Securities & Exchange Organization, Research, Development & Islamic Studies (RDIS)
Journal of Securities and Exchange, Summer 2023, V. 16, No.62, pp. 139-172

Recognition Effect on the Relation of Idiosyncratic Volatility and Return[1]

Maryam Azari Takami[2], Maryam Davallou[3], Reza Tehrani[4]

Received: 2023/01/25
Accepted: 2023/06/20

Research Paper

Abstract

This study is focused on the IVOL puzzle. According to Merton (1987), idiosyncratic volatility pricing is mainly concerned with unknown stocks. However, there is no trace of recognition effect study in experimental research of IVOL puzzle. Thus, ignoring the recognition effect could be one of the effective components in the puzzling behavior of idiosyncratic volatility. Therefore, in the present study, we try to explain the effect of recognition on idiosyncratic risk pricing. In this regard, first, the effect of recognition on the relationship between idiosyncratic risk and stock returns has been tested based on double sort portfolio study and Fama-Macbeth regression. Then, the proposed approach of Hou and Loh (2016) is applied to evaluate the amount of recognition effect on the relationship between idiosyncratic risk and stock returns in Tehran stock exchange during (1384-1398). Results indicate a positive relationship between idiosyncratic risk and return. Moreover, show that recognition can explain up to 70% of the relationship between idiosyncratic risk and return.

Key Words: Unsystematic Volatility, Idiosyncratic Risk, Recognition Effect, Asset Pricing.
JEL Classification: G12, G14.

---

1. DOI: 10.22034/JSE.2022.11764.1838

2 Ph.D. Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. (Corresponding Author). (Maryam.azari90@gmail.com, ma_azari@sbu.ac.ir).
3 Associate Professor, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. (m_davallou@sbu.ac.ir).
4 Professor, Faculty of Management and Accounting, Tehran University, Tehran, Iran. (rtehrani@ut.ac.ir).

سازمان بورس و اوراق بهادار، مرکز پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی

فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال شانزدهم، شماره ۶۲، تابستان ۱۴۰۲، صص ۱۷۲-۱۳۹

اثر شناخت بر رابطه بازده و ریسک غیرسیستماتیک [۱]

مریم آذری تاکامی [۲]، مریم دولو [۳]، رضا تهرانی [۴]

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۱/۰۵
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۳/۳۰

چکیده

با توجه به استدلال مرتون (۱۹۸۷)، قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک اساسا در مورد سهامی مطرح شده‌است که شناخت بازار نسبت به آن محدود بوده و پس از آن تعداد سرمایه‌گذاران آن نسبت به کل سرمایه‌گذاران بازار کم باشد. به طور دقیق‌تر، رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام منوط به محدود بودن شناخت نسبت به سهام است. با این وجود در مطالعات تجربی قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک، ردپایی از بررسی اثر «شناخت» دیده نمی‌شود. به این ترتیب، غفلت از متغیر شناخت می‌تواند یکی از مولفه‌های موثر در بروز رفتار معماگونه نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک باشد. بنابراین در پژوهش حاضر سعی بر آن است اثر شناخت بر قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک تبیین شود. در این راستا، نخست اثر شناخت بر رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده بر مبنای دو رویکرد تحلیل پرتفوی با طبقه بندی دوگانه و رگرسیون فاما-مکبث بررسی شده‌است. سپس با بهره‌گیری از رویکرد هو_لو (۲۰۱۶) میزان اثر شناخت در توضیح رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران در سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۸ مورد ارزیابی قرار گرفته‌است. نتایج ضمن تایید قیمت‌گذاری مثبت ریسک غیرسیستماتیک، نشان می‌دهد شناخت می‌تواند بالغ بر ۷۰درصد از رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده را توضیح دهد.

واژه های کلیدی: نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک، ریسک غیرسیستماتیک، اثر شناخت، قیمت‌گذاری دارایی.

طبقه بندی موضوعی: G12,G14.

---

۱. DOI: 10.22034/JSE.2022.11764.1838

۲. دکتری، گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهیدبهشتی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). (Maryam.azari90@gmail.com, ma_azari@sbu.ac.ir).

۳. دانشیار، گروه مالی و بیمه، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهیدبهشتی، تهران، ایران. (m_davallou@sbu.ac.ir).

۴. استاد، گروه مالی و بیمه، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه تهران، تهران، ایران. (rtehrani@ut.ac.ir).

مقدمه

مطابق فرضیه شناخت سرمایه‌گذار، شناخت لازمه سرمایه‌گذاری است و سرمایه‌گذار تنها در سهامی سرمایه‌گذاری می‌کند که نسبت به ویژگی‌های ریسک و بازده آن مطلع باشد (مرتون[1]، ۱۹۸۷). در چارچوب مدل‌های کلاسیک قیمت‌گذاری نظیر CAPM و فاما-فرنچ (۱۹۹۳)، دسترسی به اطلاعات هزینه ندارد. بنابراین تنوع‌بخشی کامل پرتفوی یا به عبارت دیگر، سرمایه‌گذاری در پرتفوی بازار به عنوان راه‌حلی برای حذف کامل ریسک غیرسیستماتیک مطرح می‌شود. بر این اساس قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک نفی می‌شود. مرتون (۱۹۸۷) ضمن تایید عدم قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک در بازار با اطلاعات کامل، استدلال می‌کند در صورتیکه دستیابی به اطلاعات هزینه‌بر باشد، بررسی همه سهام موجود در بازار به منظور سرمایه‌گذاری در پرتفوی بازار و حذف ریسک غیرسیستماتیک امکان‌پذیر نخواهد بود. در نتیجه این امر، سرمایه‌گذار به طور ناخواسته در معرض ریسک غیرسیستماتیک قرار گرفته و بابت تحمل آن انتظار کسب بازده دارد.

استدلال مرتون (۱۹۸۷) به عنوان نخستین مبانی نظری قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک، بیانگر آن است که رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده تحت تاثیر میزان شناخت بازار نسبت سهام قرار دارد. این در حالی است که بررسی ادبیات نشان می‌دهد واکاوی اثر «شناخت» بر قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک، در مطالعات تجربی این حوزه مغفول مانده‌است. با توجه به دوگانگی نتایج بسیاری از مطالعات با یکدیگر، این گمانه بوجود می‌آید که دوگانگی شواهد تجربی می‌تواند به دلیل عدم احصا اثر شناخت باشد. بنابراین در پژوهش حاضر سعی بر آن است اثر شناخت بر قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک تبیین شود.

مبانی نظری و توسعه فرضیه‌های پژوهش

ریشه‌یابی نظری قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک، به مطالعات مرتون (۱۹۸۷) و لوی[2] (۱۹۷۸) ختم می‌شود. مرتون (۱۹۸۷) با طرح فرضیه شناخت سرمایه‌گذار، محدودیت شناخت نسبت به سهام را به عنوان عاملی موثر در عدم تنوع‌بخشی پرتفوی مطرح کرده‌است. مادامی‌که دسترسی به اطلاعات پرهزینه باشد، سرمایه‌گذاری در پرتفوی بازار ناکارا خواهد بود و

1. Merton
2. Levy

سرمایه‌گذاران به دلیل محدودیت شناخت، ناگزیر در زیرمجموعه محدودی از سهام سرمایه‌گذاری می‌کنند. در نتیجه، تعداد سرمایه‌گذاران سهامی که کمتر شناخته شده‌اند کاهش می‌یابد. از طرف دیگر، در صورتی‌که تنوع پرتفوی سرمایه‌گذاران محدود باشد، ریسک سهام بر اساس میانگین موزون ریسک سرمایه‌گذاران آن محاسبه می‌شود (لوی، ۱۹۷۸). به این ترتیب با کاهش تعداد سرمایه‌گذاران هر سهم، میزان اثرگذاری هر یک از سرمایه‌گذاران بر ریسک سهم افزایش می‌یابد. این امر ریسک سرمایه‌گذاری در سهام با تعداد سرمایه‌گذاران محدود را افزایش می‌دهد. بنابراین سرمایه‌گذاری در سهامی که شناخت بازار نسبت به آن محدود است، به دلیل ریسک غیرسیستماتیک تحمیل‌شده، مستحق کسب بازده مازاد است. به طور دقیق‌تر، در شرایط تعادل رابطه (۱) برقرار است (مرتون، ۱۹۸۷):

$$E(R_k) - R_f = \delta \operatorname{Var}(\bar{R}_m)\beta_K + \delta\, w_k\left(1/q_k - 1\right)\sigma_k^2 \qquad (۱)$$

که $\bar{R}_k$ بازده مورد انتظار سهام k، R_f نرخ بازده بدون ریسک، δ ریسک‌گریزی سرمایه‌گذار، $\bar{R}_m$ بازده بازار، w_k وزن سهام k در پرتفوی بازار ، σ_k^2 ریسک غیرسیستماتیک سهام k و q_k میزان شناخت بازار نسبت به سهام k است.

مرتون (۱۹۸۷) با ارائه رابطه (۱)، برای نخستین بار مسئله قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک را مطرح و مدلسازی کرد. در عین حال کمبل، لتائو، مالکیل و زو[1] در سال ۲۰۰۱ شواهدی ارائه نموده‌اند که نشان می‌دهد علی‌رغم ثبات نسبی نوسان‌پذیری بازار، نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در طول زمان به طور چشمگیری افزایش می‌یابد. روند رو به رشد نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک، اهمیت قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک را دوچندان می‌کند. بنابراین قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک در مطالعات گسترده‌ای مورد آزمون قرار گرفت. با این حال، شواهد ارائه شده اظهار نظر در خصوص قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک را دشوار کرده‌است. آنگ، هدریک، زینگ و ژانگ[2] (۲۰۰۹) ضمن بررسی ۲۳ بازار توسعه یافته و در حال توسعه و هم‌چنین کنترل اثر عواملی مانند: اندازه، مومنتوم، اهرم مالی، نقدشوندگی، نسبت B/M و پراکندگی نظرات تحلیل‌گران، ضمن تایید قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک، رابطه آن با بازده را معکوس یافتند. رابطه معکوس بازدهی و ریسک

1. Campbell, Lettau, Malkiel & Xu
2. Ang, Hodrick, Xing & Zhang

غیرسیستماتیک در پژوهش ربیعی و راعی (۱۳۹۴) نیز مورد تایید قرار گرفته‌است. این در حالی است که نتایج مطالعات بالی، کاکیسی و وایت لاو[1] (۲۰۱۱) بر روی بازار ۳۷ کشور مختلف در سالی‌های ۱۹۷۳ تا ۲۰۰۶، نشان می‌دهد شاخص بازارکشورهای با ریسک خاص بالاتر نسبت به کشورهای کم ریسک، بازده بالاتری دارند. برتری عملکرد شاخص بازار کشورهای با ریسک غیرسیستماتیک بالا نسبت به کشورهای کم ریسک در مطالعه اوموتلو[2] (۲۰۱۵)، زارمبا[3](۲۰۱۶) و گیو، کانگ و زو[4] (۲۰۱۸) نیز تایید شده‌است. لی و کومار[5] (۲۰۱۷) با تاکید بر تمایز سطح ریسک غیرسیستماتیک و تغییرات موقت آن، ادعا کرده‌اند شواهدی که گاهی بر قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک دلالت دارد، تحت تاثیر تغییرات موقت ریسک غیرسیستماتیک و خطای برآورد ریسک غیرسیستماتیک، فرصت ظهور پیدا کرده است. در این راستا راچوالسکی و ون[6] (۲۰۱۶) چنین استدلال کرده‌اند که عواملی نظیر سوگیری رفتاری سرمایه‌گذاران، سرعت پایین انتشار اطلاعات، ظرفیت اطلاعاتی محدود و متعاقبا فروواکنشی موقت و کوتاه مدت موجب می‌شود در کوتاه مدت رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده منفی باشد. اما آنچه که در بلندمدت مشاهده می‌شود رابطه مثبت ریسک غیرسیستماتیک و بازده است. نیکوسخن و فدایی‌نژاد (۱۳۹۷) در بررسی رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران، ادعا کرده‌اند به طور متوسط حدود یک‌سوم بازار ارتباط معنی‌دار ریسک غیرسیستماتیک و بازده را تجربه می‌کنند. با این حال علامت همبستگی برای همه شرکت‌ها یکسان نبوده و شرکت‌های با ارتباط منفی در قیاس با شرکت‌های با ارتباط مثبت، سهم بسیار بیش‌تری را به خود اختصاص می‌دهد.

برخی رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده را به همبستگی ترجیحات سرمایه‌گذار و نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک وابسته کرده‌اند (قدان و شوال[7]، ۲۰۲۱). مو[8] (۲۰۱۸) با تفکیک اثر فراواکنشی از فروواکنشی بر قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک، نشان داده‌است هر چند معمای نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در خصوص سهامی که در معرض فراواکنشی قرار

1. Bali, Cakici & Whitelaw
2. Umutlu
3. Zaremba
4. Gu, Kang & Xu
5. Li & Kumar
6. Rachwalski & Wen
7. Qadan & Shuval
8. Mu

گرفته‌اند، از میان می‌رود، در خصوص سهامی که سرمایه‌گذاران کمتر از اندازه نسبت به آن واکنش نشان می‌دهند، کماکان موضوعیت دارد. یافته‌های کیو، لیو و هی[1] (۲۰۱۹) از تفاوت رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام با بازده غیرعادی مثبت و منفی حکایت دارد. به‌طوری‌که باوجود رابطه مستقیم ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام با بازده غیرعادی مثبت، این رابطه برای سهام با بازده غیرعادی منفی، معکوس ظاهر می‌شود. برپایه بررسی‌های لیانگ و تانگ[2] (۲۰۱۸) و لی، مو و کین[3] (۲۰۲۱) نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک حاوی اطلاعاتی در خصوص عدم اطمینان‌های اقتصادی است که بازده را تحت تاثیر قرار می‌دهد. اصلانیدیس، کریستینسن، لامبرتیدس و ساوا[4] (۲۰۱۹) با استناد به همبستگی عوامل کلان اقتصادی با بازده و نوسان‌پذیری، نقش احتمالی آن را در بروز معمای نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مورد تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند. نتایج بدست آمده، بیان کننده آن است که نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک به سختی تحت تاثیر عوامل کلان اقتصادی قرار دارد. به استثنای اشتغال، سایر متغیرهای کلان اقتصادی درپیوند با مسکن، نرخ بهره، پول و اعتبارات، تولید و بازار سرمایه به طور معنی‌داری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را متاثر می‌سازد و در صورتیکه اثرات کلان اقتصادی در بررسی رابطه نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده منظور شود، صرف ریسک غیرسیستماتیک قابل تایید است. بتازگی تحلیل متن، لحن اطلاعات و تاثیر آن بر متغیرهای بازار بسیار مورد توجه قرار گرفته‌است. لحن اطلاعات –ورای محتوای آن– می‌تواند قضاوت سرمایه‌گذاران راجع به عملکرد آتی شرکت را تحت تاثیر قرار دهد. احساسات سرمایه‌گذار استوار بر اطلاعات متنی، قادر است نوسانات میان‌مدت و بلندمدت قیمت سهام را پیش‌بینی کند (منگی[5]، ۲۰۱۸). خبر بد، نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را افزایش می‌دهد برعکس خبر خوب، با نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک پایین همراه است (شی، لیو و هو[6] ۲۰۱۶). نتایج مطالعات شی و همکاران (۲۰۱۶) نشان می‌دهد، تُن خبر و تاثیری که بر احساس سرمایه‌گذار دارد، می‌تواند همبستگی مثبت ریسک غیرسیستماتیک و بازده را تحت تاثیر قرار دهد، به‌گونه‌ای‌که احصا آن در بررسی رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده، موجب کاهش ۱۰درصد ضریب همبستگی می‌شود.

---

1. Qu, Liu & He
2. Liang & Tang
3. Li, Mu & Qin
4. Aslanidis, Christiansen, Lambertides & Savva
5. Mangee
6. Shi, Liu & Ho

مرتون[1] (۱۹۸۷) تلویحا استنتاج در خصوص قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک را بر چگونگی تعامل سه متغیر شناخت، ریسک غیرسیستماتیک و بازده مقید کرده‌است. به طور خلاصه، مکانیزم تعامل شناخت، نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده بدین ترتیب است که در صورت محدودیت شناخت بازار نسبت به سهام، تنوع‌بخشی پرتفوی و پس از آن تعداد سرمایه‌گذاران سهام محدود خواهد شد. این امر تنوع‌بخشی ریسک غیرسیستماتیک را دچار مشکل کرده و سرمایه‌گذاران را در معرض ریسک غیرسیستماتیک متنوع نشده قرار می‌دهد. به این ترتیب، سرمایه‌گذاران بابت تحمل ریسک غیرسیستماتیک متنوع‌نشده، بازده مازاد مطالبه می‌کنند.

باوجود محوریت شناخت در مبانی نظری قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک، بررسی‌ها نشان می‌دهد بیشتر مطالعات تجربی در خصوص اثر شناخت، سکوت کرده‌اند. از این رهگذر واکاوی اثر شناخت بر قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک می‌تواند روایی آزمون تجربی قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک را بهبود بخشد. بنابراین پژوهش حاضر به تبیین اثر شناخت بر قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک می‌پردازد. منظور از شناخت بازار نسبت به سهام، کسری از سرمایه‌گذاران بازار هستند که نسبت به ویژگی‌های ریسک و بازده سهام آگاهی دارند (مرتون، ۱۹۸۷). با توجه به عدم امکان مشاهده مستقیم دانش و آگاهی افراد، مطالعات تجربی بیشتر از روش غیرمستقیم برای سنجش شناخت بهره می‌گیرند. برپایه فرضیه شناخت سرمایه‌گذار، پیش شرط اصلی یک سرمایه‌گذار برای سرمایه‌گذاری در هر سهامی، شناخت نسبت به آن است. پس سرمایه‌گذاری در یک سهام می‌تواند به منزله شناخت نسبت به آن قلمداد شود. بر این اساس، برخی پژوهشگران شناخت بازار نسبت به سهام را بر مبنای تحلیل نسبت مالکیت سهام برآورد کرده‌اند (ژو و جیانگ[2]، ۲۰۱۸). از سوی دیگر، کسب شناخت نسبت به سهام، مستلزم دسترسی به اطلاعات است. در صورتی که اطلاعات کافی از وضعیت شرکت و سهام در دسترس نباشد و یا اطلاعات منتشر شده برای سرمایه‌گذار قابل رویت[3] نباشد، شناخت محقق نخواهد شد. به این ترتیب، میزان اطلاعات در دسترس و قابلیت رویت آن می‌تواند به گونه‌ای بر میزان شناخت بازار دلالت داشته باشد. بر این اساس، بسیاری از مطالعات تجربی به

1. Merton
2. Zhu & Jiang
3. Visible

منظور سنجش شناخت از سنجه‌هایی نظیر هزینه تبلیغات (چمانوئر و یان[1]، ۲۰۱۹)، پوشش رسانه‌ای وضعیت شرکت و سهام (یانگ، لیو، ینگ و یوسف[2]، ۲۰۱۹)، حجم معاملات (گردون و وو[3]، ۲۰۱۸)، نظرهای تحلیل‌گران (کیکرنا، فرگوسن و کسا[4]، ۲۰۱۵) و رتبه سهام در فهرست سهام برنده و یا بازنده (کومار، روئنزی و انگهر[5]، ۲۰۲۱)) بهره گرفته‌اند. چراکه هر یک از سنجه‌های یادشده به گونه‌ایی میزان اطلاعات در دسترس و یا قابلیت رویت سهام را افزایش می‌دهد. هر چند دسترسی و قابلیت رویت اطلاعات لازم برای شناخت است، شرط کافی برای آن محسوب نمی‌شود. چه بسا اطلاعاتی که باوجود دسترسی و قابلیت رویت بالا، از پایه به‌دلیل اینکه مورد توجه سرمایه‌گذاران قرار نگرفته‌اند، شناختی ایجاد نمی‌کنند (دا، انگبرگ و گائو[6]، ۲۰۱۱). با آگاهی به گستردگی اطلاعات در دنیای امروز، عملا سرمایه‌گذاران نمی‌توانند به تمام اطلاعات «توجه» کنند و به ناچار در تخصیص «توجه» به اطلاعات، گزینشی عمل می‌کنند. بنابراین به ضرورت همه اطلاعات منتشر شده، مورد «توجه» قرار نمی‌گیرد. برآورد میزان شناخت مستلزم آن است که میزان «توجه» به اطلاعات منتشرشده برآورد شود. به همین دلیل برخی مطالعات اخیر میزان «توجه» جلب شده نسبت به اطلاعات را مبنای سنجش شناخت قرار داده‌اند. بر این اساس شاخص حجم جستجو (SVI) را که برآوردی از میزان جستجوی کلیدواژه موردنظر نسبت به کلیه جستجوهای انجام‌شده در موتور گوگل به تفکیک منطقه جغرافیایی و دوره زمانی مورد نظر ارائه می‌کند، به عنوان سنجه شناخت معرفی کرده‌اند (تان و تاس[7]، ۲۰۱۹ و سوامی، دارانی و تاکدا[8]، ۲۰۱۹). به اعتقاد پلتومکی، گراهام و هسلگرن[9] (۲۰۱۸) شناخت سه سطح مختلف دارد. نخستین سطح شناخت «شهود یا ادراک[10]» است که فرد تنها با اطلاعاتی روبرو می‌شود، اما پردازشی نسبت به اطلاعات انجام نمی‌دهد. سنجه‌های پیوسته با قابلیت رویت مانند: تیتر اخبار، تبلیغات، پوشش رسانه‌ای، بر سطح نخست شناخت دلالت دارند. در سطح بالاتر اطلاعات مورد پردازش قرار می‌گیرند. بر این اساس شاخص حجم جستجوی سهام که

1. Chemmanur & Yan
2. Yang, Liu, Ying & Yousaf
3. Gordon & Wu
4. Chichernea, Ferguson & Kassa
5. Kumar, Ruenzi &Ungeheuer
6. Da, Engelberg & Gao
7. Tan & Taş
8. Swamy, Dharani & Takeda
9. Peltomäki, Graham & Hasselgren
10. Perception

برآوردی از میزان جستجو و پردازش اطلاعات نسبت به سهام را فراهم می‌کند، سطح دوم شناخت یعنی پردازش اطلاعات[1] را آشکار می‌سازد. بالاترین سطح شناخت که سطح اقدام[2] یا عمل نامیده می‌شود، زمانی محقق می‌شود که در قالب رفتار یا عمل بروز کند. بر این اساس اقدام سرمایه‌گذار به خرید یا فروش سهام می‌تواند به منزله توجه و شناخت او نسبت به سهام شمرده شود. به همین دلیل سنجه‌های در پیوند با حجم معاملات مانند حجم غیرعادی معاملات (ATV) نمود کامل‌تری از شناخت ارائه می‌کنند(پلتومکی و همکاران، ۲۰۱۸).

به طور کلی مطالعات صورت گرفته بیانگرآن است که سنجش شناخت در ادبیات مالی در قالب سه رویکرد کلی «قابلیت رویت اطلاعات»، «میزان توجه جلب شده نسبت به اطلاعات» و «نمود ظاهری شناخت» صورت می‌گیرد که با توجه به استدلال پلتومکی و همکاران (۲۰۱۸) به ترتیب بر سطوح اول، دوم و سوم شناخت دلالت دارند. جدول (۱) به طور خلاصه سنجه‌های مرسوم هر یک از رویکردهای موجود را نشان می‌دهد.

جدول ۱. رویکردهای سنجش شناخت در ادبیات مالی و سنجه‌های مرسوم هر رویکرد

رویکرد	قابلیت رویت اطلاعات (ادراک)	توجه جلب شده (پردازش)	نمود ظاهری شناخت (اقدام)
؟	هزینه تبلیغات پوشش رسانه‌ای نظرات تحلیل‌گران	شاخص حجم جستجو (SVI)	نسبت سرمایه‌گذاران حجم معاملات غیرعادی

در پژوهش حاضر شاخص حجم جستجو، حجم غیرعادی معاملات و گردش سهام مبنای سنجش شناخت قرار می‌گیرد.

روش شناسی پژوهش

پژوهش حاضر بر محور قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستمایک و تبیین اثر شناخت بر آن شکل گرفته‌است. در این راستا نخست رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام در بوررس

1. Information process
2. Action

اوراق بهادار تهران مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. برای این منظور همانند قدان و شوال[1] (۲۰۲۱)، لی[2] و همکاران (۲۰۲۱)، مورشلاد و اشنایدر[3] (۲۰۲۱) و اصلانیدیس[4] و همکاران (۲۰۱۹) از رویکرد تحلیل پرتفوی و رگرسیون فاما-مکبث (۱۹۷۳) بهره گرفته می‌شود. سپس اثر شناخت بر رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده مورد مطالعه قرار می‌گیرد. تبیین اثر شناخت در چارچوب تحلیل پرتفوی با استفاده از رویکرد طبقه‌بندی دوگانه و در چارچوب رگرسیون فاما-مکبث (۱۹۷۳) با افزودن متغیر شناخت به معادله و تحلیل نتایج صورت می‌گیرد. هم چنین به منظور تعیین میزان اثر شناخت بر رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده از رویکرد پیشنهادی هو و لو[5] (۲۰۱۶) بهره گرفته می‌شود. در ادامه جزئیات هر یک از روش‌ها به تفکیک ارائه می‌شود.

تحلیل پرتفوی

در چارچوب تحلیل پرتفوی، در هر یک از مقاطع پایان تیر، مهر، دی و فروردین سهام شرکت‌های نمونه بر مبنای ریسک غیرسیستماتیک محاسبه شده در دوره تخمین سه ماهه مرتب و به سه پرتفوی برابر تقسیم می‌شوند. به‌گونه‌ای که پرتفوی اول و سوم به ترتیب شامل سهامی با کمترین و بیشترین ریسک غیرسیستماتیک باشد. پرتفوی‌های متشکله برای مدت سه ماه نگه‌داری شده و در سررسید بازده هر یک از آن‌ها بر اساس الگوی وزنی موزون به ارزش محاسبه می‌شود. سپس ترکیب هر یک از پرتفوی‌ها بر مبنای ریسک غیرسیستماتیک محاسبه شده در دوره تخمین، تجدید ساختار می‌شود. سرانجام بر مبنای آزمون t، در خصوص قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک استنتاج می‌شود.

برای تبیین اثر شناخت بر قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک در چارچوب تحلیل پرتفوی در هر یک از مقاطع مورد نظر، سهام شرکت‌های نمونه برحسب شناخت بازار در طول دوره تخمین به سه پرتفوی مساوی تخصیص می‌یابند. سپس سهام موجود در هر یک از پرتفوی‌ها برحسب ریسک غیرسیستماتیک به ۳ پرتفوی مساوی دیگر تقسیم شده و بدین ترتیب در مجموع ۹ پرتفوی تشکیل می‌شود. پرتفوی‌های یادشده به مدت سه ماه نگهداری شده و پس از آن تجدید ساختار می‌شود. به منظور حفظ پراکندگی شناخت در پرتفوی‌های حدی، متوسط بازده پرتفوی‌های دارای بیشینه و

1. Qadan & Shuval
2. Li
3. Mohrschladt & Schneider
4. Aslanidis
5. Hou & Loh

کمینه ریسک غیرسیستماتیک در هر یک از زیر مجموعه‌های سنجه شناخت، محاسبه می‌شود. به این ترتیب، با همسان سازی پرتفوی‌ها از دید شناخت بازار می‌توان اثر شناخت را در استنباط رابطه ریسک غیرسیستماتیک کل و بازده کنترل کرد. در پایان هر یک از دوره‌های نگهداری، بازده هر یک از پرتفوی‌ها محاسبه می‌شود. در نهایت سری زمانی متوسط بازده پرتفوی‌های حدی و معنی‌داری تفاوت آن مبنای آزمون قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک قرار می‌گیرد. معنی‌داری این تفاوت با استفاده از آماره t تعدیل شده نیو-وست[1] تحلیل می‌شود. هم چنین به منظور ارزیابی عملکرد پرتفوی‌های متشکله در چارچوب مدل‌های عاملی از آلفای جنسن استفاده می‌سود. در این راستا برای اطمینان از عدم حساسیت آلفای جنسن نسبت به مدل عاملی مبنای تخمین آن، افزون بر آلفای جنسن مبتنی بر CAPM، آلفای جنسن استوار بر مدل‌های پنج عاملی فاما-فرنچ (۲۰۱۵) و سه عاملی فاما-فرنچ (۱۹۹۳)، نیز برآورد می‌گردید.

رگرسیون فاما-مکبث (۱۹۷۳)

به منظور آزمون قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک زیر رویکرد رگرسیون فاما مکبث (۱۹۷۳) نخست در هر یک از مقاطع زمانی، رگرسیون بازده مقطعی سهام بر نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و سایر متغیرهایی که بیشتر تاثیرگذاری آن بر بازده آشکار شده، مطابق رابطه (۲) برازش می‌شود:

$$R_{it} = \tilde{a}_t + \tilde{\gamma}_t^R IVOL_{it} + \tilde{\gamma}_t^C candidate_{it-1} + \tilde{\varepsilon}_{it} \qquad (۲)$$

که R_{it} بازده سهام i در مقطع t، $IVOL_{it}$ نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک سهام i در دوره t و $candidate$ سایر متغیرهای مورد نظر شامل شناخت، بتا، اندازه، B/M، کشیدگی، چولگی و مومنتوم است.

رویکرد پیشنهادی هو و لو[2] (۲۰۱۶)

بتازگی هو و لو (۲۰۱۶) بهره‌گیری از رگرسیون فاما مکبث (۱۹۷۳) برای آزمون قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک را به چالش کشیده‌اند. چرا که در صورت تفاوت

---

۱. با توجه به اثرات خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس از تعدیل نوی- وست (New-West) آماره t استفاده می‌شود.

2. Hou & Loh

معنی‌دار ضریب نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک با صفر، رگرسیون فاما-مکبث به راحتی نمی‌تواند بخشی از معما را که توسط متغیرهای کاندید توضیح داده می‌شود، مشخص کند. به ویژه هنگامی‌که به طور همزمان چند متغیر در مقایسه با یکدیگر ارزیابی می‌شوند. همبستگی بالای یک متغیر با نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک، ضرورتا بدان معنا نیست که بخش چشمگیری از معما را توضیح می‌دهد. چراکه ممکن است بخشی از ریسک غیرسیستماتیک که به متغیر مورد بررسی مربوط است، متفاوت از بخشی باشد که عامل معنی‌داری رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده شده‌است. بر این اساس، هو و لو (۲۰۱۶) روشی ارائه کردند که امکان ارزیابی توضیحات بالقوه رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده را فراهم می‌کند. به طور خلاصه، روش‌شناسی ارائه شده، با برازش رگرسیون فاما مکبث و برآورد ضریب همبستگی ریسک غیرسیسماتیک آغاز می‌شود. سپس ضریب برآورد شده به یک یا چند جز تجزیه می‌شود. به گونه‌ای که هر جز به یکی از عوامل توضیح دهنده معما مربوط می‌شود و یک جز هم به عنوان جز اخلال باقی می‌ماند. نسبت هر یک از این اجزا به ضریب نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک، بخشی از معما را که توسط متغیر مورد بررسی توضیح داده می‌شود، معین می‌کنند و نسبت جز اخلال، مبین بخشی از معما است که بدون توضیح باقی مانده‌است. جزئیات این روش در ادامه به تفضیل بیان می‌شود:

برای هر یک از مقاطع سه ماهه، رگرسیون بازده مقطعی سهام بر نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک برازش می‌شود.

$$R_{it} = a_t + \gamma_t IVOL_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۳)$$

هم‌چنین رابطه نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و سایر متغیرهای مورد مطالعه، مطابق ضرایب معادله (۴) مورد بررسی قرار می‌گیرد.

$$IVOL_{it} = b_t + \delta_t candidate + \mu_{it} \qquad (۴)$$

در معادله (۴)، δ_t بخشی از نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را نشان می‌دهد که توسط متغیر مورد نظر توضیح داده می‌شود. در نهایت به منظور بررسی دقیق‌تر رابطه نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده، از خطی بودن کوواریانس‌ها برای تجزیه ضریب نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک برآورد شده، γ_t، استفاده می‌شود. به طور مشخص با توجه به رابطه‌های (۳) و (۴)، ضریب نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک برآورد شده مطابق رابطه (۵) تجزیه می‌شود.

$$\gamma_t = \frac{cov[R_{it},IVOL_{it}]}{Var[IVOL_{it}]} = \frac{cov[R_{it},(\delta_t candidate+b_t+\mu_{it})]}{Var[IVOL_{it}]} + \frac{cov[R_{it},b_t+\mu_{it}]}{Var[IVOL_{it}]} = \frac{cov[R_{it},\delta_t candidate]}{Var[IVOL_{it}]} = \gamma_t^c + \gamma_t^R \quad (۵)$$

نسبت γ_t^c/γ_t بخشی از معمای نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را که توسط متغیرهای کاندید توضیح داده شده، نمایان می‌سازد. در مقابل γ_t^R/γ_t به درصدی از معما اشاره دارد که همچنان بدون توضیح باقی‌مانده است. به‌این‌ترتیب، می‌توان با تفکیک اثر متغیرهای موثر مانند: شناخت، رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده را با دقت بیشتری برآورد کرد.

تعریف عملیاتی متغیرهای پژوهش

بازده: بازده سهام شرکت‌ها با توجه به قیمت‌های تعدیل شده بابت سود نقدی و افزایش سرمایه، و بر اساس لگاریتم طبیعی تغییرات قیمت محاسبه می‌شود. بازده بازار نیز بر اساس لگاریتم طبیعی تغییرات شاخص کل تعیین می‌شود.

شناخت: از چهار سنجه مختلف عبارتند از وزن سهام در پرتفوی بازار، شاخص حجم جستجو (SVI)، حجم معاملات غیرعادی و گردش سهام برای سنجش شناخت بهره گرفته می‌شود. برپایه فرضیه شناخت سرمایه‌گذار، شناخت لازمه سرمایه‌گذاری است و سرمایه‌گذاران در سهامی سرمایه‌گذاری می‌کنند که نسبت به آن شناخت داشته‌باشند. به این ترتیب می‌توان استدلال کرد سهامی که سرمایه‌گذاران زیادی دارد، برای سرمایه‌گذاران بسیاری شناخته‌شده است. این بدان معناست که تعداد سرمایه‌گذاران سهام می‌تواند حاوی اطلاعاتی در خصوص شناخت بازار نسبت به سهم باشد. به گمان روآن، سان و زو[1] (۲۰۱۹) تعداد سرمایه گذاران سهام با ارزش بازار آن رابطه مستقیم دارد و وزن سهام در پرتفوی بازار می‌تواند مقیاسی از تعداد سرمایه‌گذاران سهام فراهم کرده و مبنای برآورد ریسک غیرسیستماتیک مرتبط با آن قرار گیرد. بر این اساس در پژوهش حاضر وزن سهام در پرتفوی بازار به عنوان یکی از سنجه‌های شناخت مد نظر قرار گرفته‌است.

سنجه دوم برای اندازه‌گیری شناخت SVI است. از آنجا که مقادیر SVI، در ارتباط مستقیم با کلیدواژه تعیین شده قرار دارد، انتخاب کلیدواژه در برآورد شناخت مربوطه، بسیار حساس است. کیم، لوچیجانسکا، مولنار و ویلا[2] (۲۰۱۹) ، ولاستکیس و مارکلوس[3] (۲۰۱۲) و عوادی،

1. Ruan, Sun & Xu
2. Kim, Lučivjanská, Molnár & Villa
3. Vlastakis & Markellos

آروری و تولون[1] (۲۰۱۳)، SVI مربوط به نام شرکت را مبنای برآورد شناخت بازار نسبت به سهام شرکت قرار دادند. با این حال، برخی معتقدند جستجوی‌های انجام شده بر اساس نام شرکت، ضرورتا با هدف سرمایه‌گذاری نخواهد بود. به عبارت دیگر، افراد ممکن است با اهدافی غیر از سرمایه‌گذاری، مانند: اطلاع از محصولات شرکت، فرصت‌های شغلی آن و سایر جستجوهای غیرمرتبط به سهام، نام شرکت را جستجو کنند. بنابراین داده‌های مربوط به نام شرکت، لزوما نمایانگر میزان شناخت بازار نسبت به سهام نخواهد بود و بهتر است «نماد» شرکت مبنای شناخت قرار گیرد (دا و همکاران، ۲۰۱۱، الوالیا[2]، ۲۰۱۸). بر این اساس SVI روزانه نماد شرکت به عنوان سنجه دیگر شناخت مد نظر قرار گرفته است. نکته‌ای که لازم است در خصوص بهره‌گیری از SVI مد نظر قرار گیرد، آن است که SVI هر کلید واژه با توجه به بیشترین حجم جستجوی آن کلید واژه در محدوده جغرافیایی و زمانی تعیین شده، نرمال‌سازی و به صورت عددی در بازه [۰،۱۰۰] ارائه می‌شود. از آنجا که بیشترین حجم جستجوی هر کلیدواژه در هر محدوده زمانی و جغرافیایی می‌تواند متفاوت باشد، لازم است عملیاتی صورت گیرد تا مقادیر ارائه شده قابل مقایسه شود. بر این اساس پژوهشگران مختلف تعدیلاتی را پیشنهاد کرده‌اند.

اخیرا کورمه، پریس، استنلی و موت[3] (۲۰۱۴) و هوانگ، روجاس و کانوری[4] (۲۰۱۹) استدلال کرده‌اند با توجه به آنکه گوگل ترند امکان دسترسی به SVI یک کلید واژه در مقایسه با کلید واژه دیگر را فراهم کرده‌است، می‌توان یک کلید واژه که شاید بالاترین حجم جستجو را دارد، به عنوان مبنا در نظر گرفته و SVI همه سهام نمونه در مقایسه با کلید واژه مبنا گردآوردی شود. این امر موجب می‌شود حجم جستجوی کلید واژه‌های مورد بررسی با یک مبنای واحد مقایسه و نرمال‌سازی شود. بنابراین مقادیر بدست آمده قابل مقایسه می‌شود. بر این اساس در هر یک از مقاطع سه ماهه SVI نماد سهام در مقایسه با SVI نماد «خساپا» گردآوری می‌شود.

پلتومکی[5] و همکاران (۲۰۱۸) استدلال می‌کنند بالاترین سطح شناخت، زمانی محقق می‌شود که در قالب رفتار یا عمل بروز کند. بر این اساس اقدام سرمایه‌گذار به خرید یا فروش

1. Aouadi, Arouri & Teulon
2. Ahluwalia
3. Curme, Preis, Stanley & Moat
4. Huang, Rojas & Convery
5. Peltomäki

سهام می‌تواند به منزله توجه و شناخت او نسبت به سهام شمرده شود. به این ترتیب سنجه‌های مرتبط با حجم معاملات مانند حجم معاملات غیرعادی (ATV) نمود کامل‌تری از شناخت ارائه می‌کنند. بر این اساس(ATV) و گردش سهام به عنوان سنجه‌های شناخت مد نظر قرار گرفته‌اند. اندازه‌گیری گردش سهام با توجه به حاصل تقسیم حجم معاملات بر تعداد سهام جاری و اندازه گیری (ATV) با توجه به رابطه (۶) صورت می‌گیرد.

$$ATV_t = \frac{vol_t}{\sum_{i=t-4}^{t-1} vol_i / 4} \quad (۶)$$

که vol_t حجم معاملات در طول هر یک از فواصل زمانی سه ماهه مورد بررسی است.

ریسک غیرسیستماتیک: ریسک غیرسیستماتیک آشکارا قابل مشاهده و اندازه‌گیری نیست. بنابراین در ادبیات مالی رویکردهای متعددی برای سنجش آن مطرح شده است. در پژوهش حاضر به منظور تحلیل حساسیت نتایج نسبت به تغییر شیوه اندازه‌گیری ریسک غیرسیستماتیک، برای اندازه گیری ریسک غیرسیستماتیک از چهار سنجه مبتنی بر مدل‌های عاملی و یک سنجه مستقل از مدل‌های عامل استفاده می‌شود. سنجه‌های مبتنی بر مدل‌های عاملی شامل ریسک غیرسیستماتیک مبتنی بر CAPM، ریسک غیرسیستماتیک مبتنی بر مدل سه عاملی فاما-فرنچ (۱۹۹۳)، ریسک غیرسیستماتیک مبتنی بر مدل چهار عاملی کارهارت (۱۹۹۷)، ریسک غیرسیستماتیک مبتنی بر مدل پنج عاملی فاما-فرنچ (۲۰۱۵) است که به ترتیب بر اساس حاصل ضرب انحراف معیار پسماند روزانه رگرسیون (۷)، (۸)، (۹)، (۱۰) در هر یک از فواصل زمانی سه ماهه مورد نظر در مجذور تعداد روزهای معاملاتی سه ماهه مورد نظر محاسبه می‌شود:

$$R_{it} - r_{ft} = \alpha_{it} + \beta_{it}(R_{mt} - r_{ft}) + \varepsilon_{it} \quad (۷)$$

$$R_{it} - r_{ft} = \alpha_{it} + \beta_{it}(R_{mt} - r_{ft}) + S_{it}SMB_t + h_{it}HML_t + \varepsilon_{it}$$

$$R_{it} - r_{ft} = a_{it} + \beta_{it}(R_{mt} - r_{ft}) + s_{it}SMB_t + h_{it}HML_t + w_{it}WML_t + \varepsilon_{it}$$

$$R_{it} - r_{ft} = a_{it} + \beta_{it}(R_{mt} - r_{ft}) + s_{it}SMB_t + h_{it}HML_t + r_{it}RMW_t + c_{it}CMA_t + \varepsilon_{it}$$

که R_{it} بازده سهام i در روز t، R_{mt} بازده بازار در روز t، r_{ft} نرخ بهره بدون ریسک روزانه و ε_{it} جز اخلال روز t است. SMB_t عامل اندازه، HML_t عامل ارزش و WML_t عامل مومنتوم است که مطابق رویه فاما و فرنچ (۱۹۹۳) محاسبه می‌شود.RMW و CMA به ترتیب عامل

سودآوری و سرمایه‌گذاری است که مطابق الگوی ۳*۲ رویه فاما-فرنچ (۲۰۱۵) محاسبه می‌شود. به عنوان مثال برای محاسبه عامل RMW در پایان تیر ماه هر یک از سال‌های مورد بررسی، تمامی سهام موجود در نمونه ابتدا بر اساس ارزش بازار به عنوان سنجه‌ای از اندازه مرتب شده و با توجه به میانه ارزش بازار به دو گروه سهام کوچک (S) و بزرگ (B)، طبقه‌بندی می‌شوند. در تقسیم‌بندی دیگر، سودآوری عملیاتی، مبنای رتبه‌بندی سهام قرار گرفته و ۳۰ درصد سهام دارای کمترین سودآوری عملیاتی ،پرتفوی (W)، ۴۰ درصد میانی، پرتفوی (N) و۳۰ درصد سهام با بیشترین سودآوری عملیاتی، پرتفوی(R)، را تشکیل می‌دهند. در نهایت عامل RMW مطابق رابطه (۱۱) محاسبه می‌شود. در این تقسیم بندی سودآوری عملیاتی (OP) بر اساس کسر بهای تمام شده کالای فروش رفته، هزینه‌های اداری، فروش و عمومی و هزینه بهره از درآمد، تقسیم بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام تعیین می‌شود.

$$RMW=۱/۲(SR+BR) - ۱/۲ (SW+BW) \quad (۱۱)$$

به همین ترتیب عامل سرمایه‌گذاری از تقابل پرتفوی‌های متشکله بر مبنای اندازه و سرمایه‌گذاری مطابق رابطه (۱۲) محاسبه می‌شود. میزان سرمایه‌گذاری (INV) از کسر ارزش کل دارایی‌ها در پایان سال از ارزش کل دارایی‌ها در ابتدای سال تقسیم بر ارزش کل دارایی‌ها در ابتدای سال به دست می‌آید.

$$CMA=۱/۲(SC+BC) - ۱/۲ (SA+BA) \quad (۱۲)$$

$S\acute{M}B$، عامل اندازه مدل پنج عاملی فاما-فرنچ (۲۰۱۵) است که بر اساس میانگین سه جزء کوچک‌تر $S\acute{M}B_{INV}$، $S\acute{M}B_{OP}$ و $S\acute{M}B_{B/M}$ مطابق معادلات (۱۳)، (۱۴)، (۱۵) و (۱۶) محاسبه می‌شود:

$$S\acute{M}B_{\frac{B}{M}} = ۱/۳(SV+SN+SG) - ۱/۳(BV+BN+BG) \quad (۱۳)$$

$$S\acute{M}B_{OP} = ۱/۳(SR+SN+SW) - ۱/۳(BR+BN+BW) \quad (۱۴)$$

$$S\acute{M}B_{INV} = ۱/۳(SA+SN+SC) - ۱/۳(BA+BN+BC) \quad (۱۵)$$

$$S\acute{M}B=۱/۳(S\acute{M}B_{B/M} + S\acute{M}B_{OP} + SMB_{INV}) \quad (۱۶)$$

برخی شواهد نشان می‌دهد بخش چشمگیری از نوسان‌پذیری بازده سهام ناشی از عوامل غیرسیستماتیک است (Jiang & Lee 2006). بنابراین افزون بر سنجه‌های مبتنی بر مدل‌های عاملی، همانند هوانگ و همکاران (۲۰۱۰) از حاصل ضرب انحراف معیار بازده در جذر تعداد روزهای معاملاتی در هر یک از دوره‌های سه ماهه به عنوان پنجمین سنجه ریسک غیرسیستماتیک استفاده می‌شود.

نرخ بهره بدون ریسک: برمبنای نرخ اوراق مشارکت دولتی بر اساس گزارش‌های منتشرشده در سایت بانک مرکزی تعیین می‌شود.

آزمون قوت

به منظور تحلیل حساسیت نتایج نسبت به شیوه اندازه‌گیری متغیرها، جهت سنجش ریسک غیرسیستماتیک، از پنج سنجه مختلف عبارتند از ریسک غیرسیستماتیک مبتنی بر مدل پنج عاملی فاما-فرنچ (۲۰۱۵)، مدل چهار عاملی کارهارت (۱۹۹۷)، مدل سه عاملی فاما-فرنچ (۱۹۹۳)، ریسک غیرسیستماتیک مبتنی بر CAPM و ریسک غیرسیستماتیک مبتنی بر بازده و برای سنجش شناخت از چهار سنجه حجم معاملات غیرعادی(ATV)، شاخص حجم جستجو (SVI)، گردش سهام و وزن سهام نسبت به شاخص بازار بهره گرفته می‌شود.

برآورد مدل‌های عاملی به ویژه در بازارهای کمتر توسعه‌یافته مانند بورس اوراق بهادار تهران، بیشتر با معضل «معاملات غیرهمزمان» روبرو است.یکی از رویکردهای متداول برای برون‌رفت از تبعات پدیده غیرهمزمانی معاملات، تعیین مقدار حداقل برای تعداد معاملات در دوره مشخص و حذف شرکت‌های بدون این شرایط از نمونه مورد بررسی است. در پژوهش حاضر به منظور دوری از مسائل بالقوه ناشی از تعیین یک مقدار خاص، طیفی از محدودیت‌های معاملاتی متفاوت شامل ۱۵، ۲۲ و ۳۰ روز در دوره تخمین سه ماهه در نظر گرفته می‌شود و شرکت‌هایی که تعداد روزهای معاملاتی آنها در طول دوره تخمین سه ماهه منتهی به مقاطع زمانی تشکیل پرتفوی از حداقل‌های تعیین شده کمتر باشد، تنها در همان دوره از نمونه حذف می‌شوند.

هم چنین به منظور تحلیل حساسیت نتایج نسبت به نمونه و طول بازه زمانی مورد بررسی، مطالعات بروی دو نمونه مربوط به دو بازه زمانی (۱۳۸۴-۱۳۹۸) و (۱۳۹۰-۱۳۹۸) صورت می‌گیرد.

جامعه آماری و نمونه

جامعه آماری پژوهش حاضر، کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۸ است. نمونه آماری پژوهش، کلیه شرکت‌های جامعه را با توجه به بررسی‌های زیر شامل می‌شود:

- مطابق فاما و فرنچ (۱۹۹۳) شرکت‌هایی که ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام آنها در سال t-1 منفی باشد، شرایط حضور در نمونه را ندارند.
- بانک‌ها، شرکت‌های واسطه‌گری مالی، سرمایه‌گذاری و هدلینگ‌ها بدیل ساختار سرمایه متفاوت.

به طور مشخص متوسط اندازه نمونه در هر یک از سال‌های مورد بررسی مطابق جدول (۲) است:

جدول ۲. اندازه نمونه در هر یک از سال های تحت بررسی

سال	۹۸	۹۷	۹۶	۹۵	۹۴	۹۳	۹۲	۹۱	۹۰	۸۹	۸۸	۸۷	۸۶	۸۵	۸۴
اندازه نمونه	۲۴۳	۲۳۶	۲۳۱	۲۲۹	۲۲۴	۲۱۷	۲۱۴	۲۱۰	۲۰۱	۱۹۸	۱۸۰	۱۸۱	۱۶۸	۱۵۷	۱۷۰

یافته‌ها

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول (۳) ارائه می‌شود.

جدول ۳. آمار توصیفی نمونه، با اعمال محدود حداقل ۳۰ روزهای معاملاتی در هر دوره سه ماهه.

	میانگین	کمترین	بیشترین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
IVOL(SR)	۰.۱۸۸	۰.۰۰۰	۳.۷۸۷	۰.۱۵۱	۸.۳۱۳	۱۳۸.۰۰۰
IVOL(CAPM)	۰.۱۷۹	۰.۰۰۰	۳.۷۸۷	۰.۱۴۸	۸.۴۹۱	۱۴۱.۹۴۹
IVOL(F&F3)	۰.۱۶۷	۰.۰۰۰	۳.۳۱۶	۰.۱۳۳	۸.۲۶۷	۱۳۹.۰۲۶
IVOL(Carhart)	۰.۱۶۴	۰.۰۰۰	۳.۳۱۶	۰.۱۳۰	۸.۵۸۷	۱۴۹.۰۵۹
IVOL(F&F5)	۰.۱۵۵	۰.۰۰۰	۲.۹۰۴	۰.۱۱۷	۶.۵۵۲	۹۹.۲۹۴
Return	۰.۱۱۴	-۱.۴۱۷	۳.۳۶۶	۰.۳۰۱	۱.۱۷۹	۹.۶۳۱
Skewness	۰.۲۳۶	-۷.۲۴۸	۷.۲۹۳	۱.۸۶۷	-۰.۱۱۱	۶.۲۹۱
Kurt	۴.۳۲۱	-۱.۹۹۵	۵۲.۰۸۴	۹.۰۰۵	۲.۳۳۷	۸.۳۰۱
Size	۲۸.۱۹۹	۲۳.۱۸۳	۳۴.۷۱۳	۱.۸۲۲	۰.۵۶۹	۳.۰۶۱
BM	۰.۶۴۵	۰.۰۰۰	۲۴۸.۵۷۲	۶.۰۱۷	۳۷.۲۱۷	۱۳۹۸.۵۲۶
Turnover	۰.۱۲۰	۰.۰۰۰	۳.۵۶۱	۰.۱۹۰	۳.۹۲۱	۳۰.۹۸۲
ATV	۱.۰۲۰	۰.۷۵۳	۱.۷۶۹	۰.۰۶۵	۰.۸۴۲	۷.۵۴۶
mom3	۰.۲۹۶	-۲.۱۲۶	۴.۱۵۳	۰.۵۲۴	۰.۵۴۷	۴.۰۰۳
mom6	۰.۴۹۷	-۳.۰۹۰	۳.۳۴۸	۰.۷۰۴	۰.۳۱۸	۳.۳۶۸
mom12	۰.۸۶۱	-۳.۰۸۹	۴.۱۱۰	۰.۸۳۷	-۰.۰۵۲	۳.۱۳۲

IVOL (F&F5)، IVOL (Carhart)، IVOL (F&F3)، IVOL (CAPM) و IVOL (SR) به ترتیب ریسک غیرسیستماتیک استوار بر پسماند مدل پنج عاملی فاما-فرنچ (۲۰۱۵)، چهار عاملی کارهارت (۱۹۹۷)، سه عاملی فاما-فرنچ (۱۹۹۳)، CAPM و انحراف معیار بازده، Return بازده، Skewness چولگی، Kurt کشیدگی، Vol حجم معاملات، ATV حجم معاملات غیرعادی، Turnover گردش سهام، Size اندازه، BM نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، Mom3، Mom6، Mom12 به ترتیب مومنتوم سه دوره‌ای، شش دوره‌ای و ۱۲ دوره‌ای است.

همان طور که در بخش نخست جدول (۳) مشاهده می‌شود، با افزایش تعداد عوامل فراگیر موجود در مدل عاملی، میانگین ریسک غیرسیستماتیک استوار بر مدل مبنا کاهش می‌یابد. هم‌چنین بیشینه ریسک غیرسیستماتیک مدل پنج عاملی فاما-فرنچ (۲۰۱۵) کمتر از سایر مدل‌ها است. روند یادشده در نمونه‌های با محدودیت حداقل ۲۲ و ۱۵ روز معاملاتی هم دیده می‌شود که به دلیل الزام محدودیت حجم مقاله از ارائه آن صرف نظر شده‌است. شواهد اخیر بیانگر آن است که در صورت عدم تصریح عوامل فراگیر در مدل، اثر آن در جز پسماند باقی می‌ماند. بنابراین می‌توان استدلال کرد پسماند مدل پنج عاملی فاما-فرنچ (۲۰۱۵) برآورد دقیق‌تری از ریسک غیرسیستماتیک ارائه می‌کند.

تبیین اثر شناخت بر قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک، مستلزم آن است که ابتدا چشم‌اندازی از رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده، بدون کنترل اثر شناخت ارائه شود. ارقام بیان شده در جدول (۴)، نتایج حاصل از تحلیل پرتفوی استوار بر ریسک غیرسیستماتیک به تفکیک سنجه‌های متفاوت ریسک غیرسیستماتیک و احتساب محدودیت‌های حداقل ۱۵، ۲۲ و ۳۰ روز معاملاتی در هر دوره سه ماهه را در دو بازه زمانی سال‌های (۱۳۹۸-۱۳۹۰) و (۱۳۹۸-۱۳۸۴) را گزارش می‌کند. P1 و P3 به ترتیب بر پرتفوی‌های با کمترین و بیشترین ریسک غیرسیستماتیک و (P3-P1) بر پرتفوی مصون‌سازی شده متشکل از خرید سهام دارای بالاترین ریسک غیرسیستماتیک و فروش سهام دارای پایین‌ترین ریسک غیرسیستماتیک دلالت دارد. R متوسط بازده پرتفوی موزون به ارزش، a_FF5، a_FF3 و a_C به ترتیب آلفای جنسن هر یک از پرتفوی‌ها بر اساس مدل ۵ عاملی فاما-فرنچ (۲۰۱۵)، مدل سه عاملی فاما-فرنچ (۱۹۹۳) و CAPM را نشان می-دهد. در تمامی جدول‌ها ارقامی که در سطح خطای ۱۰درصد

معنی‌دار هستند، به صورت برجسته نشان داده شده‌اند. معنی‌داری در سطح خطای ۵درصد و ۱درصد به ترتیب با علامت duobleline و underline مشخص شده است.

جدول ۴. متوسط بازده و آلفای جنسن پرتفوی‌های حدی و پرتفوی مصون سازی شده مبتنی بر ریسک غیرسیستماتیک طی بازه زمانی سال‌های (۱۳۹۸-۱۳۸۴) و (۱۳۹۸-۱۳۹۰)

۱۳۸۴-۱۳۹۸		IVOL (F&F5)				IVOL (Carhart)				IVOL (F&F3)				IVOL (CAPM)				IVOL (SR)			
		R	a_FF5	a_FF3	a_C	R	a_FF5	a_FF3	a_C	R	a_FF5	a_FF3	a_C	R	a_FF5	a_FF3	a_C	R	a_FF5	a_FF3	a_C
۱۵ روز	p1	-۰.۰۵	-۰.۰۵	-۰.۰۵	-۰.۰۶	-۰.۰۶	-۰.۰۵	-۰.۰۵	-۰.۰۵	-۰.۰۶	-۰.۰۵	-۰.۰۴	-۰.۰۵	-۰.۰۶	-۰.۰۶	-۰.۰۵	-۰.۰۵	-۰.۰۴	-۰.۰۶	-۰.۱۰	-۰.۱۰
	p3	۰.۱۹	۰.۱۳	**۰.۰۵**	۰.۰۶	۰.۲۰	۰.۱۲	۰.۰۴	۰.۰۴	۰.۲۰	۰.۱۲	۰.۰۴	۰.۰۴	۰.۲۰	۰.۱۱	۰.۰۴	۰.۰۴	۰.۲۰	۰.۰۹	۰.۰۴	۰.۰۶
	p3-p1	۰.۱۵	۰.۱۳	۰.۰۶	**۰.۰۷**	۰.۱۴	۰.۱۲	۰.۰۴	۰.۰۵	۰.۱۴	۰.۱۳	۰.۰۴	۰.۰۵	۰.۱۴	۰.۱۳	۰.۰۴	۰.۰۵	۰.۱۶	۰.۱۰	۰.۰۹	۰.۱۱
۲۲ روز	p1	-۰.۰۵	-۰.۰۵	-۰.۰۵	-۰.۰۵	-۰.۰۷	-۰.۰۴	-۰.۰۳	-۰.۰۴	-۰.۰۷	-۰.۰۴	-۰.۰۴	-۰.۰۴	-۰.۰۶	-۰.۰۵	-۰.۰۴	-۰.۰۴	-۰.۰۵	-۰.۰۵	-۰.۰۵	-۰.۰۵
	p3	۰.۲۰	۰.۱۴	۰.۰۵	۰.۰۶	۰.۲۰	۰.۱۲	۰.۰۴	۰.۰۴	۰.۲۰	۰.۱۲	۰.۰۴	۰.۰۴	۰.۱۹	۰.۱۰	۰.۰۳	۰.۰۳	۰.۱۸	۰.۰۷	۰.۰۱	۰.۰۱
	p3-p1	۰.۱۵	۰.۱۵	۰.۰۵	۰.۰۷	۰.۱۴	۰.۱۱	۰.۰۳	۰.۰۴	۰.۱۴	۰.۱۲	۰.۰۳	۰.۰۴	۰.۱۳	۰.۱۱	۰.۰۲	۰.۰۳	۰.۱۳	**۰.۰۸**	۰.۰۱	۰.۰۱
۳۰ روز	p1	-۰.۰۶	-۰.۰۶	-۰.۰۴	-۰.۰۵	-۰.۰۷	-۰.۰۶	-۰.۰۳	-۰.۰۴	-۰.۰۷	-۰.۰۵	-۰.۰۳	-۰.۰۳	-۰.۰۷	-۰.۰۵	-۰.۰۳	-۰.۰۴	-۰.۰۶	-۰.۰۶	-۰.۰۴	-۰.۰۴
	p3	۰.۲۰	۰.۱۳	۰.۰۵	۰.۰۶	۰.۲۱	۰.۱۳	۰.۰۵	۰.۰۵	۰.۲۱	۰.۱۴	۰.۰۵	۰.۰۵	۰.۲۰	۰.۱۲	۰.۰۴	۰.۰۴	۰.۱۹	۰.۰۹	۰.۰۳	۰.۰۲
	p3-p1	۰.۱۴	۰.۱۵	۰.۰۴	۰.۰۶	۰.۱۴	۰.۱۵	۰.۰۴	۰.۰۵	۰.۱۴	۰.۱۴	۰.۰۳	۰.۰۴	۰.۱۳	۰.۱۲	۰.۰۳	۰.۰۴	۰.۱۳	۰.۱۰	۰.۰۲	۰.۰۲
۱۳۹۰-۱۳۹۸		IVOL (F&F5)				IVOL (Carhart)				IVOL (F&F3)				IVOL (CAPM)				IVOL (SR)			
		R	a_FF5	a_FF3	a_C	R	a_FF5	a_FF3	a_C	R	a_FF5	a_FF3	a_C	R	a_FF5	a_FF3	a_C	R	a_FF5	a_FF3	a_C
۱۵ روز	p1	-۰.۰۵	-۰.۰۶	-۰.۰۵	-۰.۰۶	-۰.۰۷	-۰.۰۶	-۰.۰۴	-۰.۰۶	-۰.۰۷	-۰.۰۶	-۰.۰۴	-۰.۰۶	-۰.۰۷	-۰.۰۶	-۰.۰۴	-۰.۰۶	-۰.۰۶	-۰.۰۷	-۰.۰۶	-۰.۰۷
	p3	۰.۲۹	۰.۲۰	۰.۱۴	۰.۱۵	۰.۳۱	۰.۱۹	۰.۱۳	۰.۱۴	۰.۳۱	۰.۱۹	**۰.۱۳**	**۰.۱۴**	۰.۳۱	۰.۱۹	۰.۱۲	۰.۱۴	۰.۲۸	۰.۱۴	۰.۱۰	۰.۱۱
	p3-p1	۰.۲۴	۰.۲۱	۰.۱۴	۰.۱۷	۰.۲۴	۰.۲۰	۰.۱۲	۰.۱۵	۰.۲۴	۰.۲۰	۰.۱۲	۰.۱۵	۰.۲۴	۰.۲۰	۰.۱۲	۰.۱۵	۰.۲۳	۰.۱۶	۰.۱۱	۰.۱۲
۲۲ روز	p1	-۰.۰۵	-۰.۰۶	-۰.۰۵	-۰.۰۶	-۰.۰۷	-۰.۰۶	-۰.۰۴	-۰.۰۶	-۰.۰۷	-۰.۰۶	-۰.۰۴	-۰.۰۶	-۰.۰۷	-۰.۰۶	-۰.۰۵	-۰.۰۶	-۰.۰۵	-۰.۰۷	-۰.۰۷	-۰.۰۷
	p3	۰.۳۱	۰.۱۹	۰.۱۵	۰.۱۸	۰.۳۲	۰.۱۷	۰.۱۴	۰.۱۶	۰.۳۲	۰.۱۸	۰.۱۴	۰.۱۷	۰.۳۰	۰.۱۵	۰.۱۲	۰.۱۵	۰.۲۹	۰.۱۱	۰.۱۱	۰.۱۲
	p3-p1	۰.۲۶	۰.۲۰	۰.۱۵	۰.۱۹	۰.۲۵	۰.۱۸	۰.۱۴	۰.۱۷	۰.۲۵	۰.۱۹	۰.۱۴	۰.۱۸	۰.۲۳	۰.۱۷	۰.۱۲	۰.۱۶	۰.۲۴	۰.۱۳	۰.۱۳	۰.۱۴
۳۰ روز	p1	-۰.۰۵	-۰.۰۵	-۰.۰۵	-۰.۰۶	-۰.۰۷	-۰.۰۵	-۰.۰۴	-۰.۰۵	-۰.۰۷	-۰.۰۶	-۰.۰۴	-۰.۰۵	-۰.۰۷	-۰.۰۶	-۰.۰۴	-۰.۰۶	-۰.۰۶	-۰.۰۷	-۰.۰۶	-۰.۰۶
	p3	۰.۳۰	۰.۱۵	۰.۱۵	۰.۱۷	۰.۳۳	۰.۱۷	۰.۱۵	۰.۱۷	۰.۳۳	۰.۱۸	۰.۱۴	۰.۱۷	۰.۳۱	۰.۱۶	۰.۱۲	۰.۱۶	۰.۳۰	۰.۱۱	۰.۱۰	۰.۱۲
	p3-p1	۰.۲۵	۰.۱۵	۰.۱۵	۰.۱۸	۰.۲۶	۰.۱۸	۰.۱۴	۰.۱۸	۰.۲۵	۰.۱۹	۰.۱۳	۰.۱۸	۰.۲۴	۰.۱۷	۰.۱۲	۰.۱۷	۰.۲۴	۰.۱۳	۰.۱۲	۰.۱۴

P1 و P3 به ترتیب پرتفوی‌های با کمترین و بیشترین IVOL، (P3-P1) پرتفوی مصون‌سازی شده متشکل از خرید سهام دارای بالاترین IVOL و فروش سهام دارای پایین‌ترین IVOL، R متوسط بازده پرتفوی موزون به ارزش، a_FF5، a_FF3 و a_C به ترتیب آلفای جنسن استوار بر مدل ۵ عاملی فاما-فرنچ (۲۰۱۵)، مدل سه عاملی فاما-فرنچ (۱۹۹۳) و CAPM است.

مقادیر گزارش شده در جدول (۴) نشان می‌دهد بازده پرتفوی‌های متشکل از سهام با ریسک غیرسیستماتیک پایین، بالا و پرتفوی‌های مصون سازی شده بر مبنای ریسک غیرسیستماتیک، همگی مثبت و معنی‌دار هستند. در عین حال، بازده پرتفوی‌های با ریسک غیرسیستماتیک بالا (P3) همواره بیشتر از بازده پرتفوی متشکل از سهام با ریسک غیرسیستماتیک پایین (P1) است. به طوری‌که استراژی معاملاتی استوار بر فروش سهام با ریسک غیرسیستماتیک پایین و خرید سهام با ریسک غیرسیستماتیک بالا، به تناسب الزام حداقل روزهای معاملاتی و سنجه ریسک غیرسیستماتیک، در دوره ۹ ساله مربوط به سال‌های (۱۳۹۸-۱۳۹۰) به طور متوسط حداقل ۲۳درصد و حداکثر ۲۶درصد بازده سه ماهه ایجاد می‌کند که از دید آماری در سطح اطمینان ۹۹درصد معنی‌دار است. مقادیر آلفای جنسن پرتفوی‌های یادشده نیز بیشتر در سطح ۹۹درصد از نظر آماری معنی‌دار و بیانگر آن است که عملکرد پرتفوی‌های متشکله تفاوت معنی‌داری با عملکرد مورد انتظار مدل‌های عاملی مبنا دارد. به طور دقیق‌تر مقادیر منفی و معنی‌دار آلفای جنسن پرتفوی‌های (P1) و مثبت و معنی‌دار آلفای جنسن پرتفوی‌های (P3) و (P3-P1) بیان کننده آن است که پرتفوی‌های با ریسک غیرسیستماتیک پایین، عملکرد ضعیف‌تری داشته‌اند، در مقابل پرتفوی‌های (P3) و (P1-P3) عملکرد بهتری نشان داده‌اند. یافته اخیر با تغییر سنجه‌های ریسک غیرسیستماتیک، مدل مبنای محاسبه آلفای جنسن و محدودیت الزام حداقل روزهای معاملاتی کماکان پایدار است. در عین حال بخش اول جدول (۴) نشان می‌دهد معنی‌داری آلفای جنسن پرتفوی‌های (P3) و (P3-P1) در نمونه مربوط به دوره (۱۳۹۸-۱۳۸۴) نسبت به مدل قیمت‌گذاری مبنای آن حساس است. به گونه‌ای که آلفای جنسن پنج عاملی همه پرتفوی های یادشده در سطح اطمینان حداقل ۹۵درصد معنی‌دار است. این در حالی است که آلفای CAPM و سه عاملی پرتفوی فاقد معنی‌داری آماری هستند.

نتایج ارائه شده در جدول (۴) می‌تواند به عنوان شواهدی از قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک و صرف ریسک مثبت آن در بورس اوراق بهادار تهران تعبیر شود. در عین حال به نظر می‌رسد استراتژی معاملاتی بر مبنای ریسک غیرسیستماتیک در سال‌های اخیر بازده بالاتری ایجاد می‌کند. به طور دقیق‌تر، تشکیل پرتفوی بر مبنای ریسک غیرسیستماتیک، در دوره (۱۳۹۸-۱۳۹۰) نسبت به دوره (۱۳۹۸۰-۱۳۸۴) بازده بالاتری ایجاد می‌کند. این موضوع نیز مورد

آزمون قرار گرفت و نتیجه در سطح اطمینان ۹۵درصد تایید می‌کند که بازده پرتفوی‌های متشکله بر مبنای ریسک غیرسیستماتیک بر اساس نمونه‌های دوره (۱۳۹۸-۱۳۹۰) نسبت به نمونه‌های دوره (۱۳۹۸-۱۳۸۴)، حدود ۷,۳درصد بالاتر است. جدول (۵) تقابل بازده پرتفوی‌های متشکله بر مبنای ریسک غیرسیستماتیک در دوره (۱۳۹۸-۱۳۹۰) و (۱۳۹۸-۱۳۸۴) را نشان می‌دهد.

جدول ۵. تقابل بازده پرتفوی‌های متشکله مبتنی بر ریسک غیرسیستماتیک طی نمونه-دوره‌های (۱۳۹۸-۱۳۹۰) و (۱۳۹۸-۱۳۸۴)

		IVOL (F&F5)		*IVOL (Carhart)*		*IVOL (F&F3)*		*IVOL (CAPM)*		*IVOL (SR_*	
		R(84-98)	*R(90-98)*	*R(84-98)*	*R(90-98)*	*R(84-98)*	*R(90-98)*	*R(84-98)*	*R(90-98)*	*R(84-98)*	*R(90-98)*
۱۵ روز	p1	۰.۰۴۵	۰.۰۵۰	۰.۰۵۸	۰.۰۷۱	۰.۰۶۰	۰.۰۷۰	۰.۰۵۶	۰.۰۷۲	۰.۰۳۹	۰.۰۵۹
	p3	۰.۱۹۳	۰.۲۸۸	۰.۱۹۶	۰.۳۱۲	۰.۱۹۹	۰.۳۱۳	۰.۲۰۰	۰.۳۰۹	۰.۱۹۸	۰.۲۸۴
	p3-p1	۰.۱۴۸	۰.۲۳۸	۰.۱۳۸	۰.۲۴۱	۰.۱۳۸	۰.۲۴۳	۰.۱۴۴	۰.۲۳۷	۰.۱۵۹	۰.۲۲۵
۲۲ روز	p1	۰.۰۵۳	۰.۰۵۰	۰.۰۶۷	۰.۰۷۱	۰.۰۶۵	۰.۰۷۰	۰.۰۶۳	۰.۰۷۱	۰.۰۵۲	۰.۰۵۵
	p3	۰.۲۰۴	۰.۳۱۰	۰.۲۰۴	۰.۳۲۳	۰.۲۰۲	۰.۳۲۲	۰.۱۹۰	۰.۳۰۴	۰.۱۷۷	۰.۲۹۴
	p3-p1	۰.۱۵۱	۰.۲۶۰	۰.۱۳۷	۰.۲۵۲	۰.۱۳۷	۰.۲۵۲	۰.۱۲۷	۰.۲۳۳	۰.۱۲۶	۰.۲۳۹
۳۰ روز	p1	۰.۰۶۱	۰.۰۵۱	۰.۰۶۹	۰.۰۷۴	۰.۰۷۲	۰.۰۷۳	۰.۰۶۸	۰.۰۷۳	۰.۰۵۷	۰.۰۵۸
	p3	۰.۱۹۷	۰.۲۹۸	۰.۲۱۱	۰.۳۳۰	۰.۲۰۸	۰.۳۲۷	۰.۲۰۲	۰.۳۱۲	۰.۱۹۲	۰.۲۹۶
	p3-p1	۰.۱۳۷	۰.۲۴۷	۰.۱۴۲	۰.۲۵۶	۰.۱۳۶	۰.۲۵۳	۰.۱۳۴	۰.۲۳۹	۰.۱۳۵	۰.۲۳۸

یکی از رویکردهای پژوهش حاضر برای تبیین اثر شناخت بر قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک، رفع تاثیر شناخت بر رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده از طریق تحلیل پرتفوی مبتنی بر طبقه‌بندی دوگانه است. جدولهای (۶) و (۷) به ترتیب متوسط بازده موزون به ارزش و آلفای جنسن پرتفوی‌های کنترل شده بابت اثر شناخت مربوط به دوره‌های (۱۳۹۸-۱۳۸۴) و (۱۳۹۸-۱۳۹۰) را نشان می‌دهد[۱]. با توجه به اینکه داده‌های مربوط به شناخت مبتنی بر

۱. بدلیل تشابه نتایج مربوط به پرتفوی‌های متشکله بر اساس IVOL مبتنی بر مدل‌های چهار عاملی کارهارت، سه عاملی فاما-فرنچ، CAPM، و انحراف معیار بازده و هم چنین محدودیت حجم مقاله، صرفا نتایج مربوط به IVOL مبتنی بر مدل‌های چهار عاملی کارهارت و پنج عاملی فاما-فرنچ (۲۰۱۵) گزارش شده‌است.

سنجه SVI به بازه زمانی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۸ مربوط می‌شود، سنجه یادشده به تنهایی در نمونه مربوط به دوره زمانی (۱۳۹۸-۱۳۹۰) مورد استفاده قرار گرفته‌است.

هر یک از عبارت‌های ATV_ivol، turnover_ivol، Effect_tedpix_ivol و SVI_ivol در جدول های (۶) و (۷) به ترتیب بر پرتفوی‌های نه گانه حاصل از طبقه بندی دوگانه استوار بر سنجه AVT، turnover، Effect_tedpix و SVI و سنجه ریسک غیرسیستماتیک دلالت دارد.

جدول ۶. متوسط بازده و آلفای جنسن پرتفوی‌های حدی و پرتفوی مصون سازی شده مبتنی بر سه سنجه شناخت (ATV_ivol, Turnover_ivol, Effect_tedpix) و دو سنجه ریسک غیرسیستماتیک مبتنی بر مدل‌های پنج عاملی فاما-فرنچ (۲۰۱۵) و چهار عاملی کارهارت (۱۹۹۷) بر اساس نمونه سال‌های (۱۳۹۸-۱۳۸۴)

۱۳۸۴-۱۳۹۸		IVOL_F&F5											
		ATV_ivol				turnover_ivol				effect_tedpx_ivol			
		R	a_F&F5	a_F&F3	a_CAPM	R	a_F&F5	a_F&F3	a_CAPM	R	a_F&F5	a_F&F3	a_CAPM
۱۵ روز	p1	۰.۰۴	-۰.۰۶	-۰.۰۷	-۰.۰۷	۰.۰۶	-۰.۰۴	-۰.۰۴	-۰.۰۵	۰.۰۴	-۰.۰۶	-۰.۰۶	-۰.۰۶
	p3	۰.۱۱	۰.۰۰	-۰.۰۴	-۰.۰۳	۰.۱۳	۰.۰۶	۰.۰۰	۰.۰۱	۰.۱۶	۰.۰۷	۰.۰۷	۰.۰۲
	p1-p3	۰.۰۷	۰.۰۱	-۰.۰۲	۰.۰۰	**۰.۰۷**	۰.۰۵	-۰.۰۱	۰.۰۱	۰.۱۱	۰.۰۸	۰.۰۸	۰.۰۴
۲۲ روز	p1	۰.۰۶	-۰.۰۴	-۰.۰۳	-۰.۰۴	۰.۰۶	-۰.۰۵	-۰.۰۴	-۰.۰۵	۰.۰۴	-۰.۰۷	-۰.۰۵	-۰.۰۶
	p3	۰.۱۳	۰.۰۶	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۱۴	۰.۰۷	-۰.۰۱	۰.۰۰	۰.۱۵	**۰.۰۷**	۰.۰۰	۰.۰۱
	p1-p3	۰.۰۷	۰.۰۵	-۰.۰۲	۰.۰۰	**۰.۰۸**	۰.۰۸	-۰.۰۱	۰.۰۰	۰.۱۱	۰.۰۹	۰.۰۱	۰.۰۲
۳۰ روز	p1	۰.۰۶	-۰.۰۵	-۰.۰۴	-۰.۰۵	۰.۰۶	-۰.۰۶	-۰.۰۴	-۰.۰۵	۰.۰۵	-۰.۰۸	-۰.۰۴	-۰.۰۵
	p3	۰.۱۳	۰.۰۳	-۰.۰۱	۰.۰۰	۰.۱۳	۰.۰۷	-۰.۰۱	۰.۰۰	۰.۱۵	**۰.۰۷**	۰.۰۱	۰.۰۱
	p1-p3	۰.۰۷	**۰.۰۴**	-۰.۰۲	۰.۰۰	**۰.۰۷**	**۰.۰۸**	-۰.۰۲	۰.۰۰	۰.۱۱	۰.۱۰	۰.۰۱	۰.۰۲
۱۳۸۴-۱۳۹۸		IVOL_carhart											
		ATV_ivol				turnover_ivol				effect_tedpx_ivol			
		R	a_F&F5	a_F&F3	a_CAPM	R	a_F&F5	a_F&F3	a_CAPM	R	a_F&F5	a_F&F3	a_CAPM
۱۵ روز	p1	۰.۰۵	-۰.۰۶	-۰.۰۶	-۰.۰۶	۰.۰۷	-۰.۰۴	-۰.۰۴	-۰.۰۴	۰.۰۵	-۰.۰۶	-۰.۰۵	-۰.۰۶
	p3	۰.۱۱	-۰.۰۱	-۰.۰۶	**-۰.۰۵**	۰.۱۴	۰.۰۵	-۰.۰۱	-۰.۰۱	۰.۱۶	۰.۰۷	۰.۰۰	۰.۰۰
	p1-p3	۰.۰۶	۰.۰۰	-۰.۰۵	-۰.۰۳	**۰.۰۷**	۰.۰۴	-۰.۰۲	-۰.۰۱	۰.۱۱	۰.۰۸	۰.۰۱	۰.۰۲
۲۲ روز	p1	۰.۰۷	-۰.۰۳	-۰.۰۲	-۰.۰۳	۰.۰۸	-۰.۰۳	-۰.۰۳	-۰.۰۳	۰.۰۵	-۰.۰۸	-۰.۰۵	-۰.۰۵
	p3	۰.۱۲	۰.۰۲	-۰.۰۳	-۰.۰۲	۰.۱۴	۰.۰۵	-۰.۰۱	-۰.۰۱	۰.۱۵	۰.۰۶	۰.۰۰	-۰.۰۱
	p1-p3	۰.۰۵	۰.۰۰	-۰.۰۵	-۰.۰۴	**۰.۰۷**	۰.۰۳	-۰.۰۳	-۰.۰۳	۰.۱۰	۰.۰۹	۰.۰۰	۰.۰۰
۳۰ روز	p1	۰.۰۷	-۰.۰۴	-۰.۰۳	-۰.۰۴	۰.۰۷	-۰.۰۴	-۰.۰۵	-۰.۰۳	۰.۰۵	-۰.۰۸	-۰.۰۲	-۰.۰۵
	p3	۰.۱۲	۰.۰۱	**-۰.۰۳**	-۰.۰۳	۰.۱۵	۰.۰۴	۰.۰۱	-۰.۰۱	۰.۱۶	**۰.۰۶**	-۰.۰۱	۰.۰۰
	p1-p3	۰.۰۵	۰.۰۰	-۰.۰۵	-۰.۰۳	**۰.۰۷**	۰.۰۳	۰.۰۱	-۰.۰۳	۰.۱۱	۰.۰۹	-۰.۰۳	۰.۰۱

نتایج ارائه شده در جدول (۶) نشان می‌دهد، شناخت می‌تواند رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده را تحت تاثیر قرار دهد، اما میزان تاثیرگذاری به نوع سنجه مورد استفاده و دقت آن وابسته است. به‌گونه‌ای‌که پس از کنترل شناخت استوار بر AVT رابطه معنی‌دار ریسک غیرسیستماتیک و بازده نابود می‌شود. به عبارت دیگر، ATV می‌تواند رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده را آشکار سازد. در حالی‌که متوسط بازده پرتفوی با سرمایه‌گذاری صفر بر مبنای متغیر Turnover و Effect_tedpix به عنوان سنجه‌های شناخت و ریسک غیرسیستماتیک به ترتیب برابر ۷درصد و ۱۱درصد و در سطح اطمینان ۹۰درصد و ۹۹درصد معنی‌دار است. با این حال، عدم معنی‌داری آلفاهای سه‌گانه بیشتر پرتفوی‌های یادشده دال بر آن است که عوامل فراگیر مدل‌های مبنای محاسبه آلفا، بازده بدست آمده را آشکار می‌سازد و استراتژی معاملاتی استوار بر خرید سهام با ریسک غیرسیستماتیک بالا و فروش سهام با ریسک غیرسیستماتیک پایین نمی‌تواند منجر به ایجاد پرتفویی با عملکرد معنی‌دار شود.

همان گونه که در جدول (۷) مشاهده می‌شود، بازده پرتفوی‌های (P1)، (P3) و (P3-P1) برای همه سنجه‌های شناخت و ریسک غیرسیستماتیک مثبت و معنی‌دار است. بررسی آلفای جنسن پرتفوی‌های (P3) و (P3-P1) بر مبنایEffect_tedpix و سنجه‌های IVOL (F&F5) و IVOL (Carhart) همگی مثبت و معنی‌دار است. شواهد اخیر نشان می‌دهد کنترل اثر شناخت بر مبنای سنجه Effect_tedpix قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک را تحت تاثیر قرار نمی‌دهد. در مقابل آلفای سه‌گانه پرتفوی‌های متشکله بر مبنای SVI، ATV و سنجه‌های IVOL (F&F5) و IVOL (Carhart)، آلفای سه گانه پرتفوی (P3-P1) مبتنی بر Turnover و IVOL (Carhart) و الزام محدودیت‌های ۱۵ و ۳۰ روز معاملاتی در دوره سه ماهه غالبا فاقد معنی‌داری آماری است. بدین معنا که اگرچه پرتفوی‌های یادشده بازده معنی‌داری کسب کرده‌اند، ولی بازده ایجاد شده توسط عوامل فراگیر مدل‌های عاملی مبنای آلفا قابل توضیح است و نمی‌توان بازده ایجاد شده را به اثر ریسک غیرسیستماتیک وابسته کرد.

جدول ۷. متوسط بازده و آلفای جنسن پرتفوی‌های حدی و پرتفوی مصون سازی شده مبتنی بر چهار سنجه شناخت (ATV, Turnover, Effect_tedpix, SVI) و دو سنجه ریسک غیرسیستماتیک مبتنی بر مدل‌های پنج عاملی فاما-فرنچ (۲۰۱۵) و چهار عاملی کارهارت (۱۹۹۷) بر اساس نمونه سال‌های (۱۳۹۸-۱۳۹۰)

۱۳۹۸-۱۳۹۰		IVOL_F&F5															
		ATV_ivol				SVI_ivol				Turnover_ivol				Effect_tedpix_ivol			
		R	a_F&F5	a_F&F3	a_CAPM	R	a_F&F5	a_F&F3	a_CAPM	R	a_F&F5	a_F&F3	a_CAPM	R	a_F&F5	a_F&F3	a_CAPM
۱۵ روز	p1	۰.۰۵	-۰.۰۵	-۰.۰۴	-۰.۰۶	۰.۰۷	-۰.۰۵	-۰.۰۴	-۰.۰۵	۰.۰۶	-۰.۰۳	-۰.۰۴	-۰.۰۵	**۰.۰۴**	-۰.۰۷	-۰.۰۵	-۰.۰۷
	p3	۰.۱۶	۰.۰۱	-۰.۰۱	۰.۰۲	۰.۱۶	۰.۰۴	۰.۰۱	۰.۰۵	۰.۱۹	۰.۰۷	۰.۰۵	۰.۰۷	۰.۲۲	۰.۰۹	۰.۰۷	۰.۰۹
	p1-p3	۰.۱۱	۰.۰۱	-۰.۰۱	۰.۰۳	۰.۰۹	۰.۰۴	۰.۰۱	۰.۰۵	۰.۱۳	۰.۰۵	**۰.۰۴**	۰.۰۷	۰.۱۸	۰.۱۱	۰.۰۸	۰.۱۱
۲۲ روز	p1	۰.۰۵	-۰.۰۶	-۰.۰۴	-۰.۰۶	۰.۰۶	-۰.۰۶	-۰.۰۴	-۰.۰۵	**۰.۰۵**	-۰.۰۵	-۰.۰۵	-۰.۰۶	۰.۰۴	-۰.۰۸	-۰.۰۶	-۰.۰۷
	p3	۰.۱۷	۰.۰۱	۰.۰۱	۰.۰۴	۰.۱۷	۰.۰۴	۰.۰۱	۰.۰۶	۰.۲۲	۰.۰۸	۰.۰۶	۰.۰۸	۰.۲۳	۰.۰۹	۰.۰۸	۰.۰۹
	p1-p3	۰.۱۲	۰.۰۲	۰.۰۰	۰.۰۴	۰.۱۱	۰.۰۵	۰.۰۱	۰.۰۶	۰.۱۶	۰.۰۸	۰.۰۶	۰.۱۰	۰.۲۰	۰.۱۲	۰.۰۹	۰.۱۲
۳۰ روز	p1	۰.۰۶	-۰.۰۶	-۰.۰۴	-۰.۰۶	۰.۰۶	-۰.۰۶	-۰.۰۴	-۰.۰۵	**۰.۰۵**	-۰.۰۵	-۰.۰۴	-۰.۰۶	۰.۰۴	-۰.۰۷	-۰.۰۶	-۰.۰۷
	p3	۰.۱۷	۰.۰۱	۰.۰۱	۰.۰۴	۰.۱۸	۰.۰۵	۰.۰۲	۰.۰۷	۰.۲۱	۰.۰۶	۰.۰۶	۰.۰۸	۰.۲۳	۰.۰۸	۰.۰۸	۰.۰۹
	p1-p3	۰.۱۲	۰.۰۲	۰.۰۰	۰.۰۴	۰.۱۲	۰.۰۶	۰.۰۲	۰.۰۷	۰.۱۶	۰.۰۵	۰.۰۵	۰.۰۹	۰.۱۹	۰.۱۱	۰.۰۹	۰.۱۱
۱۳۹۸-۱۳۹۰		IVOL_Carhart															
		ATV_ivol				SVI_ivol				Turnover_ivol				Effect_tedpix_ivol			
		R	a_F&F5	a_F&F3	a_CAPM	R	a_F&F5	a_F&F3	a_CAPM	R	a_F&F5	a_F&F3	a_CAPM	R	a_F&F5	a_F&F3	a_CAPM
۱۵ روز	p1	۰.۰۸	-۰.۰۵	-۰.۰۳	-۰.۰۵	۰.۱۰	-۰.۰۵	-۰.۰۴	-۰.۰۵	۰.۰۸	-۰.۰۴	-۰.۰۳	-۰.۰۵	۰.۰۶	-۰.۰۷	-۰.۰۵	-۰.۰۷
	p3	۰.۱۹	۰.۰۲	-۰.۰۲	۰.۰۱	۰.۲۳	۰.۰۵	۰.۰۱	۰.۰۴	۰.۲۳	۰.۰۷	۰.۰۳	۰.۰۶	۰.۲۵	۰.۰۹	۰.۰۶	۰.۰۸
	p1-p3	۰.۱۱	۰.۰۲	-۰.۰۳	۰.۰۱	۰.۱۳	**۰.۰۶**	۰.۰۱	۰.۰۵	۰.۱۴	۰.۰۵	۰.۰۲	۰.۰۶	۰.۱۹	۰.۱۱	۰.۰۶	۰.۱۰
۲۲ روز	p1	۰.۰۷	-۰.۰۵	-۰.۰۴	-۰.۰۵	۰.۱۰	-۰.۰۵	-۰.۰۴	-۰.۰۵	۰.۰۸	-۰.۰۴	-۰.۰۴	-۰.۰۵	۰.۰۶	-۰.۰۷	-۰.۰۵	-۰.۰۷
	p3	۰.۱۹	۰.۰۱	-۰.۰۱	۰.۰۲	۰.۲۳	**۰.۰۵**	۰.۰۲	۰.۰۶	۰.۲۴	۰.۰۶	۰.۰۶	۰.۰۸	۰.۲۵	۰.۰۸	۰.۰۷	۰.۰۹
	p1-p3	۰.۱۲	۰.۰۲	-۰.۰۲	۰.۰۲	۰.۱۴	۰.۰۶	۰.۰۱	۰.۰۶	۰.۱۶	۰.۰۵	۰.۰۴	۰.۰۸	۰.۱۹	۰.۱۱	۰.۰۷	۰.۱۱
۳۰ روز	p1	۰.۰۷	-۰.۰۵	-۰.۰۴	-۰.۰۶	۰.۱۰	-۰.۰۵	-۰.۰۴	-۰.۰۵	۰.۰۷	-۰.۰۵	-۰.۰۴	-۰.۰۶	۰.۰۶	-۰.۰۷	-۰.۰۵	-۰.۰۷
	p3	۰.۲۰	۰.۰۱	-۰.۰۱	۰.۰۳	۰.۲۴	۰.۰۶	۰.۰۲	۰.۰۷	۰.۲۳	۰.۰۵	۰.۰۴	۰.۰۷	۰.۲۵	۰.۰۷	۰.۰۷	۰.۰۹
	p1-p3	۰.۱۲	۰.۰۲	-۰.۰۲	۰.۰۳	۰.۱۴	۰.۰۷	۰.۰۲	۰.۰۷	۰.۱۶	۰.۰۵	۰.۰۳	۰.۰۸	۰.۱۹	۰.۱۰	۰.۰۷	۰.۱۱

در ادامه اثر شناخت بر قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک بر مبنای رگرسیون فاما-مکبث (۱۹۷۳) تبیین می‌شود. برای این منظور نخست در قالب مدل ۱ قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک مورد آزمون قرار می‌گیرد. هم‌چنین برخی توضیحات ارائه شده بابت دلیل بروز اثر ریسک غیرسیستماتیک نیز در قالب مدل‌های ۲،۳،۴،۷،۱۱،۱۵،۱۹ بررسی می‌شود. سرانجام با افزودن متغیر شناخت به هر یک از مدل‌های یادشده، اثر آن بر رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. به منظور تحلیل حساسیت نتایج نسبت به سنجه شناخت، نتایج مبتنی بر هر یک از سنجه‌های شناخت، به صورت مدلی مجزا مورد ارزیابی قرار

می‌گیرد. نتایج حاصل از آزمون قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک با استفاده از مدل رگرسیون فاما-مکبث (۱۹۷۳) در جدول‌های (۸) و (۹) ارائه شده است[۱].

جدول ۸ نتایج حاصل از رگرسیون فاما-مکبث (۱۹۷۳) با استفاده از ریسک غیرسیستماتیک مبتنی بر پسماند مدل سه عاملی فاما-فرنچ (۱۹۹۳) و محدودیت ۳۰ روز بر روی نمونه (۱۳۹۸-۱۳۸۴)

مدل	عرض از مبدا	IVOL	Beta	size	BM	skew	kurt	mom3	mom6	ATV	Turn	E_tedpix	ضریب تعیین
۱	-۰.۰۱	۰.۴۵۱											۰.۴۵۰
۲	-۰.۲۸	۰.۵۶۴	-۰.۲۲	۰.۰۱									۰.۴۹۱
۳	-۰.۰۹	۰.۵۱۲	-۰.۲۱	۰.۰۰	-۰.۱۳								۰.۵۱۲
۴	-۰.۵۵	۰.۴۱۸	-۰.۲۰	۰.۰۱	-۰.۱۳					۰.۴۱			۰.۵۳۲
۵	-۰.۲۰	۰.۴۵۳	-۰.۲۲	۰.۰۱	-۰.۱۳						۰.۱۹		۰.۵۲۵
۶	-۰.۱۹	۰.۵۰۶	-۰.۲۲	۰.۰۱	-۰.۱۳							۰.۰۰	۰.۵۱۵
۷	-۰.۱۴	۰.۵۶۶	-۰.۲۱	۰.۰۱	-۰.۱۱	۰.۰۲							۰.۵۶۸
۸	-۰.۵۶	۰.۴۷۷	-۰.۲۰	۰.۰۱	-۰.۱۱	۰.۰۲				۰.۳۷			۰.۵۸۶
۹	-۰.۲۶	۰.۴۹۶	-۰.۲۳	۰.۰۱	-۰.۱۱	۰.۰۲					۰.۲۱		۰.۵۸۲
۱۰	-۰.۲۴	۰.۵۶۴	-۰.۲۱	۰.۰۱	-۰.۱۱	۰.۰۲						۰.۰۰	۰.۵۷۱
۱۱	-۰.۱۸	۰.۶۱۷	-۰.۲۱	۰.۰۱	-۰.۱۱	۰.۰۲	۰.۰۰۱						۰.۵۸۵
۱۲	-۰.۵۷	۰.۵۲۳	-۰.۲۰	۰.۰۱	-۰.۱۱	۰.۰۳	۰.۰۰۲			۰.۳۵			۰.۶۰۱
۱۳	-۰.۲۶	۰.۵۴۵	-۰.۲۳	۰.۰۱	-۰.۱۱	۰.۰۳	۰.۰۰۲				۰.۱۹		۰.۵۹۶
۱۴	-۰.۲۹	۰.۶۱۳	-۰.۲۱	۰.۰۱	-۰.۱۱	۰.۰۲	۰.۰۰۱					۰.۰۰	۰.۵۸۸
۱۵	-۰.۲۳	۰.۷۲۳	-۰.۲۲	۰.۰۱	-۰.۱۳	۰.۰۱	۰.۰۰۱	-۰.۰۶					۰.۵۹۵
۱۶	-۰.۶۵	۰.۶۱۸	-۰.۲۱	۰.۰۱	-۰.۱۳	۰.۰۱	۰.۰۰۱	-۰.۰۶		۰.۳۸			۰.۶۰۹
۱۷	-۰.۳۱	۰.۶۳۹	-۰.۲۴	۰.۰۱	-۰.۱۳	۰.۰۲	۰.۰۰۲	-۰.۰۶			۰.۱۴		۰.۶۰۶
۱۸	-۰.۳۷	۰.۷۱۹	-۰.۲۲	۰.۰۱	-۰.۱۳	۰.۰۱	۰.۰۰۱	-۰.۰۶				۰.۰۰	۰.۵۹۷
۱۹	-۰.۳۱	۰.۷۳۵	-۰.۲۲	۰.۰۱	-۰.۱۴	۰.۰۱	۰.۰۰۱		-۰.۰۵				۰.۶۰۰
۲۰	-۰.۷۴	۰.۶۲۶	-۰.۲۱	۰.۰۱	-۰.۱۳	۰.۰۱	۰.۰۰۲		-۰.۰۴	۰.۴۲			۰.۶۱۴
۲۱	-۰.۳۸	۰.۶۶۵	-۰.۲۴	۰.۰۱	-۰.۱۳	۰.۰۱	۰.۰۰۲		-۰.۰۵		۰.۱۲		۰.۶۱۱
۲۲	-۰.۴۴	۰.۷۲۹	-۰.۲۳	۰.۰۲	-۰.۱۳	۰.۰۱	۰.۰۰۱		-۰.۰۵			۰.۰۰	۰.۶۰۲

۱. با توجه به نتایج تحلیل پرتفوی و عدم وجود تفاوت چشمگیر ناشی از اعمال محدودیت‌های معاملاتی متفاوت، تنها به ارائه نتایج مربوط به الزام حداقل ۳۰ روزمعاملاتی و سنجه IVOL مبتنی بر مدل سه عاملی فاما-فرنچ (۱۹۹۳) اکتفا می‌شود.

جدول ۹. نتایج حاصل از رگرسیون فاما-مکبث (۱۹۷۳) با استفاده از ریسک غیرسیستماتیک مبتنی بر پسماند مدل سه عاملی فاما-فرنچ (۱۹۹۳) و محدودیت ۳۰ روز بر روی نمونه (۱۳۹۸-۱۳۹۰)

	عرض از مبدا	IVOL	Beta	size	BM	skew	kurt	mom 3	mom 6	ATV	Turn	E_ tedpix	SVI	ضریب تعیین
۲۳	-۰.۴۷	۱.۰۱۷	-۰.۳۷	۰.۰۱										۰.۴۹۷
۲۴	-۰.۳۶	۰.۹۴۸	-۰.۳۶	۰.۰۱	-۰.۱۶									۰.۵۱۶
۲۵	-۰.۸۱	۰.۸۳۱	-۰.۳۴	۰.۰۱	-۰.۱۵					۰.۴۱				۰.۵۳۵
۲۶	-۰.۵۰	۰.۸۷۴	-۰.۳۸	۰.۰۲	-۰.۱۶						۰.۱۰			۰.۵۳۰
۲۷	-۰.۵۳	۰.۹۴۳	-۰.۳۷	۰.۰۲	-۰.۱۶							۰.۰۰۰		۰.۵۱۹
۲۸	-۰.۶۳	۱.۲۴۵	۰.۰۰	۰.۰۲	-۰.۲۳								۰.۰۰۳	۰.۵۴۶
۲۹	-۰.۳۷	۰.۹۶۱	-۰.۳۵	۰.۰۱	-۰.۱۵	۰.۰۱۳								۰.۵۵۷
۳۰	-۰.۸۱	۰.۸۴۹	-۰.۳۵	۰.۰۱	-۰.۱۴	۰.۰۱۴				۰.۴۰				۰.۵۷۵
۳۱	-۰.۵۲	۰.۸۷۲	-۰.۴۰	۰.۰۲	-۰.۱۵	۰.۰۱۶					۰.۱۳			۰.۵۷۲
۳۲	-۰.۵۱	۰.۹۶۱	-۰.۳۶	۰.۰۲	-۰.۱۴	۰.۰۱۳						۰.۰۰		۰.۵۵۹
۳۳	-۰.۷۲	۱.۳۴۱	۰.۰۰	۰.۰۲	-۰.۲۱	-۰.۰۱۱							۰.۰۰۲	۰.۵۷۶
۳۴	-۰.۴۰	۰.۹۷۳	-۰.۳۵	۰.۰۱	-۰.۱۵	۰.۰۰۱	۰.۰۰۳							۰.۵۷۵
۳۵	-۰.۷۹	۰.۸۷۲	-۰.۳۴	۰.۰۲	-۰.۱۴	۰.۰۰۳	۰.۰۰۳			۰.۳۶				۰.۵۹۱
۳۶	-۰.۵۰	۰.۸۸۹	-۰.۳۹	۰.۰۲	-۰.۱۵	۰.۰۰۳	۰.۰۰۴				۰.۱۰			۰.۵۸۶
۳۷	-۰.۵۷	۰.۹۶۸	-۰.۳۶	۰.۰۲	-۰.۱۴	۰.۰۰۱	۰.۰۰۳					۰.۰۰۰		۰.۵۷۷
۳۸	-۰.۶۵	۱.۲۵۳	۰.۰۰	۰.۰۲	-۰.۲۰	-۰.۰۳۵	۰.۰۰۸						۰.۰۰۲	۰.۵۹۷

مدل (۱) با تایید رابطه مثبت و معنی‌دار ریسک غیرسیستماتیک و بازده، شواهدی از قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک ارائه می‌کند. ضریب تعیین تعدیل شده مدل یادشده دال بر آن است که ۴۵درصد از تغییرات بازده توسط مدل یاد شده قابل توضیح است. این گمانه وجود دارد که شواهد موجود مبنی بر قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک ناشی از عدم احصاء سایر متغیرهای متعامل با ریسک غیرسیستماتیک و موثر بر بازده باشد. نتایج برازش مدل (۲) و (۲۳) نشان می‌دهد اگرچه عامل اندازه بازده را متاثر می‌سازد، ولی رابطه ریسک غیرسیستماتیک

و بازده نمی‌تواند ناشی از اثر اندازه باشد. چرا که ضریب ریسک غیرسیستماتیک در سطح اطمینان ۹۹درصد معنی‌دار است. سهام با ریسک غیرسیستماتیک بالا معمولا در زمره سهام ارزشی هستند. بنابراین می‌توان استدلال کرد رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده ناشی از بازده بالاتر سهام ارزشی است. نتایج بدست آمده بر مبنای مدل (۳) و (۲۴)، تاثیر معنی‌دار B/M بر بازده را تایید می‌کند. ولی بر خلاف انتظار از رابطه معکوس B/M و بازده حکایت دارد. به هر روی، اثر B/M نیز نمی‌تواند رابطه معنی‌دار ریسک غیرسیستماتیک و بازده را زیر سوال ببرد. برخی بر این باورند مومنتوم ناشی از فروواکنشی سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات خاص شرکت است. در صورتی‌که ریسک غیرسیستماتیک شاخص اطلاعات خاص شرکت باشد، انتظار بر آن است سهام با ریسک غیرسیستماتیک بالاتر، بیشتر در معرض فروواکنشی و پس از آن مومنتوم باشند. بر این اساس استدلال می‌شود آنچه که به عنوان رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده شمرده می‌شود، اصالت نداشته و ناشی از اثر مومنتوم است. مدل‌های (۱۵) و (۱۹) به ترتیب اثرات مومنتوم ۳دوره‌ای و ۶ دوره‌ای بر رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده را مورد آزمون قرار می‌دهند. ضرایب مومنتوم در مدل‌های (۱۵) و (۱۹) به ترتیب معادل ۶- و ۵-درصد و آماره t آن‌ها برابر ۵,۷۳- و ۵,۹۷ - است. بنابراین تاثیر آن بر بازده معنی‌دار است. با این حال معنی‌داری ضریب ریسک غیرسیستماتیک در مدل‌های یاد شده بیانگر آن است که نمی‌توان رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده را ناشی از اثر مومنتوم دانست.

مدل‌های (۶)-(۴)، (۱۰)-(۸)، (۱۴)-(۱۲)، (۱۸)-(۱۶) و (۲۲)-(۲۰) و مدل‌های (۲۸)-(۲۵)، (۳۳)-(۳۰) و (۳۸)-(۳۵) با احصا اثر شناخت بر مبنای سنجه‌های Turnover، ATV ، Effect_tedpix و SVI به ترتیب چشم‌اندازی از تاثیر شناخت بر رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام در نمونه‌های (۱۳۹۸-۱۳۸۴) و (۱۳۹۸-۱۳۹۰) فراهم می‌کند. با توجه به معنی‌داری ضریب ریسک غیرسیستماتیک در مدل‌های یادشده، مشخص می‌شود که شناخت نیز نمی‌تواند رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده را به طور کامل توضیح دهد. مقایسه نتایج هر یک از مدل‌های اخیر به ترتیب با مدل‌های (۳)، (۷)، (۱۱)، (۱۵)، (۱۹) و مدل‌های (۲۴)، (۲۹) و (۳۴) نشان می‌دهد احصا اثر شناخت اگرچه نمی‌تواند رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده را توضیح دهد، منجر به کاهش ضریب ریسک غیرسیستماتیک می‌شود.

به عبارت دیگر با احصا اثر شناخت توان توضیحی ریسک غیرسیستماتیک، کاهش می‌یابد. گویا بخشی از رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده تحت تاثیر شناخت ظاهر شده‌است. حال این پرسش پیش کشیده می‌شود که آیا می‌توان مشخص کرد چه بخشی از این رابطه تحت تاثیر شناخت ظاهر شده است؟

برای تعیین میزان اثرگذاری هر یک از متغیرهای مورد بررسی در قیمت گذاری ریسک غیرسیستماتیک می‌توان از روش پیشنهادی لو و هو (۲۰۱۶) بهره گرفت. بنابراین در پاسخ به پرسش پیش کشیده شده، بر مبنای رویکرد هو و لو (۲۰۱۶) عمل می‌شود. بر این اساس ابتدا در هر یک از مقاطع سه ماهه رگرسیون بازده بر ریسک غیرسیستماتیک و شناخت مبتنی بر هر یک از سنجه‌های شناخت برازش می‌شود.

جدول ۱۰. تجزیه ضرایب رگرسیون بازده بر IVOL بر مبنای سنجه های شناخت

مراحل	متغیر شناخت	E_tedpix	SVI	Turnover	ATV
۱ رگرسیون بازده بر IVOL	عرض از مبدا	-۰.۰۱۳	-۰.۰۷۵	-۰.۰۱۳	-۰.۰۱۳
	IVOL	۰.۴۹۷	۱.۱۴۷	۰.۴۹۷	۰.۵۰۸
۲ افزودن متغیر شناخت	عرض از مبدا	-۰.۰۱۷	-۰.۰۷۶	-۰.۰۲۰	-۰.۶۹۸
	IVOL	۰.۵۱۰	۱.۱۳۲	۰.۴۴۴	۰.۳۶۹
	متغیر شناخت	۱.۱۶۸۵e(-۱۲)	۰.۰۰۰	۰.۲۳۰	۰.۶۹۸
۳ رگرسیون IVOL بر متغیر شناخت	عرض از مبدا	۰.۱۶۴	۰.۱۴۵	۰.۱۴۵	-۰.۲۱۱
	متغیر شناخت	۲.۰۷۷۵e(-۱۲)	۰.۰۰۰	۰.۲۰۴	۰.۳۶۷
	ضریب تعیین	۰.۰۹۸	۰.۲۳۹	۰.۱۱۶	۰.۲۱۹
۴ تجزیه ضریب IVOL در مرحله ۱	متغیر شناخت	۰.۲۲۰	۰.۱۷۵	۰.۳۹۳	۰.۳۳۲
	درصد	۴.۴٪	۳۵.۲٪	۷۹.۱٪	۶۵.۴٪
	پسماند	۰.۴۷۵	۰.۹۷۲	۰.۱۰۴	۰.۱۷۶
	درصد	۹۵.۶٪	۸۴.۸٪	۲۰.۹٪	۳۴.۶٪
	جمع	۰.۴۹۷	۱.۱۴۷	۰.۴۹۷	۰.۵۰۸
	درصد	۱۰۰.۰٪	۱۰۰.۰٪	۱۰۰.۰٪	۱۰۰.۰٪
نمونه		۱۳۸۵-۱۳۹۸	۱۳۹۴-۱۳۹۸	۱۳۸۵-۱۳۹۸	۱۳۸۵-۱۳۹۸
تعداد شرکت-فصل		۹۲۹۶	۴۱۳۴	۹۲۹۶	۸۲۹۴

مرحله ۱ در جدول (۱۰) میانگین ضرایب رگرسیون بازده بر ریسک غیرسیستماتیک نمونه مورد بررسی را نشان می‌دهد. با توجه به تفاوت تعداد داده‌های در دسترس نسبت به هر یک از سنجه‌های شناخت، نمونه مورد بررسی و پس از آن ضرایب بدست آمده برای هر یک از نمونه‌ها متفاوت است. ستون‌های ATV، Turnover، SVI و E_tedpix نتایج عملیات صورت گرفته بر مبنای نمونه‌هایی را منعکس می‌کند که به ترتیب اطلاعات ATV، Turnover، SVI و Effect_tedpix آن موجود باشد. ضریب ریسک غیرسیستماتیک در رگرسیون‌های مرحله ۱ به ترتیب برابر ۰/۵۰۸ ، ۰/۴۹۷، ۱/۱۴۷ و ۴۹۷/. و در سطح خطای یک درصد معنی‌دار است. در مرحله۲ هر یک از متغیرهای شناخت به رگرسیون قبلی افزوده می‌شود. ضریب متغیرهای ATV، Turnover، SVI و Effect_tedpix در هر یک از معادلات رگرسیون به ترتیب برابر ۰/۶۹۸، ۰/۲۳۰، ۰/۰۰۰۱ و $۱/۱۶۸۵*۱۰^{(-۱۲)}$ و در سطح ۹۹درصد معنی‌دار هستند. با این حال معنی‌داری ضریب ریسک غیرسیستماتیک درتمامی چهار رگرسیون مرحله ۲ بیانگر آن است که هیچ یک از متغیرهای یادشده نتوانستند رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده را به طور کامل بازگو کنند.

در مرحله سوم به منظور ارزیابی رابطه ریسک غیرسیستماتیک و شناخت بر مبنای سنجه‌های مورد بررسی، در هر یک از مقاطع سه ماهه منتهی به پایان تیر، مهر، دی و فروردین هر سال رگرسیون مقطعی ریسک غیرسیستماتیک بر متغیرهای ATV، Turnover، SVI و Effect_tedpix برازش و میانگین سری زمانی ضرایب گزارش شده‌است. میانگین ضریب شناخت استوار بر ATV برابر ۰/۳۶۷ و در سطح ۹۹درصد معنی‌دار است (t=۱۰/۴۰۴) که نشان می‌دهد بخشی از ریسک غیرسیستماتیک به ATV مربوط است. با این وجود ضریب تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد تنها ۲۱/۹درصد از تغییرات ریسک غیرسیستماتیک توسط ATV قابل بازگویی است. در مورد سایر سنجه‌های شناخت نیز وضعیت مشابهی دیده می‌شود. ضرایب برآورد شده در مرحله ۳ امکان تجزیه ریسک غیرسیستماتیک به دو جز مربوط به شناخت و جز پسماند را فراهم می‌کند. در مرحله ۴ بر مبنای رابطه (۵) و ضرایب برآورد شده در مرحله ۳، ضریب ریسک غیرسیستماتیک در مرحله ۱ به دو جزء درپیوند با شناخت و جزء باقی‌مانده تجزیه

می‌شود. نتایج بدست آمده در مرحله ۴ بیانگر آن است که شناخت می‌تواند تا حدود ۸۰درصد رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده را بازگو سازد.

بحث و نتیجه‌گیری

مدل مرتون (۱۹۸۷) به عنوان مبنای نظری قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک، رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده را متقن ندانسته و بر تعامل شناخت و ریسک غیرسیستماتیک مقید کرده‌است. ولی بررسی مطالعات تجربی نشان می‌دهد مقوله شناخت و اثر تعاملی آن با ریسک غیرسیستماتیک، در مطالعه رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده مغفول مانده است. بنابراین پژوهش حاضر با تمرکز بر اثر تعاملی شناخت و ریسک غیرسیستماتیک، رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده را تحلیل حساسیت کرده‌است. در این راستا در قالب رویکردهای تحلیل پرتفوی، رگرسیون فاما-مکبث (۱۹۷۳) و رویکرد پیشنهادی هو و لو (۲۰۱۶) به تبیین اثر شناخت بر قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک پرداخته‌است. نتایج پژوهش بر مبنای *سنجه‌های* مختلف ریسک غیر سیستماتیک، همراستا با نظریه مرتون (۱۹۸۷) شواهدی دال بر تاثیرپذیری رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده از شناخت ارائه می‌کند. به‌گونه‌ای‌که کنترل اثر شناخت، متناسب با دقت سنجه مورد استفاده و نمونه مورد بررسی، نتایج را تحت تاثیر قرار می‌دهد. به طور دقیق‌تر، پس از کنترل اثر شناخت در چارچوب تحلیل پرتفوی با طبقه‌بندی دوگانه، رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده در نمونه مربوط به بازه زمانی (۱۳۹۸-۱۳۹۰) معنی‌داری خود را از دست می‌دهد. در عین حال، در نمونه مربوط به بازه (۱۳۹۸-۱۳۸۴)، بازده پرتفوی‌های مصون سازی شده بر مبنای ریسک غیرسیستماتیک کماکان معنی‌داری خود را حفظ می‌کنند. ولی آلفای جنسن پرتفوی‌های کنترل شده بر مبنای سنجه‌های ATV و Turnover که مطابق استدلال پلتومکی[1] و همکاران (۲۰۱۸) دقت بالاتری دارند، فاقد معنی‌داری آماری هستند. به این معنا که عملکرد مثبت پرتفوی‌های متشکله توسط عوامل فراگیر احصا شده در مدل‌های مبنای محاسبه آلفا قابل توضیح است.

1. Peltomäki

در چارچوب رگرسیون فاما-مکبث (۱۹۷۳) ۳۸ الگوی متفاوت مورد ارزیابی قرار گرفت. شواهد بدست آمده نشان می‌دهد اثر شناخت بر رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده معنی‌دار بوده و احصا اثر آن مستقل از سنجه مورد استفاده، منجر به کاهش ضریب ریسک غیرسیستماتیک می‌شود. با این حال با توجه به معنی‌داری ضریب ریسک غیرسیستماتیک در تمامی الگوی‌های مورد بررسی، نمی‌توان قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک را ناشی از اثر شناخت دانست. تجزیه ضرایب رگرسیون بازده بر ریسک غیرسیستماتیک در چارچوب رویکرد پیشنهادی هو و لو (۲۰۱۶) نشان می‌دهد بالغ بر ۷۰درصد رابطه ریسک غیرسیستماتیک و بازده بر مبنای شناخت، قابل بازگو است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

ربیعی، ریحانه؛ راعی، رضا. (۱۳۹۴). بررسی عوامل تأثیرگذار بر بازدهی سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با تأکید بر نوسان غیرسیستماتیک جریان نقد. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۸(۳۰)، ۸۳-۱۱۳.

نیکوسخن، معین؛ فدایی نژاد، اسماعیل. (۱۳۹۵). اثر ویژگی‌های خاص شرکت بر ریسک غیرسیستماتیک اوراق‌بهادار: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۹(۳۶)، ۵-۲۷.

References

Ahluwalia, Saurabh (2018). "Effect of Online Searches on Stock Returns", *Accounting and Finance Research*, Vol. 7, No. 1; 2018, doi:10.5430/afr.v7n1p70

Ang, A., Hodrick, R. J., Xing, Y., & Zhang, X. (2006). The cross-section of volatility and expected returns. *Journal of Finance, forthcoming*.

Ang, A., Hodrick, R. J., Xing, Y., & Zhang, X. (2009). High idiosyncratic volatility and low returns: International and further US evidence. *Journal of Financial Economics*, *91*(1), 1-23.

Aslanidis, N., Christiansen, C., Lambertides, N., & Savva, C. S. (2019). Idiosyncratic volatility puzzle: influence of macro-finance factors. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, *52*(2), 381-401.

Aouadi, A., Arouri, M., & Teulon, F. (2013). Investor attention and stock market activity: Evidence from France. *Economic Modelling*, *35*, 674-681.

Bali, T. G., Cakici, N., & Whitelaw, R. F. (2011). Maxing out: Stocks as lotteries and the cross-section of expected returns. *Journal of Financial Economics*, *99*(2), 427-446.

Campbell, J. Y., Lettau, M., Malkiel, B. G., & Xu, Y. (2001). Have individual Stocks become more volatile? An empirical exploration of idiosyncratic risk. The Journal of finance, 56(1), 1-43.

Chemmanur, T. J., & Yan, A. (2019). Advertising, Attention, and Stock Returns. Quarterly Journal of Finance, 1950009. doi:10.1142/s2010139219500095

Chichernea, D. C., Ferguson, M. F., & Kassa, H. (2015). Idiosyncratic risk, investor base, and returns. *Financial Management*, *44*(2), 267-293.

Curme, C., Preis, T., Stanley, H. E., & Moat, H. S. (2014). Quantifying the semantics of search behavior before stock market moves. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, *111*(32), 11600-11605.

Da, Z., & Engelberg, J. P. Gao. 2011. *Search of Attention. The Journal of Finance*, *66*(5), 1461-1499.

Fama, E. F., & French, K. R. (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of financial economics*, *116*(1), 1-22.

Gordon, N., & Wu, Q. (2018). The high-volume return premium and changes in investor recognition. Pacific-Basin Finance Journal, 51, 121-136.

Gu, M., Kang, W., & Xu, B. (2018). Limits of arbitrage and idiosyncratic volatility: Evidence from China stock market. *Journal of Banking & Finance*, *86*, 240-258.

Hou, K., & Loh, R. K. (2016). Have we solved the idiosyncratic volatility puzzle?. *Journal of Financial Economics*, *121*(1), 167-194.

Huang, M. Y., Rojas, R. R., & Convery, P. D. (2019). Forecasting stock market movements using Google Trend searches. *Empirical Economics*, 1-19.

Jiang, X., & Lee, B. S., 2006, "The Dynamic Relation Between Returns and Idiosyncratic Volatility", Financial Management, Vol.35, No.2, PP.43:65

Kim, N., Lučivjanská, K., Molnár, P., & Villa, R. (2019). Google searches and stock market activity: Evidence from Norway. *Finance Research Letters*, *28*, 208-220.

Kumar, A., Ruenzi, S., & Ungeheuer, M. (2021). Daily winners and losers. *Available at SSRN 2931545*.

Levy, H. (1978). Equilibrium in an Imperfect Market: A Constraint on the Number of Securities in the Portfolio. *The American Economic Review*, *68*(4), 643-658.

Li, Y., Mu, Y., & Qin, T. (2021). Economic uncertainty: A key factor to understanding idiosyncratic volatility puzzle. *Finance Research Letters*, 101938.

Li, H., & Kumar, R. (2017). The Relation between Idiosyncratic Volatility and Expected Returns: A Statistical Artifact of Temporary Changes in Idiosyncratic Volatility. Working paper, 1-29.

Liang, C. Y., & Tang, Z. (2018). Idiosyncratic Return Volatility, Uncertainty, and Asset Pricing Implications. Uncertainty, and Asset Pricing Implications (March 12, 2018).

Mangee, N. (2018). Stock Returns and the Tone of Marketplace Information: Does Context Matter? *Journal of Behavioral Finance*, *19*(4), 396-406.

Mohrschladt, H., & Schneider, J. C. (2021). Idiosyncratic volatility, option-based measures of informed trading, and investor attention. *Review of Derivatives Research*, 1-24.

Mu, Y. (2018). Is IVOL puzzle a result of overreaction or underreaction? *Available at SSRN 3098075*.

Nikusokhan, Moien. Fadaei Nejad, Esmaaeil.,(2017). "The Impact of the Particular Characteristics of the Company on Idiosyncratic Risk of Securities Stock Exchanges Evidences from Tehran", Journal of securities exchange, 9(36), 5-27, (In Persian).

Peltomäki, J., Graham, M., & Hasselgren, A. (2018). Investor attention to market categories and market volatility: The case of emerging markets. *Research in International Business and Finance*, *44*, 532-546.

Qadan, M., & Shuval, K. (2021). Variance Risk and the Idiosyncratic Volatility Puzzle. *Finance Research Letters*, 102176.

Qu, Z., Liu, X., & He, S. (2019). Abnormal returns and idiosyncratic volatility puzzle: Evidence from the Chinese stock market. *Emerging Markets Finance and Trade*, *55*(5), 1184-1198.

Rabiee, Reihaneh., Raee, Reza., (2015). "To Review the Impact on Stock Return of the TSE Listed Companies with Emphasizing on Idiosyncratic Cash Flow volatility", 8(30), 83-113. (In Persian).

Rachwalski, M., & Wen, Q. (2016). Idiosyncratic risk innovations and the idiosyncratic risk-return relation. *The Review of Asset Pricing Studies*, *6*(2), 303-328.

Ruan, Jun (Tony), Qian Sun, and Yexiao Xu, (2019), On the Pricing Role of Idiosyncratic Risk, 4th round revision at the Journal of Financial Economics

Shi, Y., Liu, W. M., & Ho, K. Y. (2016). Public news arrival and the idiosyncratic volatility puzzle. *Journal of Empirical Finance*, *37*, 159-172.

Swamy, V., Dharani, M., & Takeda, F. (2019). Investor attention and Google Search Volume Index: Evidence from an emerging market using quantile regression analysis. *Research in International Business and Finance*, *50*, 1-17.

Tan, S. D., & Taş, O. (2019). Investor attention and stock returns: Evidence from Borsa Istanbul. Borsa Istanbul Review

Umutlu, M. (2015). Idiosyncratic volatility and expected returns at the global level. Financial Analysts Journal, 71(6), 58–71.

Vlastakis, N., & Markellos, R. N. (2012). Information demand and stock market volatility. Journal of Banking & Finance, 36(6), 1808-1821.

Yang, T., Liu, J., Ying, Q., & Yousaf, T. (2019). Media coverage and sustainable stock returns: evidence from China. *Sustainability*, *11*(8), 2335.

Zaremba, A. (2016). Is there low-risk anomaly across countries? Eurasian Economic Review, 69(1), 45–65.

Zhu, H., & Jiang, L. (2018). Investor recognition and stock returns: evidence from China. *China Finance Review International*.

COPYRIGHTS

This is an open access article under the CC BY-NC 4.0 license.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی