیین تعدیل‌شده | ۰/۳۱ | ۰/۲۸ | ۰/۲۲ | ۰/۱۸ | ۰/۲۹ | ۰/۲۸ | ۰/۲۱ | ۰/۱۶ |
| **حداقل ۳۳ روز معاملاتی در دوره رتبه‌بندی** | | | | | | | | |
| عرض از مبدأ | ۱/۱۰ * | ۰/۷۵ | ۰/۹۱ * | ۰/۶۲ | ۱/۰۰ | ۰/۷۶ | ۰/۸۴ | ۰/۵۹ |
| عامل بازار | -۰/۲۶ * | -۰/۲۳ * | -۰/۱۹ | -۰/۲۰ ** | -۰/۲۶ | -۰/۲۴ * | -۰/۲۲ ** | -۰/۲۴ |
| عامل ارزش | -۰/۰۰ | -۰/۱۳ | -۰/۱۱ | -۰/۱۱ | ۰/۰۴ | -۰/۱۲ | -۰/۰۷ | -۰/۰۴ |
| عامل اندازه | -۰/۰۶ | -۰/۰۰ | -۰/۱۰ | -۰/۰۴ | ۰/۱۷ | ۰/۰۷ | -۰/۱۰ | -۰/۰۶ |
| عامل نقدشوندگی | -۰/۰۶ | -۰/۱۴ | -۰/۱۶ | -۰/۲۸ *** | -۰/۱۰ | -۰/۱۵ | -۰/۱۷ | -۰/۳۲ ** |
| عامل مومنتوم | ۰/۷۳ *** | ۰/۶۳ *** | ۰/۴۶ *** | ۰/۲۸ *** | ۰/۶۷ *** | ۰/۵۸ *** | ۰/۳۸ *** | ۰/۱۹ *** |
| ضریب تعیین تعدیل‌شده | ۰/۲۳ | ۰/۲۲ | ۰/۱۵ | ۰/۱۳ | ۰/۱۷ | ۰/۱۸ | ۰/۱۰ | ۰/۱۱ |

(*)، (**) و (***) به ترتیب نشان‌دهنده معناداری آماری ضریب در سطوح خطای ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشد.

به‌منظور بررسی میزان حساسیت بازدهی تعدیل‌شده نسبت به هر یک از عوامل ریسک و مشخص نمودن میزان توضیح‌پذیری بازدهی پرتفوی‌های غلبه تصادفی توسط هر یک از عوامل، با حذف عوامل ریسک شامل مومنتوم (مدل چهارعاملی)، نقدشوندگی (مدل سه عاملی فاما-فرنچ) و عوامل اندازه و ارزش به‌صورت هم‌زمان (مدل ارزش‌گذاری دارایی سرمایه‌ای) از مدل پنج عاملی، آلفای جنسن بر اساس چهار مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه ای، سه عاملی، چهارعاملی و پنج عاملی برازش می‌گردد. نتایج حاصل از رگرسیون‌های فوق برای بازدهی پرتفوی‌های آربیتراژی غلبه تصادفی مراتب دوم و سوم (۱۲ × ۶) و (۹ × ۶) با حداقل ۸۴ روز معاملاتی و پرتفوی‌های غلبه تصادفی مرتبه دوم و سوم (۳ × ۶) با حداقل ۳۳ روز معاملاتی به ترتیب در جداول (۳) تا (۵) ارائه گردیده است. لازم به ذکر است که علت انتخاب این سه پرتفوی از بین تمامی پرتفوی‌های مورد بررسی برای انجام رگرسیون قیمت‌گذاری دارایی‌ها، وجود بازدهی تعدیل شده بابت ریسک مثبت و معنادار در مدل پنج عاملی برای این پرتفوی‌ها می‌باشد.

جدول (۳) نتایج حاصل از رگرسیون‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های پرتفوی‌های غلبه تصادفی مراتب دوم و سوم (۱۲ × ۶) با حداقل ۸۴ روز معاملاتی در دوره رتبه‌بندی را نشان می‌دهد. با حذف مومنتوم، ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل چهارعاملی در پرتفوی‌های غلبه تصادفی مرتبه دوم از ۲۵ به ۱۴ درصد کاهش می‌یابد. در پرتفوی‌های غلبه تصادفی مرتبه سوم نیز ضریب تعیین با حذف مومنتوم از ۲۶ به ۱۵/۵ درصد کاهش یافته که بالاترین کاهش ضریب تعیین تعدیل‌شده ناشی از تغییر یک عامل ریسک است. مثبت و معناداری آلفای جنسن در هر سه مدل پنج عاملی، چهارعاملی و سه عاملی نکته قابل توجهی است که با کاهش هر عامل افزایش یافته است. مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای نیز که تنها عامل بازار را به‌عنوان عامل ریسک در نظر می‌گیرد، به دلیل همبستگی بسیار پایین عامل بازار و بازدهی پرتفوی‌های آربیتراژی غلبه تصادفی به تنهایی قادر به توضیح بازدهی آن نمی‌باشد.

در جدول (۴) ملاحظه می‌گردد که آلفای هر چهار مدل قیمت‌گذاری برای هر دو پرتفوی غلبه تصادفی مراتب دوم و سوم مثبت و از نظر آماری معنادار می‌باشد. به عبارت دیگر، هیچ‌یک از مدل‌های قیمت‌گذاری قادر به توضیح بازدهی اضافی ناشی از غلبه تصادفی نمی‌باشد. همچنین حذف عامل مومنتوم در پرتفوی‌های مرتبه دوم و سوم موجب کاهش شدید ضریب تعیین تعدیل‌شده به میزان ۰/۲۲۶ برای غلبه تصادفی مرتبه دوم و ۰/۲۳۱ برای غلبه تصادفی مرتبه سوم می‌گردد.

**جدول ۳- رگرسیون قیمت‌گذاری دارایی‌ها برای پرتفوی‌های (۶x۱۲) با ۸۴ روز معاملاتی در دوره رتبه‌بندی**

| نوع پرتفوی | غلبه تصادفی مرتبه دوم | | | | غلبه تصادفی مرتبه سوم | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| دوره (نگهداری‌xرتبه‌بندی) | (۶x۱۲) | (۶x۱۲) | (۶x۱۲) | (۶x۱۲) | (۶x۱۲) | (۶x۱۲) | (۶x۱۲) | (۶x۱۲) |
| متغیر | ۵ عاملی | ۴ عاملی | ۳ عاملی | ۱ عاملی | ۵ عاملی | ۴ عاملی | ۳ عاملی | ۱ عاملی |
| عامل بازار | -۰/۱۸۸ * | -۰/۱۱۷ | -۰/۰۴۸ | ۰/۱۱۰ | -۰/۱۷۳ | -۰/۱۰۲ | -۰/۰۲۸ | ۰/۱۲۸ |
| عامل ارزش | ۰/۰۴۴ | ۰/۱۰۳۷ | ۰/۰۲۸۱ | | ۰/۰۶۷ | ۰/۱۲۶۵ | ۰/۰۴۴۳ | |
| عامل اندازه | -۰/۴۱۶ *** | -۰/۳۴۳ * | -۰/۵۵۰ *** | | -۰/۴۰۶ *** | -۰/۳۳۳ * | -۰/۵۵۸ *** | |
| عامل نقدشوندگی | -۰/۲۶۶ ** | -۰/۲۷۹ ** | | | -۰/۲۹۰ ** | -۰/۳۰۳ ** | | |
| عامل مومنتوم | ۰/۳۷۰ *** | | | | ۰/۳۶۹ *** | | | |
| ضریب تعیین تعدیل‌شده | ۰/۲۵ | ۰/۱۴۰ | ۰/۰۸۲ | ۰/۰۶۴ | ۰/۲۶ | ۰/۱۵۵ | ۰/۰۸۸ | ۰/۰۷۶ |

(*)، (**) و (***) به ترتیب نشان‌دهنده معناداری آماری ضریب در سطوح خطای ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشد.

**جدول ۴- رگرسیون قیمت‌گذاری دارایی‌ها برای پرتفوی‌های (۶x۹) با ۸۴ روز معاملاتی در دوره رتبه‌بندی**

| نوع پرتفوی | غلبه تصادفی مرتبه دوم | | | | غلبه تصادفی مرتبه سوم | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| دوره (نگهداری‌xرتبه‌بندی) | (۶x۹) | (۶x۹) | (۶x۹) | (۶x۹) | (۶x۹) | (۶x۹) | (۶x۹) | (۶x۹) |
| متغیر | ۵ عاملی | ۴ عاملی | ۳ عاملی | ۱ عاملی | ۵ عاملی | ۴ عاملی | ۳ عاملی | ۱ عاملی |
| عرض از مبدأ | ۱/۲۵۶ ** | ۱/۵۷۹ ** | ۱/۵۴۲ *** | ۰/۹۲۳ * | ۱/۲۱۶ ** | ۱/۵۵۱ ** | ۱/۵۵۱ ** | ۰/۹۰۷ * |
| عامل بازار | -۰/۱۷۰ | -۰/۰۳۱ | -۰/۰۰۵ | ۰/۱۶۲ | -۰/۱۴۹ | -۰/۰۰۵ | ۰/۰۲۳ | ۰/۱۹۳ |
| عامل ارزش | -۰/۰۰۲ | ۰/۰۱۷۰ | -۰/۰۰۳۱ | | ۰/۰۱۴ | ۰/۰۳۳۷ | ۰/۰۱۲۲ | |
| عامل اندازه | -۰/۴۹۹ *** | -۰/۴۵۴ * | -۰/۵۳۷ ** | | -۰/۴۹۴ *** | -۰/۴۴۷ * | -۰/۵۳۶ ** | |
| عامل نقدشوندگی | -۰/۱۵۰ | -۰/۱۲۵ | | | -۰/۱۶۰ | -۰/۱۳۴ | | |
| عامل مومنتوم | ۰/۵۷۸ *** | | | | ۰/۵۹۸ *** | | | |
| ضریب تعیین تعدیل‌شده | ۰/۲۹ | ۰/۰۶۴ | ۰/۰۵۸ | ۰/۰۱۱ | ۰/۳۰ | ۰/۰۶۹ | ۰/۰۶۲ | ۰/۰۱۷ |

(*)، (**) و (***) به ترتیب نشان‌دهنده معناداری آماری ضریب در سطوح خطای ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشد.

**جدول ۵- رگرسیون قیمت‌گذاری دارایی‌ها برای پرتفوی‌های (۶x۳) با ۳۳ روز معاملاتی در دوره رتبه‌بندی**

| نوع پرتفوی | غلبه تصادفی مرتبه دوم | | | | غلبه تصادفی مرتبه سوم | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| دوره (نگهداری‌xرتبه‌بندی) | (۶x۳) | (۶x۳) | (۶x۳) | (۶x۳) | (۶x۳) | (۶x۳) | (۶x۳) | (۶x۳) |
| متغیر | ۵ عاملی | ۴ عاملی | ۳ عاملی | ۱ عاملی | ۵ عاملی | ۴ عاملی | ۳ عاملی | ۱ عاملی |
| عرض از مبدأ | ۱/۱۰ * | ۱/۷۲۷ ** | ۱/۷۲۵ ** | ۱/۶۵۵ ** | ۱/۰۰ | ۱/۵۶۴ * | ۱/۵۳۹ * | ۱/۷۳۶ ** |
| عامل بازار | -۰/۲۶ * | -۰/۰۶۲ | -۰/۰۶۲ | -۰/۰۵۴ | -۰/۲۶ | -۰/۰۸۶ | -۰/۰۷۸ | -۰/۱۲۸ |
| عامل ارزش | -۰/۰۰ | -۰/۰۲۹۷ | -۰/۰۲۹۹ | | ۰/۰۴ | ۰/۰۱۴۲ | ۰/۰۰۹۹ | |
| عامل اندازه | -۰/۰۶ | -۰/۰۴۰ | -۰/۰۴۱ | | ۰/۱۷ | ۰/۱۹۰ | ۰/۱۶۶ | |
| عامل نقدشوندگی | -۰/۰۶ | -۰/۰۰۲ | | | -۰/۱۰ | -۰/۰۳۹ | | |
| عامل مومنتوم | ۰/۷۳ *** | | | | ۰/۶۷ *** | | | |
| ضریب تعیین تعدیل‌شده | ۰/۲۳ | ۰/۰۰۲ | ۰/۰۰۲ | ۰/۰۰۱ | ۰/۱۷ | ۰/۰۱۰ | ۰/۰۱۰ | ۰/۰۰۰ |

(*)، (**) و (***) به ترتیب نشان‌دهنده معناداری آماری ضریب در سطوح خطای ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشد.

همان‌گونه که در جدول (۵) ملاحظه می‌شود عرض از مبدأ تمامی مدل‌ها مثبت و در اکثر موارد به لحاظ آماری معنادار می‌باشد. کماکان با حذف مومنتوم، مقدار ضریب تعیین به‌شدت تغییر می‌یابد. برای پرتفوی‌های مراتب دوم و سوم غلبه تصادفی با حذف مومنتوم ضریب تعیین به ترتیب از ۰/۲۳ به ۰/۰۰۲ و از ۰/۱۷ به ۰/۰۱ کاهش می‌یابد. به‌عبارت‌دیگر، با حذف مومنتوم سایر عوامل ریسک قادر به توضیح کمتر از ۱ درصد بازدهی پرتفوی‌ها می‌باشد. این نکته بر اهمیت توان توضیحی بازدهی اضافی غلبه تصادفی توسط مومنتوم تاکید دارد.

## ۶- نتیجه‌گیری و بحث

همواره یکی از چالش‌های دانشگاهیان و افراد حرفه‌ای آن است که بتوانند به کمک قواعد مکانیکی، استراتژی معاملاتی طراحی کرده و بر بازار غلبه نمایند. شناسایی متغیرهای موثر بر بازده سهام که پیش از این در سایر مدل‌های قیمت‌گذاری احصاء نشده، کانون اصلی طراحی این‌گونه استراتژی‌ها است. یافته‌های حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد استفاده از روابط غلبه تصادفی به عنوان مبنایی جهت طراحی استراتژی معاملاتی به منظور برگزیدن سهام غالب و مغلوب، قادر است منجر به ایجاد بازدهی تعدیل‌شده بابت ریسک مثبت و معنادار شود. لذا هیچ‌یک از عوامل ریسک

احصاء شده ذیل مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، سه عاملی فاما-فرنچ، چهارعاملی کارهارت و پنج عاملی مشتمل بر نقدشوندگی قادر به توضیح بازدهی اضافی پرتفوی‌های آربیتراژی غلبه تصادفی نمی‌باشد. بدین مفهوم که بازدهی حاصل از پرتفوی‌های غلبه تصادفی را نمی‌توان به هیچ‌کدام از عوامل ریسک فوق نسبت داد. سودآوری استراتژی معاملاتی مبتنی بر غلبه تصادفی موید رابطه آن و بازده سهام است. به سخن دقیق‌تر دلیل وجود رابطه غلبه تصادفی و بازده سهام را می‌توان بر اساس شواهد ارائه شده توسط ترجمان و راعی (۱۳۹۰) توضیح داد. یافته‌های آنها نشان می‌دهد غلبه تصادفی و انحراف معیار از همبستگی بالایی برخوردار است. بر این اساس، می‌توان استدلال نمود غلبه تصادفی یکی از عوامل ریسک تلقی شده و انتظار می‌رود بازده سهام را متاثر سازد. بدیهی است عوامل بسیاری بر نحوه قیمت‌گذاری سهام شرکت‌ها موثر است که از آن جمله می‌توان به معاملات اندک و رونق و رکود حاکم بر بازار اشاره کرد. نتایج حاصل از تحقیق حاکی از اهمیت تبعات مساله "معاملات اندک" از طریق احتساب حداقل روز معاملاتی است. نتایج حاصل از پژوهش در تأیید یافته‌های کلارک و کاسیماتیس (۲۰۱۴) نشان می‌دهد بازدهی حاصل از پرتفوی‌های مبتنی بر روابط غلبه تصادفی پس از تعدیل بابت ریسک، به لحاظ آماری معنادار و مثبت بوده و عوامل مذکور تنها قادر به توضیح کمتر از ۳۳ درصد بازدهی پرتفوی‌های آربیتراژی می‌باشد (در پژوهش کلارک و کاسیماتیس این میزان ۴۰ درصد گزارش شده است.) (کلارک و کاسیماتیس، ۲۰۱۴). لازم به ذکر است معناداری آماری بازده این استراتژی لزوماً به مفهوم سودآوری آن در بورس اوراق بهادار تهران نیست زیرا معاملات واقعی مستلزم صرف هزینه معاملات است. به نحوی‌که ممکن است احتساب هزینه معاملات باعث گردد سودآوری استراتژی یادشده به لحاظ اقتصادی معنادار نباشد. نکته قابل توجه، کسب بازدهی تعدیل‌شده بابت ریسک مثبت با استفاده از اطلاعات گذشته می‌باشد. کسب بازدهی غیرعادی که تحت عنوان "شکست بازار" نیز خوانده می‌شود، ناقض فرضیه بازار کارا است. مالکیل (۲۰۰۳) به‌عنوان یکی از طرفداران فرضیه بازار کارا در دفاع از این فرضیه، عواملی همچون عدم ملحوظ نمودن هزینه‌های معاملات، عدم ثبات بازدهی در بلندمدت و یا تأثیرات رفتاری از جمله فراواکنشی را به‌عنوان دلیل وجود چنین بازدهی بیان می‌نماید (مالکیل، ۲۰۰۳). از آنجا که بازدهی تعدیل‌شده بابت ریسک دارای مقادیر مثبت و معنادار می‌باشد، واکنش بیش‌از اندازه نمی‌تواند دلیل وجود چنین بازدهی باشد زیرا در صورت واکنش بیش از حد معامله‌گران به اطلاعات و بیش خرید سهام غالب، قیمت آن به‌صورت غیرعقلایی افزایش می‌یابد. لذا بایستی در مدت زمانی کوتاه معامله‌گران برای تصحیح رفتار خود به فروش هیجانی سهام پرداخته و قیمت سهام به محدوده تعادلی خود بازگردد. این بیش فروش باعث می‌گردد در مدت زمان کوتاهی سهام غالب پس از رشد قیمتی قابل ملاحظه در کوتاه‌مدت، با افت شدید بازدهی همراه شده و در پرتفوی مغلوب قرار گیرد. درصورتی‌که نتایج تحقیق حاکی از ثبات این بازدهی در دوره‌های نگهداری سه، شش، نه و دوازده‌ماهه است. به‌علاوه با توجه به حذف اثر مومنتوم از طریق احتساب در مدل پنج عاملی، ادله فوق در رد اعتبار بازدهی تعدیل‌شده مثبت برای استراتژی مومنتوم نمی‌تواند در مورد غلبه تصادفی به کار گرفته شود. در خصوص هزینه‌های معاملاتی، از آنجا که در تشکیل پرتفوی‌های غلبه تصادفی (۹ × ۶) و (۱۲ × ۶) به ترتیب در هر ماه یک‌نهم و یک‌دوازدهم سهام پرتفوی‌ها تغییر می‌یابد، متوسط هزینه‌های معاملاتی ماهانه در مقایسه با بازدهی پرتفوی‌های آربیتراژی غلبه تصادفی بسیار ناچیز بوده و به نظر نمی‌رسد تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر بازدهی تعدیل‌شده پرتفوی‌های مذکور داشته باشد[۲۹].

از آنجا که در ادبیات مالی همواره وجود رابطه‌ای تعادلی بین بازدهی و ریسک مورد توجه بوده لذا کسب بازدهی اضافی بدون پذیرش ریسک متناسب با آن می‌تواند حاکی از این واقعیت باشد که از عوامل ریسک

مناسب جهت تعدیل بازدهی پرتفوی‌ها استفاده نشده است. به عبارتی، برای پاسخ به این ابهام که "آیا این بازدهی اضافی به دلیل نادیده گرفتن عوامل ریسک بوده و با اصلاح و یا اضافه نمودن سایر عوامل ریسک قابل توضیح می‌باشد"، بایستی بررسی‌های بیش‌تری صورت پذیرد. به این ترتیب یکی از موضوعات پیشنهادی برای تحقیقات آتی، بررسی بازدهی اضافی با در نظر گرفتن سایر عوامل ریسک می‌باشد. از آنجاکه سازگاری زمانی[۳۰] بازدهی حاصل از پرتفوی‌های آربیتراژی غلبه تصادفی، جهت نشان دادن ثبات کارایی این روش در طول زمان و محدود نبودن آن به یک دوره یا شرایط خاص از اهمیت ویژه‌ای برخوردار می‌باشد، پیشنهاد می‌گردد در مطالعات آتی جهت آزمون استحکام نتایج، بازدهی این پرتفوی‌ها در دوره‌های زمانی مختلف مورد بررسی قرار گیرد. تقسیم‌بندی زمانی صورت گرفته می‌تواند بر اساس دوره‌های رشد، نزول و رکود بازار و یا بر اساس دوران قبل و بعد از بحران‌های مالی صورت پذیرد.

## فهرست منابع


* اکبری، مجتبی و زمانیان، غلامرضا. (۱۳۹۴). سنجش ریسک و رتبه‌بندی شرکت‌های صنعت خودرو در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از معیار تسلط تصادفی و مقایسه آن با انحراف معیار. چهارمین کنفرانس ملی مدیریت و حسابداری.
* بدری، احمد.، عرب‌مازار یزدی، محمد.، حمیدی‌زاده، محمدرضا و عبدالباقی، عبدالمجید. (۱۳۹۲). برتری تصادفی مبتنی بر صرف ارزش و رفتار ریسک‌گریزانه سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه مدیریت دارایی و تامین مالی، ۱(۱)، ۴۵-۶۲.
* پدرام، پرهام. (۱۳۸۸). تبیین و آزمون الگوریتم روش تسلط تصادفی برای ارزیابی کارایی پرتفوی بهینه، مطالعات مالی، ۱، ۶۵-۸۳.
* ترجمان، وینا و راعی، رضا. (۱۳۹۰). محاسبه ریسک با معیار تسلط تصادفی و مقایسه آن با سایر معیارهای متداول در بورس اوراق بهادار تهران. دو ماهنامه دانشور رفتار/مدیریت و پیشرفت، ۱۸(۲-۴۷)، ۳۵۵-۳۷۰.
* زمانیان، غلامرضا و جمشیدی، سجاد. (۱۳۹۴). ارزیابی عملکرد و رتبه‌بندی شرکت‌های فرابورس ایران با استفاده از معیار تسلط تصادفی. کنفرانس بین‌المللی مدیریت، اقتصاد و سیستم‌های مالی.
* شایگان‌مهر، علی و شایگان‌مهر، سیما. (۱۳۹۴). بررسی اثرات تقویمی در بورس اوراق بهادار تهران با رویکرد معیار تسلط تصادفی. دانش سرمایه‌گذاری، ۴ (۱۶)، ۱۲۵-۱۴۶.
* شایگان‌مهر، علی، زمانیان، غلامرضا و شهیکی‌تاش محمدنبی. (۱۳۹۴). ارزیابی عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک با استفاده از معیار غلبه تصادفی و مقایسه با نسبت شارپ و نسبت سورتینو. فصلنامه مدیریت دارایی و تأمین مالی، ۳ (۴)، ۶۷-۸۴.
* کشاورز حداد، غلامرضا و اصفهانی، محمدرضا. (۱۳۹۲). معمای صرف سهام در بورس اوراق بهادار تهران در چارچوب آزمون‌های تسلط تصادفی. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۸(۵۶)، ۱-۴۰.
* Abhyankar, A., Ho, K. Y., & Zhao, H. (2008). Value versus growth: stochastic dominance criteria. Quantitative Finance, 8(7), 693-704.
* Abhyankar, A., Ho, K. Y., & Zhao, H. (2009). International value versus growth: evidence from stochastic dominance analysis. International Journal of Finance & Economics, 14(3), 222-232.
* Abid, F., Leung, P. L., Mroua, M., & Wong, W. K. (2014). International diversification versus domestic diversification: mean-variance portfolio optimization and stochastic dominance approaches. Journal of Risk and Financial Management, 7(2), 45-66.
* Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. Journal of financial markets, 5(1), 31-56.

risk. The Review of Economic Studies, 36(3), 335-346.
* Hardy, G. H., Littlewood, J. E., & Pólya, G. (1952). Inequalities. Cambridge university press.
* Hsieh, C.S. (2016). Revisiting the monthly effect for the Chinese' stock markets. Applied Economics and Finance, 3(2), 73-87.
* Jegadeesh, N., & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. The Journal of finance, 48(1), 65-91.
* Jensen, M. C. (1978). Some anomalous evidence regarding market efficiency. Journal of financial economics, 6(2/3), 95-101.
* Karamata, J. (1932). Sur une inégalité relative aux fonctions convexes. Publications de l'Institut mathematique, 1(1), 145-147.
* Lakonishok, J., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1994). Contrarian investment, extrapolation, and risk. The journal of finance, 49(5), 1541-1578.
* Lean, H. H., McAleer, M., & Wong, W. K. (2010). Market efficiency of oil spot and futures: A mean-variance and stochastic dominance approach. Energy Economics, 32(5), 979-986.
* Lean, H. H., & McAleer, M. (2013). Risk-averse and risk-seeking investor preferences for oil spot and futures. Tinbergen Institute Discussion Paper, 13-132/III.
* Lehmann, E. L. (1955). Ordered families of distributions. The Annals of Mathematical Statistics, 399-419.
* Levy, H. (1992). Stochastic dominance and expected utility: survey and analysis. Management Science, 38(4), 555-593.
* Levy, H. (2006, 2015). Stochastic dominance: Investment decision making under uncertainty. Springer Science & Business Media.
* Linton, O., Maasoumi, E., & Whang, Y. J. (2005). Consistent testing for stochastic dominance under general sampling schemes. The Review of Economic Studies, 72(3), 735-765.
* Malkiel, B. G., & Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. The journal of Finance, 25(2), 383-417.
* Babbel, D. F., & Herce, M. (2007). A closer look at stable value funds performance. Wharton Financial Institutions Center, Working Paper No. 07-21.
* Bawa, V. S. (1975). Optimal rules for ordering uncertain prospects. Journal of Financial Economics, 2(1), 95-121.
* Bhootra, A. (2011). Are momentum profits driven by the cross-sectional dispersion in expected stock returns? Journal of Financial Markets, 14(3), 494-513.
* Blackwell, D. (1951). Comparison of experiments. In Proceedings of the second Berkeley symposium on mathematical statistics and probability, 1, 93-102.
* Blackwell, D. (1953). Equivalent comparisons of experiments. The annals of mathematical statistics, 24(2), 265-272.
* Breen, W., & Savage, J. (1968). Portfolio distributions and tests of security selection models. The Journal of Finance, 23(5), 805-819.
* Clark, E., & Kassimatis, K. (2014). Exploiting stochastic dominance to generate abnormal stock returns. Journal of Financial Markets, 20, 20-38.
* Davidson, R., & Duclos, J. Y. (2000). Statistical inference for stochastic dominance and for the measurement of poverty and inequality. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 68(6), 1435-1464.
* Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. Journal of financial economics, 33(1), 3-56.
* Fama, E. F., & MacBeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. The Journal of Political Economy, 607-636.
* Fishburn, P. C. (1964). Decision and value theory. John Wiley and Sons, New York.
* Fong, W. M., Lean, H. H., & Wong, W. K. (2008). Stochastic dominance and behavior towards risk: the market for internet stocks. Journal of Economic Behavior & Organization, 68(1), 194-208.
* Gonzalo, J., & Olmo, J. (2014). Conditional stochastic dominance tests in dynamic settings. International Economic Review, 55(3), 819-838.
* Hadar, J., & Russell, W. R. (1969). Rules for ordering uncertain prospects. The American Economic Review, 59(1), 25-34.
* Hanoch, G., & Levy, H. (1969). The efficiency analysis of choices involving

## یادداشت‌ها

[1]. Beat The Market
[2]. Trade-Off
[3]. Normal, Lognormal, Exponential & Uniform Distributions
[4]. Stochastic Dominance Models
[5]. Second Order Stochastic Dominance (SSD)
[۶]. روابط غلبه تصادفی برای انتخاب پرتفوی بین توابع توزیع تجمعی بازدهی یک جفت پرتفوی تعریف می‌گردد و پرتفوی غالب توسط سرمایه‌گذاران بر پرتفوی مغلوب ترجیح داده می‌شود و مطلوبیت فرد را افزایش می‌دهد. در این روش، پرتفوی کارا پرتفویی است که بر دیگر پرتفوی‌های در دسترس غلبه کرده و توسط هیچ پرتفویی مغلوب نگردد.
[7]. Majorization Theory
[8]. Zero Cost Portfolios
[9]. Downside risk
[10]. Upside risk or Upside profit
[11]. Second Order Stochastic Dominance with a Risk-Free Asset (SSDR)
[12]. www.tsetmc.com
[13]. Third Order Stochastic Dominance (TSD)
[14]. Equal Weighted
[15]. Monthly Overlapping Periods
[۱۶]. مدل میانگین-واریانس به‌جای استفاده از تمامی اطلاعات موجود در تابع توزیع بازدهی، تنها دو پارامتر بازدهی مورد انتظار و واریانس را در نظر می‌گیرد. می‌توان نشان داد بسیاری از جفت پرتفوی‌هایی که در چارچوب میانگین-واریانس بر یکدیگر غلبه ندارد، ذیل رویکرد غلبه تصادفی بر یکدیگر غلبه تصادفی مرتبه دوم خواهد داشت و بالعکس. به همین دلیل در بسیاری از موارد که مدل میانگین-واریانس قادر به بیشینه‌سازی مطلوبیت نمی‌باشد، مدل غلبه تصادفی با بهره‌گیری از تمامی اطلاعات موجود در تابع توزیع بازدهی می‌تواند تابع مطلوبیت را بیشینه نماید.
[17]. Declining Risk Aversion
[18]. Decreasing Absolute Risk Aversion
[۱۹]. به‌طور مثال اگر در مجموع دو تابع توزیع سه بازدهی مشاهده شود و مقدار دو بازدهی با یکدیگر برابر باشد، تعداد بازدهی‌های منحصر به فرد مشاهده شده برابر دو می‌باشد.
[20]. Overlapping Portfolios
[21]. Ordinary Least Squares (OLS)
[22]. Serial Correlation
[23]. Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test
[24]. Heteroskedasticity
[25]. Breusch-Pagan-Godfrey Heteroskedasticity Test
[26]. white Heteroskedasticity Test
[27]. Newey-West Estimator (HAC)
[۲۸]. احتمال آماره F تمامی رگرسیون‌ها کمتر از ۰,۰۰۱ می‌باشد.
[۲۹]. در پژوهش حاضر هزینه‌های معاملاتی در نظر گرفته نشده و می‌تواند به‌عنوان یکی از محدودیت‌های تحقیق لحاظ شده و در تحقیقات آتی مورد توجه قرار گیرد.
[30]. Time Consistency


* Malkiel, B. G. (2003). The efficient market hypothesis and its critics. The Journal of Economic Perspectives, 17(1), 59-82.
* Mann, H. B., & Whitney, D. R. (1947). On a test of whether one of two random variables is stochastically larger than the other. The annals of mathematical statistics, 50-60.
* Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. The journal of finance, 7(1), 77-91.
* Meyer, T. O., Xiao-Ming, L., & Rose, L. C. (2005). Comparing mean variance tests with stochastic dominance tests when assessing international portfolio diversification benefits. Financial Services Review, 14(2), 149-168.
* Qiao, Z., Clark, E., & Wong, W. K. (2014). Investors' preference towards risk: evidence from the Taiwan stock and stock index futures markets. Accounting & Finance, 54(1), 251-274.
* Quirk, J. P., & Saposnik, R. (1962). Admissibility and measurable utility functions. The Review of Economic Studies, 29(2), 140-146.
* Roman, D., & Mitra, G. (2009). Portfolio selection models: A review and new directions. Wilmott Journal, 1(2), 69-85.
* Rothschild, M., & Stiglitz, J. E. (1970). Increasing risk: I. A definition. Journal of Economic theory, 2(3), 225-243.
* Thompson, H. E., Wei, S., & Chow, Y. F. (2007). Do Winners Perform Better Than Losers?: A Stochastic Dominance Approach. Advances in Quantitative Analysis of Finance and Accounting. 4, 219–254.
* Von Neumann, J., & Morgenstern, O. (1962). Theory of games and economic behavior. The Review of Economics Studies, 29, 140–146.
* Whitmore, G. A. (1970). Third-degree stochastic dominance. The American Economic Review, 60(3), 457-459.
* Xiong, J. X., & Idzorek, T. M. (2011). The impact of skewness and fat tails on the asset allocation decision. Financial Analysts Journal, 67(2), 23-35.