Shahid Beheshti University
Journal of Financial Management Perspective
No. 36, Winter 2022
PP: 35-55

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

Tail Risk and Excess Stock Return

Mostafa Ramezani Sharif Abadi *, Saeid Aliahmadi **, Mehdi Aghabeikzadeh ***

Research Paper

Abstract

Accurate assessment of systematic risks in financial markets can lead to favorable capital allocation. Systematic tail risk is adverse events that, if they occur, can affect stock returns. Therefore, the purpose of this study is to investigate the effect of tail risk on excess stock returns. In the present study, two criteria of cumulative tail risk and combined tail covariance risk were used to measure tail risk. For this purpose, using the systematic removal method, a sample of 136 companies listed on the Tehran Stock Exchange (TSE) in the period 2009 to 2019 was selected. Research hypotheses were tested using the five-factor model of Fama and French regression. The results showed that the combination of size portfolio and tail risk and the combination of value portfolio and tail risk have a negative effect on excess stock returns. In addition, the results indicate that the combination of profitability portfolio and tail risk and the combination of investment portfolio and tail risk does not lead to excess stock returns. In general, the results showed that tail risk can be added to asset pricing models in addition to the variables of the five-factor model of Fama and French.

Keywords: Tail risk; Excess Stock Return; Size Anomalies;Value Anomalies.

Received: 2021.September.23, Accepted: 2022.March.25.

* Ph.D. Candidate in Accounting, Department of Accounting, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran.
** Assistant Prof., Department of Accounting, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran (Corresponding Author). E-Mail: s.aliahmadi@khuisf.ac.ir
*** Assistant Prof., Department of Accounting, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran.

دانشگاه شهیدبهشتی
نشریه چشم‌انداز مدیریت مالی
شماره ۳۶ ـ زمستان ۱۴۰۰
ص‌ص ۵۵-۳۵

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

ریسک دنباله و بازده مازاد سهام

مصطفی رمضانی شریف آبادی* ، سعید علی احمدی **،
مهدی آقابیک‌زاده ***

مقاله پژوهشی

چکیده

ارزیابی دقیق ریسک‌های سیستماتیک در بازارهای مالی می‌تواند به تخـصیص مطلوب سرمایه منجر شود. ریسک سیستماتیک دنباله معرف رویدادهای نامطلوبی است که در صورت وقوع می‌تواند بر بازده سهام تاثیر داشته باشد. از این رو، هدف پژوهش حاضر بررسی تاثیر ریسک دنباله بر بازده مازاد سهام است. در پژوهش حاضر برای اندازه‌گیری ریسک دنباله از دو معیار ریسک دنباله تجمعی و ریسک کوواریانس دنباله ترکیبی استفاده شده است. بدین منظور با استفاده از روش غربالگری نمونه‌ای شامل ۱۳۶ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۸ انتخاب شد. فرضیه‌های پژوهش با استفاده از مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ مورد آزمون قرار گرفت. نتایج پژوهش نشان داد ترکیب پرتفوی اندازه و ریسک دنباله و ترکیب پرتفوی ارزش و ریسک دنباله بر بازده مازاد بر ریسک تاثیر منفی دارد. علاوه بر این، نتایج پژوهش حاکی از این است که ترکیب پرتفوی سودآوری و ریسک دنباله و ترکیب پرتفوی سرمایه‌گذاری و ریسک دنباله منجر به بازده مازاد بر ریسک نمی‌شود. در کل نتایج پژوهش نشان داد که ریسک دنباله می‌تواند علاوه بر متغیرهای مدل پنج عاملی فاما و فرنچ، به مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها اضافه گردد.

کلیدواژه‌ها: ریسک دنباله؛ بازده مازاد سهام؛ ناهنجاری اندازه؛ ناهنجاری ارزش.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۰/۰۷/۰۱، تاریخ پذیرش مقاله: ۱۴۰۱/۰۱/۰۵.

*دانشجوی دکتری حسابداری، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران.
**استادیار گروه حسابداری، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران(نویسنده مسئول).
E-Mail: s.aliahmadi@khuisf.ac.ir
***استادیار گروه حسابداری، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران.

۱. مقدمه

اندازه‌گیری ریسک با هدف به حداقل رساندن ریسک پرتفوی و بررسی ثبات در بازارهای مالی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در برخی مواقع مانند سقوط بازار توزیع بازده دارای دنباله‌های پهن‌تری می‌شود. بنابراین، معیارهایی که برای محاسبه ریسک در زمان ثبات بازار مورد استفاده قرار می‌گیرد، نمی‌تواند اطلاعات سودمندی را در مواقع بحران و سقوط بازار فراهم نماید. همچنین، سقوط در بازارهای مالی باعث ایجاد زیان‌های سنگین در پرتفوهای سرمایه‌گذاران می‌شود. از این رو، برآورد احتمال وقوع این رویدادها که به وسیله توزیع نرمال قابل توضیح و اندازه‌گیری نیست، بسیار مهم است. در نتیجه درک مفهوم ریسک دنباله لازم و ضروری می‌باشد [۳۸]. ریسک دنباله[1] از نظر فنی ریسک جابجایی ارزش پرتفوی حداقل به میزان سه انحراف معیار از میانگین است و احتمال وقوع آن نسبت به آن‌چه در توزیع نرمال پیش‌بینی می‌شود، بیشتر است [۵]. با توجه به ریسک‌گریز بودن سرمایه‌گذاران و در صورتی‌که توزیع بازده به‌صورت نامتقارن باشد، ریسک دنباله در قیمت‌گذاری دارایی‌ها بسیار حائز اهمیت می‌شود [۳۴]. به‌علاوه، پس از بحران‌های مالی مشخص شده است که بازده بازار دنباله‌های بسیار وسیع‌تری نسبت به توزیع نرمال دارد و وقایع دنباله بسیار بیشتر از آن‌چه منحنی نرمال پیش‌بینی می‌کند، رخ می‌دهد. ریسک دنباله دارای توزیع نامتقارن به شکل توزیع پارتو[2] است [۱]. ریسک دنباله به دلایل متعددی می‌تواند پیامدهای مهمی در قیمت‌گذاری دارایی داشته باشد. برای مثال، بلوم[3] (۲۰۰۹) براساس مبانی ریسک دنباله، عدم اطمینان در سطح شرکت را ناشی از عدم‌اطمینان اقتصادی می‌داند که بر تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت تأثیر منفی می‌گذارد [۱۲]. همچنین، گابیکس[4] (۲۰۱۲) نشان داد که چارچوب ریسک دنباله می‌تواند معمای صرف ریسک سهام را توضیح دهد [۲۶]. به‌علاوه، چولت و لو[5] (۲۰۱۱) بیان کردند که ریسک دنباله باید یک الگوی یکنواخت در بازده سهام ایجاد کند تا سهامی که نسبت به ریسک دنباله حساس‌تر هستند، بازده بالاتری داشته باشند [۱۴]. با توجه به مطالب بالا هدف اصلی این پژوهش بررسی تاثیر ریسک دنباله بر مازاد بازده سهام است. نتایج این پژوهش علاوه بر بسط ادبیات مربوط به ریسک دنباله، می‌تواند به تشکیل پرتفوهای سرمایه‌گذاری با در نظر گرفتن ریسک دنباله کمک کند. در ادامه نوشتار، ابتدا مبانی نظری و پیشینه پژوهش مطرح شده و براساس آن فرضیه‌های پژوهش بیان می‌شود. سپس روش پژوهش مورد استفاده مطرح می‌گردد. در نهایت پس از ارائه یافته‌های پژوهش به بیان نتیجه‌گیری و پیشنهادهای پژوهش پرداخته می‌شود.

پرتال جامع علوم انسانی

[1] Tail Risk
[2] Pareto Distribution
[3] Bloom
[4] Gabaix
[5] Chollete and Lu

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

ریسک دنباله که به عنوان ریسک رویدادهای شدید در بازارهای دارایی تعریف می‌شود، جنبه مهمی است که سرمایه‌گذاران هنگام تصمیم‌گیری در مورد سرمایه‌گذاری باید به آن توجه کنند. ادبیات مربوط به ریسک دنباله و اندازه گیری آن به اوایل دهه ۱۹۶۰ برمی‌گردد. ماندلبروت[۱] (۱۹۶۳) فرض معمول توزیع بازده گاوسی[۲] را با استفاده از قانون قدرت[۳] برای توصیف توزیع دنباله بی قید و شرط بازده مالی به چالش کشید. توزیع گاوسی نام دیگر توزیع نرمال است و قانون قدرت در توزیع‌های پارتو مورد استفاده قرار می‌گیرد [۳۷]. قانون قدرت توزیع پارتو در اصل مدلی است که احتمال وقوع یک متغیر بیش از مقدار آستانه مشخص (برای مثال ۵ درصد یا ۱۰ درصد) را نشان می‌دهد. توزیع پارتو به عنوان تابع دنباله نیز شناخته می‌شود [۴۷]. فاما[۴] (۱۹۶۳) سازگار با ماندلبروت (۱۹۶۳) استدلال می‌کند که قیمت‌ها در بازارهای خاص حرکات ناگهانی و بزرگی را نشان می‌دهند که تحت مدل توزیع بازده گاوسی قابل توضیح نمی‌باشند [۲۰]. سورتینو و پرایس[۵](۱۹۹۴) از نیمه واریانس[۶] به عنوان معیار ریسک، به جای معیارهای ریسک سنتی (مبتنی بر توزیع گاوسی) مانند انحراف معیار و بتا حمایت کردند [۴۵]. معیار ریسک سورتینو[۷] هرگز به سطح پذیرش سایر معیارها مانند ارزش در معرض ریسک[۸] نرسید. شاید به این دلیل که توزیع کامل بازده را در نظر نمی‌گرفت. آگاروال و نایک[۹] (۲۰۰۴) دریافتند که دنباله چپ در چارچوب واریانس و میانگین مورد توجه قرار نگرفته است و از این رو، استفاده از ارزش در معرض ریسک مشروط[۱۰]را معرفی کردند [۴]. کلی و جیانگ[۱۱] (۲۰۱۴) معیار ریسک دنباله بازار را بر اساس مولفه‌های مشترک ریسک دنباله سهام منفرد ارائه کرده و نشان دادند که از قدرت پیش بینی قابل‌توجهی برای بازده بازار برخوردار است [۳۲]. اگر ریسک دنباله بازار عامل ریسکی باشد که توسط عوامل دیگر توضیح داده نمی‌شود، عامل ریسک دنباله باید دارای اهمیت اقتصادی و دارای قدرت توضیح‌دهندگی بیش از آن چیزی که توسط سایرعوامل به ظاهر نامرتبط ارائه می‌شوند، باشد [۲۵].

وجود ناهنجاری‌ها[۱۲] نشان دهنده ناکارآمدی بازار یا ناکافی بودن مدل‌های سنتی قیمت گذاری دارایی است [۱۶ و ۴۳]. در دهه ۱۹۹۰، پژوهش در مورد ناهنجاری‌ها به عنوان یک جریان پژوهشی مورد توجه قرار گرفت. به عنوان مثال پژوهش‌هایی در مورد ناهنجاری اندازه [۹] و ناهنجاری

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[1] Mandelbrot
[2] Gaussian Return Distributions
[3] Power Law
[4] Fama
[5] Sortino and Price
[6] Downside Deviation
[7] Sortino Risk
[8] Value at Risk
[9] Agarwal and Naik
[10] Conditional Value at Risk
[11] Kelly and Jiang
[12] Anomalies

ارزش انجام شد[۱۱,۳۳]. بانز (۱۹۸۱) و رینگانیوم (۱۹۸۱)[1] دریافتند که شرکت‌های با اندازه کوچک نسبت به شرکت‌های با اندازه بزرگ تمایل به بازده بالاتر دارند و این پدیده را نمی‌توان از طریق مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای[2] تشریح کرد [۹,۴۱]. برای وقوع این پدیده چندین توضیح احتمالی ارائه شده است. از جمله این استدلال‌ها می‌توان به احتمال وجود عوامل ریسک خاص در شرکت‌های کوچک در مقایسه با شرکت‌های بزرگ [۲۱,۲۲, ۲۳]، نقدشوندگی سهام [۶] و استدلال رفتاری مبنی بر اشتباه مداوم در ارزش‌گذاری سهام اشاره کرد [۳۶,۳۳]. نتایج برخی پژوهش‌های انجام شده از جمله کلی و جیانگ (۲۰۱۴) حاکی از این است که ارتباط عمیقی بین اندازه و ریسک دنباله وجود دارد زیرا شرکت‌های کوچک‌تر بیشتر مستعد قرار گرفتن در معرض شوک‌های ریسک دنباله هستند و مهمترین دلیل آن این است که توزیع آن‌ها کشیده‌تر و چوله‌تر است[۱۳]. علاوه بر این، کنراد و همکاران[3] (۲۰۱۳) دریافتند که رابطه منفی معنی‌دار و پایداری بین چولگی ریسک و بازده آتی وجود دارد[۱۵]. همچنین، رابطه مثبت معنی‌دار و پایداری بین کشیدگی ریسک و بازده آتی وجود دارد. از این رو، در شرکت‌های کوچک که دارای توزیع بازده چوله و کشیده است، احتمال بیشتری وجود دارد که بازده بالاتری برای ریسک سیتماتیک دنباله فراهم شود[۱].

عملکرد بهتر سبد سهام شرکت‌های ارزشی در مقابل پرتفوی سهام شرکت‌های رشدی به عنوان ناهنجاری ارزش شناخته می‌شود[۳۳]. نتایج پژوهش‌ها حاکی از این است که پرتفوی‌های ارزشی معمولا بازده بالاتری نسبت به پرتفوی‌های رشدی دارند[۴۲]. فاما و فرنچ (۱۹۹۶) استدلال می‌کنند که صرف ریسک نماینده‌ای برای ریسک درماندگی مالی[4] است. علاوه بر این، تمایل سهام ارزشی به سودآوری و سرمایه‌گذاری کمتر است در حالی که سهام رشدی تمایل به سودآوری و سرمایه‌گذاری متهورانه دارد[۲۴]. چن و همکاران (۲۰۰۱) دریافتند که نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام کوچک‌تر (بزرگ‌تر) با کشیدگی منفی (مثبت) ارتباط دارد[۱۳]. تفاوت‌های نامتفارن بین توزیع بازده سهام شرکت‌های رشدی و ارزشی به این موضوع اشاره دارد که بازده آن‌ها در معرض ریسک دنباله تجمعی[5] قرار دارند. تئوری‌های اقتصادی نیز اشاره دارند که صرف ارزش می‌تواند با ریسک دنباله مرتبط باشد. نتایج پژوهش‌های قبلی حاکی از این است که صرف ارزش با شرایط اقتصادی رکود و رونق ارتباط دارد[۱]. با در نظر گرفتن این موضوع که سقوط در زمان‌هایی که استرس در بازار وجود دارد اتفاق می‌افتد[۱۹] و همچنین، با در نظر گرفتن اینکه صرف ارزش تابعی از شرایط اقتصادی است، می‌توان بیان کرد که شرکت‌های ارزشی در مقایسه با شرکت‌های رشدی بیشتر در معرض اثرات منفی ریسک دنباله هستند.

---

[1] Reinganum
[2] Capiatl Assets Pricing Model (CAPM)
[3] Conrad et al
[4] Distress Risk
[5] Aggregate Tail Risk

فاما و فرنچ (۲۰۱۵) دو عامل سرمایه‌گذاری و سودآوری را به مدل سه عاملی اضافه کردند. آن‌ها استدلال می‌کنند که صرف سرمایه‌گذاری انعکاسی از تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری است [۲۴]. به عبارت دیگر، شرکت‌ها هنگامی که اهرم پایین و بازده مورد انتظار کمی دارند، اقدام به سرمایه‌گذاری می‌کنند. در حالی‌که شرکت‌هایی که اهرم بالا و بازده مورد انتظار بیشتری دارند، سرمایه‌گذاری کمتری انجام می‌دهند. همچنین، از دیدگاه رفتاری می‌توان استدلال کرد که صرف سرمایه‌گذاری انعکاس‌دهنده قیمت‌گذاری نادرست است زیرا سرمایه‌گذاران به طور صحیح اطلاعات درباره تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری شرکت را در قیمت‌گذاری دارایی‌ها مشارکت نمی‌دهند [۳۰,۴۰]. ابورا و آریزوی (۲۰۱۹) با بررسی رابطه بین ناهنجاری سرمایه‌گذاری و ریسک دنباله، انتظار داشتند که این رابطه تاثیر منفی بر بازده سهام داشته باشد. اما، نتایج پژوهش حاکی از عدم رابطه بین ناهنجاری سرمایه و ریسک دنباله است[۱].

فاما و فرنچ (۲۰۱۵) دریافتند شرکت‌هایی که سودآوری بالاتری دارند، بازده مازاد بر ریسک بالاتری برای سرمایه‌گذاران فراهم می‌کنند[۲۴]. این ناهنجاری با پژوهش انجام شده در سال ۱۹۹۶ توسط هاگن و بیکر[1] شناسایی شد[۲۸]. در توضیح وقوع این ناهنجاری هوی و همکاران (۲۰۱۵) استدلال می‌کنند که شرکت‌های با ریسک بالا، خواهان نرخ بازده بالاتری هستند و از این رو تنها پروژه‌های سودآور را تکمیل می‌کنند[۴۱]. در حالی‌که شرکت‌های با ریسک پایین در پروژه‌های سرمایه‌گذاری نرخ بازده کمتری را دنبال می‌کنند و از این رو، سودآوری کمتری دارند. فاما و فرنچ (۲۰۱۵) با استفاده از ترکیب مدل سود تقسیمی و حسابداری مازاد تمیز[2]، اقدام به تبیین رابطه بین ناهنجاری سودآوری و بازده مازاد بر ریسک کردند[۲۴]. جیا و یان[3] (۲۰۱۷) دریافتند که چولگی سودآوری بر بازده مورد انتظار تاثیر دارد[۳۱]. ابورا و آریزوی (۲۰۱۹) با بررسی رابطه بین ناهنجاری سودآوری و ریسک دنباله، انتظار داشتند که این رابطه تاثیر منفی بر بازده سهام داشته باشد. یعنی شرکت‌های با سودآوری بالا هنگامی که با ریسک دنباله مواجه می‌شوند، بازدهی مازاد بر ریسک آن‌ها کاهش می‌یابد[۱]. اما نتایج پژوهش حاکی از این است که بین ناهنجاری سرمایه و ریسک دنباله رابطه وجود ندارد. در ادامه برخی از پژوهش‌های داخلی و خارجی مرتبط با موضوع پژوهش مورد بررسی قرار می‌گیرد.

عباسیان و همکاران (۱۴۰۰) به بررسی تاثیر اثر تعدیلی اهرم بازار در قدرت تبیین مدل فاما و فرنچ پرداختند. نتیجه پژوهش نشان می‌دهد که مقدار ضریب‌تعیین تعدیل‌شده در مدل سه عاملی تعدیل‌شده از مدل سه عاملی بیشتر است و اضافه شدن اهرم بازار منجر به بهبود قدرت تبیین مدل شده است[۳].

[1] Haugen and Baker
[2] Clean Surplus Accounting
[3] Jia and Yan

نوربخش و ایرانی جانیارلو (۱۳۹۹) به مقایسه مدل سه عاملی فاما و فرنچ با مدل ۵ عاملی فاما وفرنچ در پیش‌بینی بازده سهام پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که قدرت تبیین بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران توسط مدل پنج عاملی فاما فرنچ در مقایسه با مدل سه عاملی فاما فرنچ بیشتر می‌باشد [۳۹].

شهرزادی و فروغی(۱۳۹۹) به بررسی تاثیر توجه سرمایه‌گذاران انفرادی به ریسک دنباله چپ پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که سرمایه‌گذاران انفرادی به ریسک دنباله چپ توجه ندارند و فرضیه آن‌ها رد شد [۴۴].

دولو و دشتی(۱۳۹۶) در پژوهشی با استفاده از نظریه ارزش حدی، مقدار ریسک نامطلوب حدی[1] را محاسبه نموده و اثرات آنرا در قیمت‌گذاری دارایی‌ها مورد بررسی قرار می‌دهند. یافته‌های آن‌ها دال بر قیمت‌گذاری ریسک نامطلوب حدی و معنادار بودن صرف ریسک نامطلوب حدی در بورس اوراق بهادار تهران است[۱۷].

دولو و غلامی(۱۳۹۶) در پژوهشی مدل پنج عاملی فاما و فرنچ را آزمون نمودند و آنرا با مدل‌های سه عاملی و چهار عاملی مورد مقایسه قرار می‌دهند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که عوامل سودآوری عملیاتی و میزان سرمایه‌گذاری می‌تواند بازده پرتفوی را توضیح دهد و بطور کلی مدل پنج عاملی فاما و فرنچ بهتر از سایر مدل‌ها بازده مازاد سهام در بورس اوراق بهادار تهران را توضیح می‌دهد[۱۸].

بابالویان و مظفری (۱۳۹۵) در پژوهشی به بررسی مقایسه قدرت پیش‌بینی مدل پنج عاملی فاما و فرنچ با مدل چهار عاملی کارهارت پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان داد از بین عامل‌های مومنتوم، سودآوری، سرمایه‌گذاری، بتا، اندازه و ارزش، عامل‌های سرمایه‌گذاری و مومنتوم در بورس اوراق بهادار تهران بر بازده سهام تاثیرگذار نیست[۸].

سان و همکاران[2](۲۰۲۲) در پژوهش خود با عنوان چگونه تغییر در ریسک دنباله چپ در چین قیمت‌گذاری می‌شود نشان دادند که یک رابطه منفی بین تغییر در ریسک دنباله چپ و بازده مورد انتظار در سهام شرکت‌های چینی وجود دارد. همچنین نتایج آن‌ها نشان داد که سرمایه‌گذاران تمایل بیشتری نسبت به تغییر در ریسک دنباله چپ برای سهام با افزایش سود سرمایه کمتر نشان می‌دهند[۴۶].

جکیلاس و همکاران[3] (۲۰۲۱) در پژوهشی تاثیر انتشار اخبار اقتصادی ایالات متحده را بر ریسک دنباله بازارهای مالی مکزیک مورد بررسی قرار دادند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد انتشار اخبار اقتصادی ایالات متحده و مکزیک بر ریسک دنباله بازارهای مالی مکزیک تاثیر معناداری دارد[۲۷].

---

[1] Extreme Downside Risk
[2] Sun et al
[3] Gkillas et al

ژن و همکاران[1] (۲۰۲۰) به بررسی ریسک دنباله چپ در کشور چین پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که ریسک دنباله بر بازده سهام تاثیر دارد و این تاثیر در کشور چین بیشتر از کشور آمریکا است[۴۹].

ابورا و آریزوی (۲۰۱۹) در پژوهشی تاثیر ریسک دنباله را بر روی بازده پرتفوی‌های مرتب شده براساس اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، سودآوری و سرمایه‌گذاری مورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج پژوهش حاکی از این است که پرتفوهایی که شامل سهام با اندازه کوچک و سهام ارزشی باشند، بتای ریسک دنباله آن‌ها منفی و معنادار است. همچنین نتایج آن‌ها نشان داد بین ناهنجاری سودآوری و ریسک دنباله و ناهنجاری سرمایه‌گذاری و ریسک دنباله رابطه‌ای وجود ندارد.

لانگ و همکاران(۲۰۱۹) در پژوهشی با عنوان ریسک دنباله و بازده مورد انتظار سهام در سراسر جهان با ساختن سه معیار اندازه‌گیری برای ریسک دنباله‌ی مشاهده شده در ۳۹ بازار بین سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۵ را مورد بررسی قرار دادند و اثرات آن‌ها را در قیمت‌گذاری جهانی تحلیل کردند. نتایج آن‌ها نشان داد که در بازارهای جهانی ریسک دنباله کلی و جیانگ (۲۰۱۴) اثری در قیمت–گذاری ندارد اما ریسک دنباله وان‌اوردت و ژو[2] (۲۰۱۶) و ریسک دنباله هوانگ و همکاران[3] (۲۰۱۲) با بازده آینده سهام به ویژه در بازارهای توسعه‌یافته رابطه منفی دارند [۳۵,۴۸].

ابورا و شوالیر[4] (۲۰۱۸) در پژوهشی با عنوان ریسک دنباله و رابطه نوسان‌های بازده دیدگاه جدیدی در مورد اهرم متغیر زمان و اثرات بازخورد در بازارهای سهام ایالات متحده به ارمغان آوردند. یافته‌های تجربی آن‌ها نشان داد که اثر اهرم متقارن است در حالی‌که اثر بازخورد نامتقارن است. همچنین اهرم پویا بیشترین تاثیر را در پیشبرد بازارهای سهام دارد و اثر اهرم و اثر بازخورد هر دو با افزایش نوسان‌های ناپایدار افزایش می‌یابد[۲].

براساس مبانی نظری و پیشینه پژوهش مطرح شده فرضیه‌های پژوهش به صورت زیر تدوین می‌شود:

فرضیه اول: با استفاده از ترکیب پرتفوی اندازه و ریسک دنباله در بورس اوراق بهادار تهران می‌توان بازده مازاد بر ریسک بدست آورد.

فرضیه دوم: با استفاده از ترکیب پرتفوی ارزش و ریسک دنباله در بورس اوراق بهادار تهران می‌توان بازده مازاد بر ریسک بدست آورد.

فرضیه سوم: با استفاده از ترکیب پرتفوی سودآوری و ریسک دنباله در بورس اوراق بهادار تهران می‌توان بازده مازاد بر ریسک بدست آورد.

---

[1] Zhen eat al
[2] Van Oordt and Zhou
[3] Huang et al
[4] Aboura and Chevallier

فرضیه چهارم: با استفاده از ترکیب پرتفوی سرمایه‌گذاری و ریسک دنباله در بورس اوراق بهادار تهران می‌توان بازده مازاد بر ریسک بدست آورد.

۳. روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نظر هدف از نوع بنیادی است و از لحاظ ماهیت از نوع توصیفی–همبستگی است. به منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش، داده‌ها به روش کتابخانه‌ای و به صورت ماهانه جمع‌آوری گردیده است و برای تجزیه وتحلیل اطلاعات از مدل‌های رگرسیون چند متغیره استفاده شده است. جامعه آماری این پژوهش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق تهران می‌باشند. قلمرو زمانی پژوهش حاضر، بین سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۸ می‌باشد و روش نمونه‌گیری غربالگری است. بنابراین، شرکت‌هایی که دارای شرایط زیر باشند به عنوان نمونه انتخاب شده‌اند:

۱. به لحاظ افزایش قابلیت مقایسه، دوره مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفند ماه باشد.
۲. شرکت از ابتدا تا انتهای پژوهش در پذیرش بورس اوراق بهادار باشد.
۳. اطلاعات مورد نیاز در رابطه با این گونه شرکت‌ها در دسترس باشد.
۴. شرکت‌ها جزء بانک‌ها و موسسات مالی نباشند.
۵. شرکت طی دوره زمانی پژوهش، تغییر سال مالی یا تغییر فعالیت نداشته باشد.
۶. نماد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس بیش از ۳ ماه توقف نداشته باشد.

با اعمال موارد فوق تعداد ۱۳۶ شرکت به عنوان نمونه پژوهش انتخاب و داده‌های مورد نیاز از صورت‌های مالی و نرم‌افزارهای اطلاعاتی استخراج شده و تجزیه وتحلیل اطلاعات به وسیله نرم‌افزار ایویوز[1] و استاتا[2] انجام شده است.

مدل پژوهش و متغیرهای پژوهش

به منظور تجزیه‌وتحلیل و آزمون فرضیه‌های پژوهش از مدل‌های ارائه شده در پژوهش ابورا و آریزوی (۲۰۱۹) استفاده شده است. در پژوهش آن‌ها مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵) و دو معیار جایگزین از ریسک دنباله، شاخص ریسک دنباله تجمعی[3] کلی و جیانگ (۲۰۱۴) و ریسک کوواریانس دنباله ترکیبی[4] بالی و همکاران[5] (۲۰۱۴) مورد استفاده قرار گرفته است [۱۰]. دارایی‌های آزمون شده در این پژوهش شامل پرتفوهای طبقه‌بندی شده بر اساس ترکیب ریسک دنباله و ناهنجاری‌های اندازه، ارزش، سودآوری و سرمایه‌گذاری می‌باشد. برای سنجش اعتبار مدل‌ها و توانایی آن‌ها در توضیح بازده اضافی پرتفوها از آزمون GRS[6] (۱۹۸۹) استفاده می‌شود. ضریب

[1] Eviews
[2] Stata
[3] Aggregate Tail Risk Index
[4] Hybrid Tail Covariance Risk
[5] Bali et al
[6] Gibbons, Ross, and Shanken Test Statistic

تعیین تعدیل شده GRS گزارش می‌کند که چه مقدار از بازده اضافی پرتفوی توسط عرض از مبدأ مدل توضیح داده شده است. به عبارت دیگر، هرچه این ضریب برای مدل مورد آزمون کمتر باشد، نشان دهنده برازش بهتر مدل است. یعنی متغیرهای مستقل اثرات متغیر وابسته را بهتر توضیح می‌دهند. به منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش از رگرسیون سری زمانی که در رابطه(۱) مشخص شده است، استفاده می‌شود:

$$R_{Pt} - R_{Ft} = \beta_1 + \beta_2 MKT_t + \beta_3 SMB_t + \beta_4 HML_t + \beta_5 RMW_t + \beta_6 CMA_t + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطه(۱)}$$

در مدل شماره (۱)، $R_{Pt} - R_{Ft}$ معرف بازده مازاد بر ریسک پرتفوی P در ماه t، R_{Pt} نشان‌دهنده متوسط بازده پرتفوی p در ماه t، R_{Ft} بیانگر نرخ بازده بدون ریسک در ماه t، است. MKT_t معرف عامل بازار، SMB_t معرف عامل اندازه، HML_t معرف عامل ارزش، RMW_t معرف عامل سودآوری، CMA_t معرف عامل سرمایه‌گذاری می‌باشد.

بازده مازاد بر ریسک ($R_{Pt} - R_{Ft}$): آزمون مدل پنج عاملی در سطح پرتفوی انجام می‌شود. به بیان دیگر بازده مازاد پرتفوی متغیر وابسته پژوهش است. به منظور تشکیل پرتفوی اندازه و ریسک دنباله، در پایان هر یک از سال‌های پژوهش پس از مرتب‌کردن کل سهام نمونه براساس ارزش بازار سهام شرکت از کوچک به بزرگ، با استفاده از میانه آن به دو گروه کوچک و بزرگ طبقه‌بندی می‌شوند. پس از آن مستقل از این تقسیم‌بندی، کل سهام نمونه پژوهش در هر سال براساس متغیر ریسک دنباله به سه دسته تقسیم می‌شوند بطوری‌که ۳۰ درصد ابتدایی آن پرتفوی کوچک، ۴۰ درصد میانی پرتفوی متوسط و ۳۰ درصد انتهایی پرتفوی بزرگ نامگذاری می‌شوند. در انتها از ترکیب آن‌ها پرتفوی اندازه و ریسک دنباله ایجاد می‌شود که برای آزمون فرضیه اول مورد استفاده قرار می‌گیرد. به منظور تشکیل پرتفوی ارزش و ریسک دنباله، در پایان هر سال پس از مرتب نمودن کل سهام نمونه براساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به سه گروه ۳۰ درصد ابتدا، ۴۰ درصد میانی و ۳۰ درصد انتهایی، در ادامه و مستقل از این تقسیم‌بندی کل نمونه براساس متغیر ریسک دنباله نیز در هر سال به سه گروه ۳۰ درصد ابتدا، ۴۰ درصد میانی و ۳۰ درصد انتهایی، طبقه‌بندی می‌شود. از ترکیب آن‌ها پرتفوی ارزش و ریسک دنباله تشکیل شده و برای آزمون فرضیه دوم مورد استفاده قرار می‌گیرد. تشکیل پرتفوی سودآوری و ریسک دنباله و پرتفوی سرمایه‌گذاری و ریسک دنباله مشابه پرتفوی‌بندی ارزش و ریسک دنباله انجام می‌شود که برای آزمون فرضیه‌های سوم و چهارم مورد استفاده قرار می‌گیرد. همچنین قابل توضیح است که نحوه تشکیل پرتفوها برای هر دو متغیر مورد استفاده برای محاسبه ریسک دنباله مشابه است [۷]. در ادامه نحوه محاسبه ریسک دنباله تشریح می‌گردد.

برای اندازه‌گیری اولین معیار ریسک دنباله یعنی ریسک دنباله تجمعی (TR) از پژوهش لانگ و همکاران (۲۰۱۹) و کلی و جیانگ (۲۰۱۴) استفاده شده است. نخست، ریسک دنباله ماهانه

برای هر یک از سهام نمونه پژوهش به صورت سری‌زمانی تخمین زده می‌شود. برای ماه t، تمام بازده‌های روزانه ســـهام در روزهای معامله شـــده در طول آن ماه به عنوان یک نمونه جمع‌آوری می‌شوند و شاخص دنباله آن با استفاده از روش توسعه‌یافته هیل[1] (۱۹۷۵) بصورت زیر تخمین زده می‌شود [۲۹]:

$$\lambda_t^{Hill} = \frac{1}{K_t}\sum_{K=1}^{K_t} ln\frac{R_{k,t}}{u_t} \quad \text{رابطه(۲)}$$

بـه طـوری‌کـه $R_{k,t}$، k امـین بـازده روزانـه اسـت کـه در زیـر آسـتانه ارزش حـدی u_t در طول مـاه t قـرار مـی‌گیـرد و K_t تعـداد کـل ایـن مـوارد در طـول مـاه t اسـت. بـه پیـروی از کلـی و جیانـگ (۲۰۱۴)، u_t در سـطح معنـاداری ۱۰ و ۵ درصـد بـرای هـر دوره تعریـف شـده است. در ادامـه، ریسـک دنبالـه شـرکت i (مشـخص شـده بـا TR) در مـاه t بـر اسـاس مـدل زیر برای هر سهم و به بر اساس داده‌های سری‌زمانی تخمین زده می‌شود:

$$R_{i,t} = \mu_i + TR_{i,t}\lambda_t^{Hill} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{رابطه(۳)}$$

که $R_{i,t}$ بازده ماهانه شرکت i در ماه t و λ_t^{Hill} شاخص دنباله است که از رابطه (۲) بدست آمده است. به منظور تخمین $TR_{i,t}$ برای سهم i در ماه t، از رگرسیون غلتان با دوره زمانی ۶۰ ماه استفاده شده است. این روش برای تخمین تک تک شرکت‌های نمونه پژوهش مورد استفاده قرار گرفت. سهام با ارزش بالای ریسک دنباله تجمعی (TR) حساسیت بیشتری به ریسک دنباله نشان می‌دهد.

پژوهش ابورا و آریزوی (۲۰۱۹) دومین معیار ریســـک دنباله یعنی ریســـک کواریانس دنباله ترکیبی (HTCR) اندازه‌گیری شـد. در پژوهش آن‌ها از روش بالی و همکاران (۲۰۱۴) اسـتفاده شـده اسـت. ریسـک کواریانس دنباله ترکیبی (HTCR) کوواریانس بازده سـهام و بازده بازار را مشروط به مازاد بازده منفی در سطح سهام اندازه‌گیری می‌کند. با استفاده از سطح معناداری ۱۰ یا ۵ درصـد برای k در توزیع بازده سـهام i، ریسـک کواریانس دنباله ترکیبی (HTCR) بدین صورت تعریف می‌شود:

$$HTCR = \sum_{R_i<k_i}(R_i - k_i)(R_m - k_m) \quad \text{رابطه(۴)}$$

که در آن اندیس m بیانگر پرتفوی بازار است. با پیروی از پژوهش بالی و همکاران (۲۰۱۴)، برای محاسبه ریسک دنباله هر سهم از بازده روزانه شش ماه گذشته استفاده شده است.

MKT_t معرف عامل بازار که از مابه‌التفاوت بازده بازار و بازده بدون ریسک ماهانه بدست می‌آید $(R_M - R_F)$. در این پژوهش بازده ماهانه بدون ریسک براساس داده‌های بانک مرکزی و از تقسیم نرخ سود سپرده‌های بانکی یک ساله به عدد ۱۲ بدست آمده است.

[1] Hill

SMB معرف عامل اندازه که از اختلاف بین متوسط بازده پرتفوی سهام شرکت‌های کوچک و پرتفوی سهام شرکت‌های بزرگ بدست می‌آید. محاسبه SMB کل به وسیله اجزای کوچک‌تر با نام‌های $SMB_{B/M}$ و SMB_{OP} و SMB_{INV} که از طریق روابط زیر بدست می‌آیند، محاسبه می‌شود:

$$SMB_{B/M} = {(SH + SN + SL)}/{3} - {(BH + BN + BL)}/{3}$$ رابطه(۵)

$$SMB_{OP} = {(SR + SN + SW)}/{3} - {(BR + BN + BW)}/{3}$$ رابطه(۶)

$$SMB_{INV} = {(SA + SN + SC)}/{3} - {(BA + BN + BC)}/{3}$$ رابطه(۷)

$$SMB = {(SMB_{B/M} + SMB_{OP} + SMB_{INV})}/{3}$$ رابطه(۸)

HML معرف فاکتور ارزش دفتری به ارزش بازاراست که از اختلاف بازدهی بین پرتفوی سهام با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و پرتفوی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین در ماه t بدست می‌آید. محاسبات عامل ارزش (HML) به وسیله رابطه زیر انجام می‌شود:

$$HML = {(SH + BH)}/{2} - {(SL + BL)}/{2}$$ رابطه(۹)

RMW معرف عامل سودآوری است که از تفاوت بین متوسط بازده پرتفوی با سودآوری عملیاتی بالا و پرتفوی با سودآوری عملیاتی پایین و ترکیب عامل انداره بدست می‌آید. محاسبات عامل سودآوری (RMW) از طریق رابطه زیر انجام می‌شود:

$$RMW = {(SR + BR)}/{2} - {(SW + BW)}/{2}$$ رابطه(۱۰)

CMA معرف عامل سرمایه‌گذاری است که از تفاوت بین متوسط بازده پرتفوی با سرمایه‌گذاری بالا و پرتفوی با سرمایه‌گذاری پایین و ترکیب عامل انداره بدست می‌آید. محاسبات عامل سرمایه‌گذاری (CMA) با استفاده از رابطه زیر انجام می‌شود:

$$CMA = {(SC + BC)}/{2} - {(SA + BA)}/{2}$$ رابطه(۱۱)

٤. تحلیل داده‌ها و یافته‌ها

جدول (۱) نتایج آمار توصیفی متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد:

جدول۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرها	نماد	میانگین	میانه	انحراف‌معیار	حداکثر	حداقل
عامل بازار	Rm – Rf	۰/۰۱۵	۰/۰۰۳	۰/۰۶۷	۰/۲۴۸	−۰/۱۰۱
عامل اندازه	SMB	۰/۰۰۲	−۰/۰۰۲	۰/۰۳۳	۰/۰۹۲	−۰/۰۷۱
عامل رشد	HML	−۰/۰۳۹	−۰/۰۳۷	۰/۰۵۴	۰/۱۶۶	−۰/۲۲۲
عامل سودآوری	RMW	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۴۶	۰/۱۱۸	−۰/۱۰۸
عامل سرمایه‌گذاری	CMA	۰/۰۰۶	۰/۰۰۴	۰/۰۴۶	۰/۱۶۱	−۰/۱۰۴

همانگونه که در جدول(۱) ملاحظه می‌شود میانگین و انحراف‌معیار به ترتیب برای عامل بازار ۰/۰۱۵ و ۰/۰۶۷، برای عامل اندازه ۰/۰۰۲ و ۰/۰۳۳، برای عامل رشد ۰/۰۴۰- و ۰/۰۵۴، برای عامل سودآوری ۰/۰۰۱ و ۰/۰۴۶ و برای عامل سرمایه‌گذاری ۰/۰۰۶ و ۰/۰۴۶ می‌باشد. این موارد نشان می‌دهد که به دلیل منفی بودن میانگین عامل رشد، بازده ماهانه آن به طور متوسط ۰/۰۴۰ درصد کمتر از بازده بدون ریسک می‌باشد. از طرفی عامل اندازه کمترین انحراف معیار را داراست که ناشی از تنوع‌بخشی بالاتر بوده و عامل بازار که دارای بالاترین انحراف معیار است، نوسان بالاتری دارد.

آزمون فرضیه‌های پژوهش

بررسی مانایی متغیرهای پژوهش نشان می‌دهد که متغیرهای پژوهش در سطح مانا قرار دارند و از آنجا که نتایج آزمون خودهمبستگی بیانگر وجود خودهمبستگی است، برای رفع این مشکل اتورگرسیو مرتبه اول به مدل‌های پژوهش اضافه شده است. در فرضیه اول پژوهش بیان شد که ترکیب پرتفوی اندازه و ریسک دنباله بر بازده مازاد بر ریسک تاثیر دارد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول در جدول(۲) گزارش شده است.

جدول۲. نتایج آزمون فرضیه اول

$$R_{Pt} - R_{f,t} = \beta_0 + \beta_1(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_2(SMB_t) + \beta_3(HML_t) + \beta_4(RMW_t) + \beta_4(CMA_t) + \varepsilon_t$$

	ریسک دنباله((۵)TR)		ریسک دنباله((۱۰)TR)		ریسک دنباله ((۵)HTCR)		ریسک دنباله ((۱۰)HTCR)	
نماد متغیر	ضرایب	آماره t	ضرایب	آماره t	ضرایب	آماره t	ضرایب	آماره t
C	-۰/۰۰۵	-۲/۴۸۶*	-۰/۰۰۵	-۲/۵۱۷*	-۰/۰۰۵	-۲/۶۰۳*	-۰/۰۰۶	-۲/۶۰۶*
Rm – Rf	۱/۰۲۲	۲۴/۱۰۳*	۱/۰۱۴	۲۵/۸۳۳*	۱/۰۲۱	۲۲/۹۶۸*	۱/۰۱۷	۲۰/۹۰۱*
SMB	۰/۷۶۴	۵/۷۷۸*	۰/۷۵۹	۵/۹۶۱*	۰/۷۵۰	۵/۵۸۷*	۰/۷۸۲	۵/۵۳۱*
HML	-۰/۱۸۳	-۲/۴۷۲*	-۰/۱۹۴	-۲/۶۸۱*	-۰/۱۸۴	-۲/۳۶۶*	-۰/۱۶۶	-۱/۹۱۰*
RMW	-۰/۰۵۶	-۰/۸۶۹	-۰/۰۵۵	-۰/۸۵۰	-۰/۰۴۶	-۰/۷۰۲	-۰/۰۵۱	-۰/۷۷۱
CMA	۰/۵۰۱	۶/۶۰۴*	۰/۵۰۱	۷/۰۴۱*	۰/۴۹۷	۶/۴۰۵*	۰/۴۹۵	۶/۲۱۶*
AR(1)	-۰/۰۴۰	-۰/۶۰۵	-۰/۰۳۹	-۰/۶۰۱	-۰/۰۸۲	-۱/۳۳۵	-۰/۰۵۴	-۰/۸۹۰
آماره F		۱۶۷/۳۷۸*		۱۶۷/۹۸۱*		۱۵۸/۳۵۷*		۱۵۰/۶۵۹*
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۶۰۷		۰/۶۰۸		۰/۵۹۴		۰/۵۸۲	
آماره دوربین واتسون	۱/۹۹۶		۱/۹۹۸		۱/۹۹۴		۱/۹۹۳	

*= معنی داری در سطح ۵ درصد است.

ضریب عرض از مبدا مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵) برای ریسک دنباله((TR(۵) و ریسک دنباله((TR(۱۰)، ریسک دنباله((HTCR(۵) به میزان ۰/۰۰۵- و برای ریسک دنباله((HTCR(۱۰) برابر ۰/۰۰۶- است که در دامنه مورد بررسی منفی و معنادار است. بنابراین، با توجه به معنادار بودن ضرایب می‌توان نتیجه گرفت ترکیب پرتفوی اندازه و ریسک دنباله منجر به بازده مازاد بر ریسک می‌شود. در نتیجه فرضیه اول پژوهش رد نمی‌شود. متغیر سودآوری (RMW) در تمام مدل‌های پژوهش معنی‌دار نیست. این موضوع حاکی از این است که متغیر سودآوری تاثیری بر متغیر وابسته ندارد. در توضیح دلیل اصلی عدم معنی‌داری متغیر سودآوری می توان به وجود متغیر ریسک دنباله اشاره کرد.

در فرضیه دوم پژوهش بیان شد که ترکیب پرتفوی ارزش و ریسک دنباله بر بازده مازاد بر ریسک تاثیر دارد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم در جدول(۳) گزارش شده است.

جدول ۳.نتایج آزمون فرضیه دوم

$$R_{Pt} - R_{f,t} = \beta_0 + \beta_1(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_2(SMB_t) + \beta_3(HML_t) + \beta_4(RMW_t) + \beta_4(CMA_t) + \varepsilon_t$$

	ریسک دنباله(TR(۵)		ریسک دنباله(TR(۱۰)		ریسک دنباله(HTCR(۵)		ریسک دنباله(HTCR(۱۰)	
نماد متغیر	ضرایب	آماره t	ضرایب	آماره t	ضرایب	آماره t	ضرایب	آماره t
C	-۰/۰۰۷	-۲/۰۷۰*	-۰/۰۰۸	-۱/۹۹۳*	-۰/۰۰۷	-۱/۹۶۲*	-۰/۰۰۷	-۲/۶۲۸*
Rm – Rf	۰/۹۹۹	۲۳/۴۵۵*	۰/۹۹۲	۲۱/۹۵۵*	۱/۰۱۰	۲۰/۷۰۴*	۱/۰۱۱	۱۹/۲۹۸*
SMB	۰/۷۸۵	۶/۸۵۸*	۰/۸۲۰	۶/۸۷۰*	۰/۷۹۳	۶/۴۴۱*	۰/۸۱۱	۶/۲۷۶*
HML	-۰/۱۵۵	-۱/۹۵۳*	-۰/۱۴۴	-۱/۶۲۳	-۰/۱۵۴	-۱/۶۰۴	-۰/۱۴۷	-۱/۴۲۷
RMW	-۰/۰۷۶	-۱/۲۹۲	-۰/۰۸۹	-۱/۴۹۹	-۰/۰۶۵	-۱/۰۹۹	-۰/۰۶۲	-۱/۰۲۵
CMA	۰/۴۸۲	۷/۶۹۸*	۰/۴۸۵	۷/۲۲۳*	۰/۴۷۸	۷/۱۱۸*	۰/۴۸۶	۷/۱۴۹*
AR(1)	۰/۰۴۴	۰/۹۳۲	۰/۰۶۶	۱/۱۱۴	-۰/۰۱۲	-۰/۲۲۵	-۰/۰۰۶	-۰/۱۲۰
آماره F		۱۹۵/۴۶۰*		۱۷۶/۴۸۲*		۱۷۱/۸۱۹*		۱۶۲/۶۵۸*
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۵۴۶		۰/۵۲۰		۰/۵۱۴		۰/۵۰۰	
آماره دوربین واتسون	۲/۰۰۳		۲/۰۰۶		۱/۹۹۸		۱/۹۹۸	

*= معنی داری در سطح ۵ درصد است.

ضریب عرض از مبدا مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵) برای ریسک دنباله ((TR(۵) و ریسک دنباله ((HTCR(۱۰) و ریسک دنباله ((HTCR(۵) برابر و مساوی ۰/۰۰۷- و برای ریسک دنباله ((TR(۱۰) برابر ۰/۰۰۸- است که در دامنه مورد بررسی منفی و معنادار است. بنابراین با توجه به معنادار بودن ضرایب می‌توان نتیجه گرفت ترکیب پرتفوی ارزش و ریسک دنباله منجر به بازده مازاد بر ریسک می‌شود. درنتیجه فرضیه دوم پژوهش رد نمی‌شود. متغیر سودآوری (RMW) و متغیر عامل رشد (HML) در مدل های پژوهش معنی‌دار نیست. این موضوع حاکی از این است که متغیر سودآوری تاثیری بر متغیر وابسته ندارد. مهم‌ترین دلیل برای ایجاد این موضوع در بازار

سرمایه ایران وجود متغیر ریسک دنباله است که باعث شده قدرت توضیح‌دهندگی آن‌ها کاهش یابد.

در فرضیه سوم پژوهش بیان شد که ترکیب پرتفوی سودآوری و ریسک دنباله بر بازده مازاد بر ریسک تاثیر دارد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم در جدول (۴) گزارش شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون فرضیه سوم

$$R_{Pt} - R_{f,t} = \beta_0 + \beta_1(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_2(SMB_t) + \beta_3(HML_t) + \beta_4(RMW_t) + \beta_4(CMA_t) + \varepsilon_t$$

	ریسک دنباله(TR(۵))		ریسک دنباله(TR(۱۰))		ریسک دنباله(HTCR(۵))		ریسک دنباله(HTCR(۱۰))	
نماد متغیر	ضرایب	آماره t	ضرایب	آماره t	ضرایب	آماره t	ضرایب	آماره t
C	۰/۰۰۷	۱/۷۴۰	۰/۰۰۶	۱/۷۹۸	۰/۰۰۷	۱/۷۸۲	۰/۰۰۶	۱/۷۸۷
Rm – Rf	۱/۰۱۹	۲۳/۰۵۴*	۱/۰۱۰	۲۴/۴۰۲*	۱/۰۱۲	۲۴/۸۸۸*	۱/۰۰۵	۲۳/۳۹۳*
SMB	۰/۷۹۶	۶/۷۸۹*	۰/۷۶۹	۶/۹۲۹*	۰/۷۷۱	۷/۰۴۲*	۰/۷۷۶	۶/۷۷۸*
HML	-۰/۱۶۶	-۱/۹۹۰*	-۰/۱۷۹	-۲/۴۰۳*	-۰/۱۷۳	-۲/۴۰۰*	-۰/۱۶۹	-۲/۱۶۶*
RMW	-۰/۰۷۳	-۱/۱۹۲	-۰/۰۷۴	-۱/۱۶۳	-۰/۰۶۲	-۰/۹۸۲	-۰/۰۵۹	-۰/۹۴۷
CMA	۰/۴۸۶	۷/۲۱۳*	۰/۴۷۷	۶/۹۰۷*	۰/۴۸۳	۷/۱۳۲*	۰/۴۸۶	۷/۱۱۵*
AR(1)	-۰/۰۲۰	-۰/۴۲۰	-۰/۰۰۶	-۰/۱۳۰	-۰/۰۲۹	-۰/۶۲۲	-۰/۰۲۸	-۰/۵۸۳
آماره F		۱۹۴/۵۸۶*		۱۹۰/۰۷۵*		۲۰۱/۱۲۸*		۱۸۸/۳۹۴*
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۵۴۵		۰/۵۳۹		۰/۵۵۳		۰/۵۳۷	
آماره دوربین واتسون	۱/۹۹۹		۱/۹۹۹		۱/۹۹۸		۱/۹۹۹	

*= معنی داری در سطح ۵ درصد است.

ضریب عرض از مبدا مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵) برای ریسک دنباله (TR(۵)) و ریسک دنباله (HTCR(۵)) برابر و مساوی ۰/۰۰۷ و برای ریسک دنباله (TR(۱۰)) و ریسک دنباله (HTCR(۱۰)) برابر ۰/۰۰۶ است که در دامنه مورد بررسی معنادار نمی‌باشد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت با ترکیب پرتفوی سودآوری و ریسک دنباله نمی‌توان بازده مازاد بر ریسک بدست آورد. درنتیجه فرضیه سوم پژوهش رد می‌شود. متغیر سودآوری (RMW) در تمام مدل‌های پژوهش معنی‌دار نیست. این موضوع حاکی از این است که متغیر سودآوری تاثیری بر متغیر وابسته ندارد. دلیل اصلی این عدم معنی‌داری را می توان به متغیر ریسک دنباله نسبت داد.

در فرضیه چهارم پژوهش بیان شد که ترکیب پرتفوی سرمایه‌گذاری و ریسک دنباله بر بازده مازاد بر ریسک تاثیر دارد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه چهارم در جدول (۵) گزارش شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول۵. نتایج آزمون فرضیه چهارم

$$R_{Pt} - R_{f,t} = \beta_0 + \beta_1(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_2(SMB_t) + \beta_3(HML_t) + \beta_4(RMW_t) + \beta_4(CMA_t) + \varepsilon_t$$

	ریسک دنباله((TR(۵		ریسک دنباله((TR(۱۰		ریسک دنباله((HTCR(۵		ریسک دنباله((HTCR(۱۰	
نماد متغیر	ضرایب	آماره t	ضرایب	آماره t	ضرایب	آماره t	ضرایب	آماره t
C	۰/۰۰۶	۱/۷۱۹	۰/۰۰۷	۱/۸۰۸	۰/۰۰۵	۱/۷۳۲	۰/۰۰۵	۱/۶۳۷
Rm – Rf	۱/۰۱۸	۲۵/۲۰۸*	۱/۰۱۸	۲۴/۸۲۴*	۱/۰۰۸	۲۶/۰۴۳*	۰/۹۹۶	۲۴/۹۵۴*
SMB	۰/۷۷۰	۶/۹۸۶*	۰/۷۸۳	۶/۷۷۳*	۰/۷۵۸	۷/۲۱۲*	۰/۷۵۴	۷/۰۸۶*
HML	-۰/۱۶۸	-۲/۳۷۳*	-۰/۱۵۳	-۱/۹۱۱*	-۰/۱۹۱	-۲/۷۸۶*	-۰/۲۰۷	-۳/۰۵۴*
RMW	-۰/۰۶۳	-۱/۰۶۹	-۰/۰۷۶	-۱/۳۰۸	-۰/۰۵۵	-۰/۹۵۳	-۰/۰۵۸	-۱/۰۴۴
CMA	۰/۵۰۰	۶/۶۳۴*	۰/۴۹۵	۶/۴۸۹*	۰/۴۸۳	۶/۵۰۶*	۰/۴۸۰	۶/۶۲۴*
AR(1)	-۰/۰۲۰	-۰/۴۰۲	-۰/۰۰۲	-۰/۰۵۱	-۰/۰۴۱	-۰/۸۸۶	-۰/۰۳۷	-۰/۷۸۴
آماره F		۲۰۸/۶۱۲*		۲۰۰/۶۵۴*		۲۰۵/۶۴۱*		۱۹۹/۵۷۱*
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۵۶۲		۰/۵۵۳		۰/۵۵۹		۰/۵۵۱	
آماره دوربین واتسون	۱/۹۹۵		۱/۹۹۷		۲/۰۰۰		۱/۹۹۷	

*= معنی داری در سطح ۵ درصد است.

ضریب عرض از مبدا مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵) برای ریسک دنباله ((TR(۵) و ریسک دنباله ((HTCR(۵) برابر ۰/۰۰۶ و ۰/۰۰۷ و برای ریسک دنباله ((TR(۱۰) و ریسک دنباله ((HTCR(۱۰) برابر و مساوی ۰/۰۰۵ است که در دامنه مورد بررسی معنادار نمی باشد. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت با ترکیب پرتفوی سرمایه‌گذاری و ریسک دنباله نمی‌توان بازده مازاد بر ریسک بدست آورد. درنتیجه فرضیه چهارم پژوهش رد می‌شود. متغیر سودآوری (RMW) در تمام مدل‌های پژوهش معنی‌دار نیست. این موضوع حاکی از این است که متغیر سودآوری تاثیری بر متغیر وابسته ندارد. دلیل اصلی این عدم معنی‌داری را می‌توان به متغیر ریسک دنباله نسبت داد.

از آزمون GRS برای سنجش اعتبار مدل‌ها و توانایی آن‌ها در توضیح بازده اضافی پرتفوها استفاده می‌شود. نتایج آزمون GRS فرضیه های پژوهش در جدول (۶) گزارش شده است.

جدول ۶. نتایج آزمون GRS

	فرضیه اول		فرضیه دوم		فرضیه سوم		فرضیه چهارم	
	ضریب GRS	ضریب تعین تعدیل شده	ضریب GRS	ضریب تعین تعدیل شده	ضریب GRS	ضریب تعین تعدیل شده	ضریب GRS	ضریب تعین تعدیل شده
مدل ریسک دنباله((TR(۵)	۰/۰۰۶*	۰/۶۳۷	۰/۰۰۶*	۰/۶۰۰	۰/۰۰۷	۰/۵۸۵	۰/۰۰۶	۰/۶۰۲
مدل ریسک دنباله((TR(۱۰)	۰/۰۰۶*	۰/۶۳۲	۰/۰۰۷*	۰/۵۸۴	۰/۰۱۹	۰/۰۴۲	۰/۰۰۷	۰/۵۹۳
مدل ریسک دنباله((HTCR(۵)	۰/۰۰۶*	۰/۶۲۹	۰/۰۲۱*	۰/۵۲۸	۰/۰۰۷	۰/۵۸۴	۰/۰۰۶	۰/۵۹۲
مدل ریسک دنباله((HTCR(۱۰)	۰/۰۰۷*	۰/۶۲۰	۰/۰۲۱*	۰/۵۵۵	۰/۰۰۷	۰/۵۶۹	۰/۰۰۶	۰/۵۸۰

*= معنی داری در سطح ۵ درصد است.

نتایج آزمون GRS فرضیه اول نشان می‌دهد که عرض از مبدأ در سبدهای تشکیل شده با ترکیب اندازه و ریسک دنباله معنادار است. از این رو، می‌توان انتظار داشت که ترکیب متغیر اندازه و ریسک دنباله بر بازده مازاد بر ریسک تاثیر داشته باشد. ضرایب تعیین تعدیل شده برای مدل‌های

مختلف در جدول (۳) از ۰/۶۲۰ تا ۰/۶۳۷ متغیر است. این موضوع نشان می‌دهد علی‌رغم نزدیک بودن قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌ها، اعتبار مدل ریسک دنباله ((HTCR(۱۰)) نسبت به بقیه اندکی بیشتر است.

نتایج آزمون GRS فرضیه دوم نشان می‌دهد که عرض از مبدأ در سبدهای تشکیل شده با ترکیب ارزش و ریسک دنباله معنادار است. ضریب تعیین تعدیل شده برای مدل های مختلف ریسک دنباله بین ۰/۵۲۸ تا ۰/۶۰۰ است. این نتایج حاکی از این است که مدل ریسک دنباله ((HTCR(۵)) نسبت به سایر مدل‌ها قدرت توضیح‌دهندگی بیشتری داشته است.

نتایج آزمون GRS فرضیه سوم و چهارم نشان می‌دهد که عرض از مبدأ در سبدهای تشکیل شده با ترکیب سودآوری و ریسک دنباله معنادار و ترکیب سرمایه‌گذاری و ریسک دنباله معنادار نمی‌باشد. از این رو، نتایج آزمون GRS نیز حاکی از این است که فرضیه های سوم و چهارم پژوهش رد می‌شود.

۵. بحث و نتیجه‌گیری

شناسایی عامل ریسک دنباله در بازارهای مالی می‌تواند به سرمایه‌گذاران در خصوص تخصیص بهینه منابع محدود کمک کند. از طرفی همگام با افزایش نوسان‌ها در بازارهای مالی ابزارهای مدیریت ریسک بهبود یافته است. وقوع بحران و سقوط بازار از جمله مواردی است که می‌تواند بر بازده مازاد سهام تاثیر بسزایی داشته باشد. این رویدادها می‌توانند باعث ایجاد دنباله‌های وسیع در توزیع بازده شوند. بنابراین ارزیابی ریسک رویدادهای دنباله با هدف کسب بازده مازاد از اهمیت بالایی برخوردار است. از این رو، در پژوهش حاضر به بررسی تاثیر ریسک دنباله بر بازده مازاد سهام پرداخته شده و بدین منظور چهار فرضیه تدوین گردید. در فرضیه اول بیان شد که از ترکیب پرتفوی اندازه و ریسک دنباله در بورس اوراق بهادار تهران می‌توان بازده مازاد بر ریسک بدست آورد. بر این اساس فرضیه اول پژوهش رد نمی‌شود. نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول با پژوهش ابورا و آریزوی (۲۰۱۹) هم‌خوانی دارد. یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه دوم پژوهش نشان داد ترکیب پرتفوی ارزش و ریسک دنباله منجر به بازده مازاد بر ریسک می‌شود. بر این اساس فرضیه دوم پژوهش رد نمی‌شود. نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم با پژوهش ابورا و آریزوی (۲۰۱۹)، ژن و همکاران (۲۰۲۰) و سان و همکاران (۲۰۲۲) هم‌خوانی دارد. یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه سوم پژوهش نشان داد ترکیب پرتفوی سودآوری و ریسک دنباله منجر به بازده مازاد بر ریسک نمی‌شود. بر این اساس فرضیه سوم پژوهش رد می‌شود. نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم با پژوهش ابورا و آریزوی (۲۰۱۹)، ژن و همکاران (۲۰۲۰) و سان و همکاران (۲۰۲۲) هم‌خوانی دارد. یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه چهارم پژوهش نشان داد ترکیب پرتفوی سرمایه‌گذاری و ریسک دنباله منجر به بازده مازاد بر ریسک نمی‌شود. بر این اساس فرضیه چهارم پژوهش رد می‌شود. نتایج حاصل از آزمون فرضیه چهارم با پژوهش ابورا و آریزوی (۲۰۱۹) هم‌خوانی دارد.

٦. پیشنهادها و محدودیت‌ها

براساس نتایج پژوهش حاضر با توجه به اینکه ترکیب پرتفوی های اندازه و ریسک دنباله و ترکیب پرتفوی ارزش و ریسک دنباله منجر به بازده مازاد سهام می‌شود، به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود که ترکیب پرتفوی اندازه و ریسک دنباله و ترکیب پرتفوی ارزش و ریسک دنباله را در سرمایه‌گذاری‌های خود مورد استفاده قرار دهند. به عبارت دیگر سرمایه‌گذران با انتخاب شرکت‌های کوچک و ارزشی که ریسک دنباله بالایی دارند، می‌توانند به بازده بالاتری برسند. همچنین، به مدیران شرکت‌های سرمایه‌گذاری و تحلیل‌گران بازار سرمایه پیشنهاد می‌شود اثرات مربوط به توزیع پارتو که منجر به ایجاد ریسک دنباله می‌شود را در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری در نظر بگیرند.

به پژوهشگران توصیه می‌شود در پژوهش‌های آتی، از سایر معیارهای اندازه گیری ریسک دنباله استفاده نمایند. همچنین، به پژوهشگران توصیه می‌شود ترکیب ریسک دنباله و سایر ناهنجاری‌ها را مورد بررسی قرار دهند. علاوه بر این، به پژوهشگران توصیه می‌شود که تاثیر رفتار سرمایه‌گذاران در شکل‌گیری ریسک دنباله و نحوه تشکیل پرتفوهای سرمایه‌گذاری را بر این اساس مورد بررسی قرار دهند. یکی از محدودیت های این پژوهش این است که برای محاسبه ریسک دنباله می‌توان از معیار های دیگری استفاده کرد و بر این اساس ممکن است نتایج پژوهش تحت تاثیر قرار بگیرد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

1. Aboura, T., Arisoy, Y.E. (2019). Can Tail Risk Explain Size, Book-to-Market, Momentum, and Idiosyncratic Volatility Anomalies? *Journal of Business Finance & Accounting*. 46, 1263-1298.

2. Aboura, S., Chevallier, J. (2018). Tail Risk and the ReturnVolatility Relation. *Research in International Business and Finance*. 46, 16-29.

3. Abbasian, E., Tehrani, R., PakdinAmiri, M. (2021). Market Leverage Effect in Fama Frech Model. *Journal of Financial Management Perspective*. 11(33). (In Persian)

4. Agarwal, V. & N. Naik. (2004). Risks and Portfolio Decisions Involving Hedge Funds. *Review of Financial Studies*. 17(1), 63-98.

5. Akoundi, K., & Haugh, J. (2010). Tail risk hedging: A roadmap for asset owners. *Deutsche Bank Pension Strategies and Solutions.*

6. Amihud, Y. and H. Mendelson, (1986). Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics*. 17, 223-249.

7. Ansari Samani, H., Farhadian, A., Faramarzi, Z. (2019). The Effect of the Mispricing on Stock Returns: An Application of the Five-Factor Model. *Journal of Financial Management Perspective,* 9(28), 117-142. (In Persian)

8. Babalooyan, S., Mozaffari, M. (2016). To Compare the Explanatory Power of the Five-Factor Fama French Model with Carhart and q-Factor Models: Evidences from Tehran Stock Exchange. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 9(30), 17-32. (In Persian)

9. Banz, R. W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*. 9(1), 3–18.

10. Bali T., N., Cakici, & R.F., Whitelaw. (2014). Hybrid tail risk and expected stock returns: When does the tail wag the dog? *Review of Asset Pricing Studies*. 4, 206-246.

11. Basu, S. (1983). The relationship between earnings' yield, market value and return for NYSE common stocks: Further evidence. *Journal of Financial Economics*. 12(1), 129–156.

12. Bloom, N. (2009). The impact of uncertainty shocks. *Econometrica*. 77, 623-685.

13. Chen, J., H., Hong, J. C., Stein. (2001). Forecasting crashes: trading volume, past returns, and conditional skewness in stock prices. *Journal of Financial Economics*. 61, 345-381.

14. Cholette, L., & C.-C., Lu. (2011). The market premium for dynamic tail risk. *University of Stavanger Working Paper*.

15. Conrad, J, Dittmar, R.F, and Ghysels, E. (2013). Ex ante skewness and expected stock returns. *Journal of Finance*. 68, 85-124.

16. Cutler, D. M., Poterba, J. M., & Summers, L. H. (1989). What moves stock prices? *The Journal of Portfolio Management*. 15(3), 4-12.

17. Davallou, M., Dashti, M. (2017). Estimating Extreme downside risk premium using Extreme Value Theory Approach. *Financial Engineering and Portfolio Management*. 8(33), 137-152. (In Persian)

18. Davallou, M., Gholami, Z. (2018). Test of Five factors Model; Evidence from Tehran Stock Exchange. *Journal of Investment Knowledge*. 7(26), 221-236. (In Persian)

19. Daniel, K.D., & T.J., Moskowitz. (2016). Momentum crashes. *Journal of Financial Economics*. 122, 221-247.

20. Fama, E. (1963). Mandelbrot and the Stable Paretian Hypothesis. *Journal of Business*. 36(4), 420–429.

21. Fama, E. F., & French, K. R. (1988). Permanent and temporary components of stock prices. *Journal of Political Economy*. 96(2), 246–273.

22. Fama, E.F., & K.R., French. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*. 33, 3-56.

23. Fama, E.F., & K.R., French. (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *Journal of Finance*. 51, 55-84.

24. Fama, E.F., & K.R., French. (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of Finance*. 51, 55-84.

25. Farazmand, F. (2010). In Search of Tail Risk. *Department of Finance*. 1-50.

26. Gabaix, X. (2012). Variable rare disasters: an exactly solved framework for ten puzzles in macro-finance. *Quarterly Journal of Economics*. 127, 645-700.

27. Gkillas, K., Konstantatos., Ch., Tsagkanos, A., Siriopoulos, C. (2021). Do economic news releases affect tail risk? Evidence from an emerging market. *Finance Research Letters*. 40, 101727.

28. Haugen, R. A., & Baker, N. L. (1996). Commonality in the determinants of expected stock returns. *Journal of financial economics*. 41(3), 401-439.

29. Hill, B.M. (1975). A simple general approach to inference about the tail of a distribution. *The Annals of Statistics*. 3, 1163-1174.

30. Hou, K., Xue, C., Zhang, L. (2015) Digesting Anomalies: An Investment Approach. *The Review of Financial Studies*. 28(3), 650–705.

31. Jia, Y., & Yan, S. (2017). Profitability Skewness and Stock Return. *Available at SSRN 3019690*.

32. Kelly, B., & H., Jiang. (2014). Tail risk and asset prices. *Review of Financial Studies*. 27, 2841-2871.

33. Lakonishok, J., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1994). Contrarian investment, extrapolation, and risk. *The Journal of Finance*. 49(5), 1541–1578.

34. Long, H, Jiang, Y, Zhu, Y. (2017). Idiosyncratic tail risk and expected stock returns: Evidence from the Chinese stock markets. *Finance Research Letters*. 1-8.

35. Long, H, Zhu, Y, Chen, L, Jiang, Y. (2019). Tail risk and expected stock returns around the world. *Pacific-Basin Finance Journal*. 56, 162-178.

36. La Porta, R., J., Lakonishok, A., Shleifer, & R., Vishny. (1997). Good news for value stocks: Further evidence on market efficiency. *Journal of Finance*. 52, 859-874.

37. Mandelbrot, B. (1963). The variation of certain speculative prices. *Journal of Business*. 36(4), 394-419.

38. Massacci, D. (2017). Tail Risk Dynamics in Stock Returns: Links to the Macroeconomy and Global Markets Connectedness. *Management Science*. 63(9), 3072–3089.

39. Noorbakhsh, A., Irani janyarlou, S. (2020). Comparing the Fama & French three-factor model with the five-factor model of Fama & French in explaining stock

returns of companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Journal of Investment Knowledge*, 9(36), 251-269. (In Persian)

40. Poulsen, T. K. (2018). Does Debt Explain the Investment Premium? *Available at SSRN 3285255*.

41. Reinganum, R. (1981). Misspecification of capital asset pricing: Empirical anomalies based on earnings' yields and market values. *Journal of Financial Economics*. 9, 19-46.

42. Sharma, M., & Jain, A. (2020). Role of size and risk effects in value anomaly: Evidence from the Indian stock market. *Cogent Economics & Finance*. 8:1.

43. Shiller, R. J. (2000). Measuring bubble expectations and investor confidence. *The Journal of Psychology and Financial Markets*. 1(1), 49–60.

44. Shahrzadi, M., Forooghi, D. (2020). Individual Investors' Attention to Left Tail Risk. *Journal of Asset Management and Financing*, 8(2), 69-88. (In Persian)

45. Sortino, F., and L. Price. (1994) Performance measurement in a downside risk framework. *Journal of Investing*. 3, 59-65.

46. Sun, K., Wang, H., & Zhu, Y. (2022). How is the change in left-tail risk priced in China? *Pacific-Basin Finance Journal*. 71, 101703.

47. Tanabe, K. (2018). Pareto's 80/20 rule and the Gaussian distribution. Physica A: *Statistical Mechanics and its Applications* 510:635-640.

48. Van Oordt, M.R.K, & Zhou, C. (2016). Systematic tail risk. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 51, 685-705.

49. Zhen, F., Ruan, X., & Zhang, J. E. (2020). Left-tail risk in China. *Pacific-Basin Finance Journal*, *63*, 101391.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی