

## An Analysis of Idiosyncratic Volatility Anomaly

**Hamid Reza Heidari**

M.A in Financial Management, Faculty of Management, E-Branch of Islamic Azad University, Tehran, Iran, hrh5428@yahoo.com

**Elham Farzanegan\***

Assistant Professor, Department of Industrial Engineering, Faculty of Engineering, University of Nahavand, Nahavand, Iran (Corresponding Author) e.farzanegan@nahgu.ac.ir.

### Abstract

**Purpose:** This paper aims to investigate the pricing of idiosyncratic volatility in the Tehran Stock Exchange. Moreover, it examines whether the explanations proposed by previous studies for the idiosyncratic volatility anomaly in the developed markets can be applied to the evidence obtained from the Tehran Stock Exchange?

**Method:** the sample includes the firms that have positive book values, the non-financial intermediaries, and the firms with the fiscal year ending on the last day of March. To calculate idiosyncratic volatility, the firms with trading days less than once each month are excluded. The final sample consists of 48 firms listed in the Tehran Stock Exchange, over the period from 2008 to 2019. The hypothesis is examined by using the three-factor Fama and French (1993) model, the one-way portfolio sorting approach on idiosyncratic volatility, the two-way portfolio sorting on idiosyncratic volatility, and the five risk factor, and Fama and MacBeth (1973) cross-sectional regressions method.

**Results:** suggests a positive and statistically significant relationship between the idiosyncratic volatility and the future stock returns. This result is persistent after controlling for the Fama-French three risk factors (excess market return, SMB, and HML), the short-term reversal factor, the preference for lottery-type stocks, and the momentum factor (Carhart, 1997).

**Conclusion:** there is no evidence of the idiosyncratic volatility anomaly in the Tehran Stock Exchange; therefore, the investors should take into account the idiosyncratic volatility in their investment decisions. Furthermore, none of the explanations in the literature can explain the idiosyncratic volatility positive premium on the Tehran Stock Exchange.

**Contribution:** the idiosyncratic volatility anomaly was investigated mainly for developed markets and other developing countries. Moreover, the existing explanations about the idiosyncratic volatility anomaly have not yet been examined for the Tehran Stock Exchange. Therefore, this study aims to fill this gap to extend the literature on the emerging Tehran Stock Exchange.

**Keywords:** Cross-Sectional Stock Returns, Idiosyncratic Volatility Anomaly, Momentum, Preference for Lottery-Type Stocks, Short-Term Reversal.

### Research Article

Journal of Financial Accounting Knowledge, Vol.8, NO.2, Summer 2021, 135-171

DOI: 10.30479/jfak.2021.13362.2697

Received on 10 June, 2021 Accepted on 2 January, 2021

Copyright© 2021, Heidari & Farzanegan

Publisher: Imam Khomeini International University



## بررسی بی‌قاعدگی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک

حمیدرضا حیدری

کارشناسی ارشد مدیریت مالی، دانشکده مدیریت، واحد الکترونیکی دانشگاه آزاد اسلامی تهران مرکز، hrh5428@yahoo.com

الهام فرزانهگان\*

استادیار گروه مهندسی صنایع، دانشکده فنی و مهندسی، دانشگاه نهاوند (نویسنده مسئول). e.farzanegan@nahgu.ac.ir

### چکیده

**هدف:** این مقاله، بررسی قیمت‌گذاری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. همچنین بررسی می‌شود که آیا توضیحات بیان شده در ادبیات برای بی‌قاعدگی قیمت‌گذاری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در بازارهای توسعه یافته، برای شواهد تجربی مشاهده شده در بورس اوراق بهادار تهران نیز برقرار است.

**روش:** برای محاسبه نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک شرکت‌هایی که حداکثر یک روز معاملاتی طی هر ماه دارند حذف شدند. نمونه نهایی شامل ۴۸ شرکت فعال در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۷ لغایت ۱۳۹۸ شد. برای بررسی فرضیه‌های پژوهش، مدل سه عاملی فاما-فرنج (۱۹۹۳)، روش مرتب‌سازی یک‌طرفه پورتفوی بر مبنای نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک، روش مرتب‌سازی دوطرفه پورتفوی بر مبنای نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و پنج عامل ریسک، و نیز رگرسیون‌های مقطعی فاما-مک‌بث (۱۹۷۳)، مورد استفاده قرار گرفته است.

**یافته‌ها:** بیانگر وجود یک رابطه قویاً مثبت بین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار است. این نتیجه‌گیری بعد از کنترل اثر سه عامل ریسک فاما-فرنج (بازده مازاد بازار، اندازه، ارزش)، معکوس بازده کوتاه‌مدت، ترجیحات برای بازده حدی مثبت، و مومنتوم (کارهارت، ۱۹۹۷)، همچنان برقرار است.

**نتیجه‌گیری:** بی‌قاعدگی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران وجود ندارد؛ بنابراین، سرمایه‌گذاران می‌باید نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را نیز در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری مدنظر داشته باشند. علاوه، توضیحاتی که در ادبیات بیان شده است، برای شواهد بدست آمده در بورس اوراق بهادار تهران مبنی بر صرف مثبت نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک، پذیرفتنی نمی‌باشد.

**دانش افزایی:** در ادبیات، بی‌قاعدگی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک عمدتاً برای بازارهای توسعه یافته و در حال توسعه مورد بررسی قرار گرفته است. بالاخص اینکه توضیحات بیان شده در ادبیات در مورد وجود بی‌قاعدگی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در بازارهای توسعه یافته، تاکنون برای بورس اوراق بهادار تهران، مورد بررسی قرار نگرفته است. بر این اساس، در پژوهش پیش‌رو هدف پرکردن این شکاف برای گسترش ادبیات پیرامون بورس اوراق بهادار تهران است.

**واژگان کلیدی:** بازده مقطعی سهام، بی‌قاعدگی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک، ترجیحات برای بازده حدی مثبت، معکوس بازده کوتاه‌مدت، مومنتوم.

مقاله پژوهشی

\* دانش حسابداری مالی، دوره ۸، شماره ۲، پیاپی ۲۹، تابستان ۱۴۰۰، صص. ۱۳۵-۱۷۱

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۹/۳/۲۱ تاریخ پذیرش نهایی: ۱۳۹۹/۱۰/۱۳

ناشر: دانشگاه بین المللی امام خمینی (ره)



## ۱- مقدمه

در مدل‌های کلاسیک قیمت‌گذاری دارایی‌ها، ریسک بر اساس نوسان‌پذیری کل قیمت دارایی اندازه گرفته می‌شود. از میان مولفه‌های ریسک کل یک دارایی، تنها ریسک سیستماتیک و نه ریسک غیرسیستماتیک<sup>۱</sup> است که قیمت‌گذاری می‌شود (بلک<sup>۲</sup>، ۱۹۷۲). به دنبال آن فاما و مک‌بت<sup>۳</sup> (۱۹۷۳) نیز در مطالعه‌ای نشان دادند که مولفه نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک<sup>۴</sup> در کشور آمریکا قیمت‌گذاری نمی‌شود. در نتیجه، در تعادل بازار و تحت فرض کامل بودن بازار، ریسک خاص شرکت در سری بازده مقطعی سهام قیمت‌گذاری نمی‌شود. مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای نشان می‌دهد که در بازارهای بدون اصطکاک، ریسک غیرسیستماتیک نقشی در قیمت‌گذاری دارایی‌ها ندارد (شارپ، ۱۹۶۴؛ لیتنر، ۱۹۶۵؛ بلک، ۱۹۷۲)؛ و از این رو، با بازده مورد انتظار مرتبط نمی‌باشد؛ چرا که ریسک غیرسیستماتیک را می‌توان بدون هزینه از طریق متنوع‌سازی حذف نمود. این استدلال بر پایه این فرض قرار دارد که سرمایه‌گذاران می‌توانند بطور کامل سبد سرمایه‌گذاری خود را متنوع‌سازی نمایند.

به هر حال، مطالعات نشان می‌دهد که در واقعیت امکان متنوع‌سازی کامل برای سرمایه‌گذاران وجود ندارد (تسار و ورنر<sup>۵</sup>، ۱۹۹۵؛ گوتمن و کومار<sup>۶</sup>، ۲۰۰۸؛ پولکودینچنکو<sup>۷</sup>، ۲۰۰۵). پس، نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در فرآیند قیمت‌گذاری دارایی‌ها و مطالعات مقطعی بازده سهام نیز از اهمیت برخوردار خواهد بود. در ادبیات دلایل مختلفی برای متنوع‌سازی ناقص ذکر شده است که به مشخصه‌های سرمایه‌گذاران مانند سطح ثروت شخصی<sup>۸</sup> (لیو<sup>۹</sup>، ۲۰۰۸)، ترجیحات نسبت به ریسک<sup>۱۰</sup> (لیو، ۲۰۰۸)، تورش‌های رفتاری یا فرهنگی<sup>۱۱</sup> (هابرمن<sup>۱۲</sup>، ۲۰۰۱؛ گوئیسو و همکاران<sup>۱۳</sup>، ۲۰۰۹؛ سیگل و همکاران<sup>۱۴</sup>، ۲۰۱۱؛ چن و همکاران<sup>۱۵</sup>، ۲۰۱۰) و هزینه‌های اطلاعاتی<sup>۱۶</sup> (مرتون<sup>۱۷</sup>، ۱۹۸۷؛ ون نیووربارق و ولدکام<sup>۱۸</sup>، ۲۰۱۰) مربوط می‌شود. طبق تئوری‌های مالی، حتی در صورت محدودیت سرمایه‌گذاران در متنوع‌سازی سبد سرمایه‌گذاری، انتظار بر این است که رابطه مثبتی بین ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام وجود داشته باشد؛ به عبارتی دیگر سرمایه‌گذاران بابت ریسک غیرسیستماتیک، بازده بیشتری تقاضا می‌کنند (مرتون، ۱۹۸۷؛ لوی<sup>۱۹</sup>، ۱۹۷۸).

در مقابل، آنگ و همکاران<sup>۲۰</sup> (۲۰۰۶ و ۲۰۰۹) با استفاده از مدل سه عاملی فاما-فرنچ نشان دادند که طی یک ماه گذشته، سهام شرکت‌هایی با ریسک غیرسیستماتیک بیشتر، بازده پایین‌تری را برای داده‌های کشور آمریکا تجربه کرده‌اند. برای بررسی توان نتایج، آن‌ها همچنین داده‌های کشورهای G7 را مورد بررسی قرار داده و نشان دادند که رابطه قویاً منفی مشاهده شده بین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده سهام در کشور آمریکا برای ۲۲ بازار سهام دیگر کشورهای توسعه یافته همچنان برقرار است؛ به این مفهوم که در این کشورها، سهام شرکت‌های

با نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک پایین، متوسط بازده بالاتری را حاصل می‌کند. در ادبیات، این یافته تجربی تحت عنوان معمای IVOL<sup>۱۱</sup> معرفی و شناخته شده است؛ چرا که تئوری مالی یا چنین رابطه‌ای را نتیجه نگرفته است؛ یا حداقل وجود یک رابطه مثبت بین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده آتی را پیش‌بینی کرده است.

آنگ و همکاران (۲۰۰۶ و ۲۰۰۹) مطالعات خود را روی بازارهای توسعه یافته متمرکز نمودند و توان نتایج خود را برای بازارهای نوظهور مورد بررسی قرار ندادند. از این رو، این مطالعه، به دنبال برطرف کردن این شکاف است و قیمت‌گذاری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را برای یکی از بازارهای نوظهور یعنی بورس اوراق بهادار تهران مورد توجه قرار داده است. به بیان دیگر، در این مقاله به بررسی این مهم پرداخته می‌شود که آیا توضیحاتی که در ادبیات (برخی از آن‌ها) برای قیمت‌گذاری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در بازار آمریکا و سایر کشورهای توسعه یافته بیان شده است، برای بورس اوراق بهادار تهران به عنوان یک بازار ناهمگن، نیز پذیرفته می‌شود؟ این بازار اوراق بهادار از مفروضات مالی مدرن بسیار فاصله دارد؛ وجود اصطکاک در بازار، ناکارایی اطلاعاتی و اینکه امکان متنوع‌سازی کامل پورتنفوی مطابق دیدگاه مارکوئیتز<sup>۲۲</sup> (۱۹۵۲)، برای بورس اوراق بهادار تهران دور از واقعیت است.

از طرف دیگر، در مقایسه با بازارهای توسعه یافته، میزان و درجه شفافیت اطلاعات خاص هر شرکت در بازارهای نوظهور از جمله در بورس اوراق بهادار تهران بسیار پایین است. حال در صورت وجود اطلاعات در سطح شرکت، بخش زیادی از ریسک کل دارایی به عوامل خاص شرکت نسبت داده می‌شود. در صورت عدم وجود چنین اطلاعاتی، سرمایه‌گذاران در تجزیه و تحلیل‌هایشان فقط می‌توانند بر ریسک بازار تمرکز نمایند. حال، با توجه به چشم‌انداز آزادسازی مالی و ادغام بازار سرمایه ایران با بازارهای جهانی، نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک از اهمیت بیشتری برخوردار خواهد شد چرا که موجب تولید اطلاعات خاص شرکت می‌شود و معامله بر اساس این اطلاعات خاص شرکت، افزایش نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را در پی دارد؛ از این رو، سرمایه‌گذاری تنها در صورتی سودآور خواهد بود که مدیران پورتنفوی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مرتبط با عوامل خاص شرکت را نیز در تجزیه و تحلیل‌های خود، در نظر بگیرند و بابت پذیرش آن صرفی را تقاضا نمایند. به علت ناهمگن بودن بازار کشورهای مختلف، مطالعه مجزای نوسان‌پذیری برای بازار اوراق بهادار در سطح یک کشور، بررسی بهتر پیرامون داده‌های آن کشور و نیز مدل‌سازی‌های مربوطه را فراهم می‌کند؛ همچنین برای طراحی استراتژی سرمایه‌گذاری نیز مفیدتر خواهد بود.

بدین منظور، به پیروی از پژوهش‌های مرتبط و با تاکید بر مطالعه انجام شده توسط آنگ و همکاران (۲۰۰۶) و جو و همکاران<sup>۲۳</sup> (۲۰۱۸)، به منظور اندازه‌گیری ریسک غیرسیستماتیک، مدل رگرسیون سه عاملی فاما-فرنج<sup>۲۴</sup> (۱۹۹۳) برای تخمین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک سهام

هر شرکت در بورس اوراق بهادار تهران، برآورد می‌گردد. سپس با استفاده از رویکرد مرتب‌سازی یک طرفه پورتنفوی بر مبنای نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک، به تجزیه و تحلیل رابطه بین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده آتی سهام شرکت‌ها، پرداخته می‌شود. در ادامه، به منظور بررسی نقش توضیحات بیان شده در ادبیات برای بی‌قاعدگی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک آنگ و همکاران (۲۰۰۶ و ۲۰۰۹)، از رویکرد مرتب‌سازی دوطرفه پورتنفوی با هدف کنترل اثر این عوامل ریسک بر رابطه بین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار، استفاده می‌شود. در پایان، مدل رگرسیون مقطعی فاما-مک‌بث (۱۹۷۳) به منظور بررسی توان نتایج قبلی حاصل از تجزیه و تحلیل یک طرفه پورتنفوی (مبتنی بر نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک) و نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل دوطرفه پورتنفوی (مبتنی بر نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و هر یک از عوامل ریسک)، بکار گرفته می‌شود.

ادامه این مقاله به شرح زیر است. در بخش ۲، مبانی نظری پژوهش و پیشینه مطالعات تجربی انجام گرفته در رابطه با موضوع قیمت‌گذاری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بیان می‌گردد. در بخش ۳، روش‌شناسی پژوهش و داده‌های مورد استفاده، معرفی می‌شود. در بخش ۴، نتایج تجربی ارائه می‌شود؛ و برای بررسی صحت نتایج، آزمون قوت نتایج نیز انجام می‌شود. در بخش ۵، نتیجه‌گیری و پیشنهادهای کاربردی و پیشنهادهای آتی مقاله ارائه می‌شود.

## ۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

مارکوئیتز (۱۹۵۲) در تئوری مدرن پورتنفوی توضیح می‌دهد که نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک به آسانی و بدون هزینه متنوع‌سازی می‌شود، از این رو سرمایه‌گذاران نمی‌توانند صرف ریسکی را بابت تحمل آن، مطالبه نمایند. در مقابل، مرتون (۱۹۸۷) بیان می‌کند که پورتنفویهای سرمایه‌گذاران در دنیایی با اطلاعات ناکامل، لزوماً بطور کامل متنوع نخواهد شد. در چنین شرایطی، سرمایه‌گذاران ممکن است صرف و جبرانی را بابت تحمل ریسک غیرسیستماتیک تقاضا نمایند. برخلاف ادبیات موجود، اخیراً آنگ و همکاران (۲۰۰۶ و ۲۰۰۹) نشان دادند که یک رابطه قویاً منفی بین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده سهام در آمریکا و ۲۲ بازار سهام دیگر کشورهای توسعه یافته برقرار است؛ به این مفهوم که سهام شرکت‌های دارای نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک پایین، متوسط بازده بالاتری را بدست می‌دهند.

یافته‌های آنگ و همکاران (۲۰۰۶) راجع به صرف منفی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک، توجه پژوهشگران بسیاری را جلب کرده است. علی‌رغم اینکه تئوری‌های مالی کلاسیک توانسته‌اند رابطه مثبت بین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده مقطعی مورد انتظار را بطور قابل قبولی توضیح دهند، اما ارائه توضیحات قابل قبول برای وجود رابطه منفی، در ادبیات همچنان در دست بررسی است. با این حال، اخیراً مطالعات تجربی به ارائه توضیحات متعددی

راجع به قیمت‌گذاری منفی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک برای بازار آمریکا پرداخته‌اند و بی‌قاعدگی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را ناشی از دلایل متعددی از جمله معکوس بازده در کوتاه‌مدت<sup>۲۵</sup> (هانگ و همکاران<sup>۲۶</sup>، ۲۰۰۹؛ فو، ۲۰۰۹)، ترجیحات برای سهام شرکت‌هایی که قیمت پایین اما ریسک غیرسیستماتیک و چولگی غیرسیستماتیک بالا دارند<sup>۲۷</sup> (بالی و همکاران<sup>۲۸</sup>، ۲۰۱۱)، آریتراز نامتقارن<sup>۲۹</sup> (استمباق و همکاران<sup>۳۰</sup>، ۲۰۱۵) و مومنتوم<sup>۳۱</sup> (جاگادیش و تیتن<sup>۳۲</sup>، ۱۹۹۳) نسبت داده‌اند که در ادامه به توضیح هر کدام از عوامل فوق پرداخته می‌شود.

## ۲-۱. ترجیحات برای سهام شرکت‌های با بازده حدی مثبت

برخی مطالعات، نتایج تجربی بدست آمده مربوط به معمای نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را به ترجیحات سرمایه‌گذاران برای سهام شرکت‌هایی که قیمت پایین اما ریسک غیرسیستماتیک و چولگی غیرسیستماتیک بالا دارند (کومار<sup>۳۳</sup>، ۲۰۰۹)؛ و از این رو، احتمال دریافت عایدی بزرگ<sup>۳۴</sup> اندک دارند (بالی و همکاران، ۲۰۱۱) نسبت داده‌اند. در این میان، بالی و همکاران (۲۰۱۱) نشان دادند که سهام شرکت‌هایی که بازده حدی مثبت در ماه گذشته داشته‌اند، در دوره آینده گرایش به عملکرد ضعیف دارند. آن‌ها دریافتند که در چارچوبی که سرمایه‌گذاران در جستجوی سهام شرکت‌هایی که قیمت پایین اما ریسک غیرسیستماتیک و چولگی غیرسیستماتیک بالا دارند و نیز در چارچوبی که بسیاری از سرمایه‌گذاران به طور ضعیف می‌توانند به متنوع‌سازی بپردازند، وارد کردن ماکزیمم بازده روزانه، معمای رابطه منفی بین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده را معکوس می‌کند.

## ۲-۲. معکوس بازده ماهانه سهام در کوتاه‌مدت

پدیده معکوس بازده به این مفهوم است که بازده غیرعادی<sup>۳۵</sup> مثبت در ماه گذشته گرایش به برگشت دارد، به گونه‌ای که به بازده غیرعادی منفی در ماه بعدی منجر می‌شود. هانگ و همکاران (۲۰۰۹) و فو<sup>۳۶</sup> (۲۰۰۹) ادعا می‌کنند که نتایجی که آنگ و همکاران (۲۰۰۶) و همکاران (۲۰۰۹) مبنی بر بی‌قاعدگی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بدست آورده‌اند به علت پدیده معکوس بازده ماهانه سهام شرکت‌های کوچک اما با نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بالا، می‌باشد. بویژه اینکه، سهام شرکت‌های با نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بالا، بازده همزمان<sup>۳۷</sup> بالایی را نیز نتیجه می‌دهد. این نتایج تا حد بالایی به همبستگی سریالی منفی در بازده ماهانه و رابطه همزمان و مثبت بین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک تحقق یافته<sup>۳۸</sup> و بازده سهام مرتبط شده است. به هر حال، آن‌ها نتوانستند توضیحی برای وجود پدیده معکوس بازده سهام ارائه نمایند.

## ۲-۳. آریترایز نامتقارن

استمباق و همکاران (۲۰۱۵) بیان می‌کنند که رابطه منفی بین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده آتی را می‌توان با ویژگی عدم تقارن در آریترایز که خود ناشی از محدودیت در فروش استقراضی است، توضیح داد. به بیان دیگر، آن‌ها با در نظر گرفتن مفهوم آریترایز نامتقارن مبنی بر اینکه خرید سهامی که پایین‌تر از ارزش ذاتی قیمت‌گذاری شده<sup>۳۹</sup> در مقایسه با فروش استقراضی<sup>۴۰</sup> سهامی که بیشتر از ارزش ذاتی قیمت‌گذاری شده است<sup>۴۱</sup> برای اکثر سرمایه‌گذاران کار آسان‌تری است، در کنار مفهوم ریسک آریترایز که از ریسک نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک نتیجه می‌شود، توانستند رابطه منفی بین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و متوسط بازده را توجیه نمایند. بویژه اینکه، سهام شرکت‌های با نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بالاتر، از ریسک آریترایز بزرگ‌تری برخوردار هستند که از این رو می‌باید نسبت به قیمت‌گذاری اشتباه که امکان حذف توسط آریترایزگران را ندارد، مستعدتر باشند. از این رو در میان سهام شرکت‌هایی که بیشتر از ارزش ذاتی قیمت‌گذاری می‌شوند، اثر نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بر بازده انتظاری می‌باید منفی باشد و آن‌هایی که نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بزرگ‌تر دارند می‌باید بالاتر از بقیه قیمت‌گذاری شوند.

به همین شکل، در میان سهام شرکت‌های پایین‌تر قیمت‌گذاری شده اثر نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک می‌باید مثبت باشد؛ چرا که سهام شرکت‌های با بالاترین سطح نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک، در پایین‌ترین حد، قیمت‌گذاری می‌شوند. در صورت وجود ویژگی آریترایز نامتقارن، به هر حال، عمل آریترایز می‌باید قیمت‌گذاری پایین صورت گرفته را بیشتر از قیمت‌گذاری بالا حذف کند، زیرا مقدار سرمایه آریترایز اختصاص داده شده به موقعیت‌های فروش<sup>۴۲</sup> در مقایسه با موقعیت‌های خرید<sup>۴۳</sup> بیشتر است. در نتیجه، اثر نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک منفی میان سهام شرکت‌های بالا قیمت‌گذاری شده می‌باید قوی‌تر از اثر نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مثبت میان سهام شرکت‌های پایین ارزش‌گذاری شده، باشد. در کل برای همه سهام شرکت‌ها، اثر نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک منفی می‌باید غالب باشد و معمای نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را ایجاد کند.

آریترایز نامتقارن علاوه بر سهام، در سطح سرمایه‌گذاران نیز وجود دارد. برخی سرمایه‌گذاران بیشتر قادر هستند یا بیشتر متقاضی خرید در مقایسه با سایرین هستند، و برخی سهام شرکت‌ها را راحت‌تر می‌توانند خریداری نمایند.

## ۲-۴. مومنتوم

جاگادیش و تیتمن (۱۹۹۳) اثر مومنتوم در قیمت‌های سهام را گزارش داده‌اند؛ این اثر پیش‌بینی می‌کند که سهام شرکت‌هایی که در گذشته بازده بالاتری داشته است، همچنان در آینده

عملکرد برتری را طی دوره‌های کوتاه‌مدت و میان‌مدت، نسبت به سهام شرکت‌هایی که بازده پایین داشته، نشان می‌دهد؛ از این رو، بازده دوره گذشته به پیش‌بینی بازده آینده کمک می‌کند. به هر حال، در ادبیات مطالعات متعددی برای بازه‌های زمانی مختلف و برای کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته پیرامون این موضوع انجام شده که به نتایج متفاوتی دست یافته‌اند. برای مثال، در سطح کل بازار<sup>۴۴</sup>، پژوهش‌های اخیر انجام شده برای آمریکا شامل گویال و سانتا-کلارا<sup>۴۵</sup> (۲۰۰۳)، و جیانگ و لی<sup>۴۶</sup> (۲۰۰۶) بیانگر یک رابطه مثبت و معنادار بین ریسک غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار بازار می‌باشد؛ همینطور، پژوهش‌های صورت گرفته در سطح شرکت‌ها<sup>۴۷</sup> از جمله ژو و مالکیل<sup>۴۸</sup> (۲۰۰۳)، اسپیکل و وانگ<sup>۴۹</sup> (۲۰۰۵)، چوا و همکاران<sup>۵۰</sup> (۲۰۰۶) و فو (۲۰۰۹)، نیز بر یک رابطه مثبت دلالت دارند. بالی و همکاران<sup>۵۱</sup> (۲۰۰۵) یافتند که نتایج گویال و سانتا-کلارا (۲۰۰۳) عمدتاً برای سهام شرکت‌های کوچک برقرار می‌باشد و تا حدودی در نتیجه صرف تقدینگی است. بالی و همکاران (۲۰۰۵) و وی و ژانگ<sup>۵۲</sup> (۲۰۰۵) یافتند که نتایج گویال و سانتا-کلارا (۲۰۰۳) در صورت تعمیم دوره نمونه به قوت خود باقی نمی‌ماند. احمد و الحداب<sup>۵۳</sup> (۲۰۲۰) نشان دادند که یک رابطه منفی از نظر آماری معنادار بین ریسک غیرسیستماتیک و بازده مومنتوم برای سهام شرکت‌های با سطح تکنولوژی پایین برقرار است. فتر و همکاران<sup>۵۴</sup> (۲۰۲۰) به بررسی تأثیر شوک نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بر بازده مقطعی سهام پرداختند. آن‌ها نتیجه گرفتند که سهام شرکت‌های با شوک‌های مثبت نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در آینده از عملکرد ضعیفی برخوردار خواهند بود. فدان و همکاران<sup>۵۵</sup> (۲۰۱۹) نشان دادند که رابطه منفی بین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده آتی سهام در دوره‌های با شاخص نوسان‌پذیری<sup>۵۶</sup> بالا برقرار است. لی و همکاران<sup>۵۷</sup> (۲۰۱۹) با در نظر گرفتن دارایی‌های نامشهود<sup>۵۸</sup> و تخمین دو مرحله‌ای مدل رگرسیون فاما-مک‌بث، نتیجه گرفتند که معمای نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک همچنان برقرار است. مک‌لین<sup>۵۹</sup> (۲۰۱۰) نشان داد که ویژگی معکوس بازده تنها در میان سهام با سطح بالای ریسک غیرسیستماتیک شایع است. اگینتون و هور<sup>۶۰</sup> (۲۰۱۸) یک رابطه مثبت بین عامل معکوس بازده در کوتاه‌مدت، معمای نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و ترجیحات برای بازده حدی مثبت را نتیجه گرفتند.

ملاحظه می‌شود که پژوهش‌های انجام شده در این زمینه اکثراً به کشور آمریکا و سایر کشورهای توسعه یافته محدود شده است و با این حال هم، تاکنون نتایج تجربی مشخصی در این رابطه بدست نیامده است. در این میان، برخی پژوهشگران به بررسی و ارائه توضیحی برای وجود بی‌قاعدگی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک پرداخته‌اند. هو و لوح<sup>۶۱</sup> (۲۰۱۴) توان توضیح‌دهندگی ترجیحات نسبت به سهام شرکت‌هایی با بازده حدی مثبت<sup>۶۲</sup> را برای معمای نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک ارزیابی کردند. آن‌ها یافتند که ترجیحات نسبت به سهام



شرکت‌هایی با بازده حدی مثبت، می‌تواند به طور قابل قبولی این معما را توضیح دهد. نارتی و همکاران<sup>۶۳</sup> (۲۰۱۳) و هو و لوح (۲۰۱۴) در پژوهش خود نیز متغیر مومنتوم را به عنوان یکی از عوامل تأثیرگذار بر بی‌قاعدگی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در نظر گرفتند. مالاگون و همکاران<sup>۶۴</sup> (۲۰۱۸) نتیجه گرفتند که در دوران بعد از رکود بی‌قاعدگی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک برای سهام شرکت‌های با ریسک غیرسیستماتیک بالا برقرار نمی‌باشد. علت این است که قیمت‌گذاری شرطی نقدشوندگی، موجب یک اصلاح در قیمت‌های سهام شرکت‌های با سطوح بالای نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک می‌شود. سان و جیون<sup>۶۵</sup> (۲۰۱۹) نتیجه گرفتند که رابطه منفی بین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار بعد از کنترل برای چندین عامل ریسک از جمله بتای بازار، مومنتوم، نقدشوندگی و عامل معکوس بازده همچنان برقرار است.

در پژوهش‌های انجام شده برای بازارهای نوظهور که تعدادشان اندک نیز می‌باشد، نارتی و همکاران<sup>۶۶</sup> (۲۰۱۱) یک رابطه مثبت بین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده مقطعی سهام برای کشورهای سنگاپور، تایلند، مالزی، و اندونزی یافتند؛ اما هیچگونه رابطه‌ای برای کشور فیلیپین بدست نیامد. درو و ریراقاوان<sup>۶۷</sup> (۲۰۰۲) اثر مثبت نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را در کشورهای مالزی، فیلیپین، هنگ کنگ و هند گزارش کردند. آن‌ها در مطالعه خود معیاری متفاوت از آنچه که آنگ و همکاران (۲۰۰۶ و ۲۰۰۹) برای نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک استفاده کرده بودند، بکار بردند؛ و داده‌هایی با بازه زمانی متفاوت مورد استفاده قرار دادند. پوکتانتونگ-لی و ویسالنادچوتی<sup>۶۸</sup> (۲۰۰۹) نیز برای ۳۶ کشور از جمله مالزی، سنگاپور، تایلند و فیلیپین، اثر مثبت نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را گزارش کردند. آن‌ها به جای نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک تحقق یافته، از تخمین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک شرطی مبتنی بر مدل EGARCH استفاده کردند و سپس رگرسیون‌های فاما-مک‌بث را به جای رویکرد مرتب‌سازی پورتنفوی بکار گرفتند. وانگ و همکاران<sup>۶۹</sup> (۲۰۱۶) به رابطه معنادار از نظر آماری بین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار دست نیافتند. به هر حال، آن‌ها یک رابطه مثبت را در بازار سهام شانگهای نتیجه گرفتند. آن‌ها همچنین نشان دادند که این رابطه مثبت بعد از آزادسازی مالی بازار در سال ۲۰۰۵ از بین می‌رود. این یافته به نوعی تاییدی است از ادعای مرتون (۱۹۸۷) مبنی بر اینکه رابطه مثبت بین بازده مازاد و نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک زمانی وجود دارد که متنوع‌سازی دارایی‌ها با محدودیت همراه باشد. عزیز و انصاری<sup>۷۰</sup> (۲۰۱۷) یک رابطه مثبت بین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده آتی سهام برای کشور هند نتیجه گرفتند. آن‌ها نشان دادند که این رابطه بعد از کنترل برای عوامل اندازه، مومنتوم، اثرات عدم نقدینگی و چولگی جمعی متغیرها<sup>۷۱</sup> همچنان برقرار است. لیو و همکاران<sup>۷۲</sup> (۲۰۱۹) با استفاده از مدل پنج عاملی فاما-فرنچ به یک رابطه مثبت بین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار در

بازار سهام چین دست یافتند. آن‌ها همچنین نشان دادند که این نتیجه‌گیری بعد از کنترل برای ترجیحات برای سهام شرکت‌هایی که قیمت پایین اما ریسک غیرسیستماتیک و چولگی غیرسیستماتیک بالا دارند، و احساسات سرمایه‌گذاران، به قوت خود باقی است. ملاحظه می‌شود که نتایج فوق که برای کشورهای در حال توسعه بدست آمده است خلاف یافته‌های حاصل شده برای آمریکا و سایر بازارهای توسعه یافته می‌باشد. با این حال، نارتنی و همکاران (۲۰۱۳) صرف منفی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را در بازار سهام چین نتیجه گرفتند، هر چند که آن‌ها هیچگونه شواهدی مبنی بر روند بلندمدت در رفتار سری زمانی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بدست نیاوردند. برای بازار سهام چین، جو و همکاران (۲۰۱۸) نیز بی‌قاعدگی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را نتیجه گرفتند. آن‌ها همچنین به بررسی نقش عامل ریسک مومنتوم در توضیح بی‌قاعدگی صرف نوسان‌پذیری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک پرداختند و به این نتیجه رسیدند که صرف منفی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بعد از کنترل برای برخی عوامل ریسک از جمله مومنتوم همچنان برقرار است.

موضوع نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران، نیز مورد توجه پژوهشگران قرار گرفته است. بدری و همکاران (۲۰۱۴) به آزمون قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک با تاکید بر قابلیت آن در تدوین استراتژی‌های معاملاتی پرداخته‌اند. نتایج حاصل از رویکرد تحلیل پورتنفوی و رگرسیون فاما-مک‌بث بیانگر وجود صرف مثبت ریسک غیرسیستماتیک می‌باشد. یافته‌های آن‌ها همچنین دلالت دارد بر اینکه رابطه منفی بین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و سود، نمودی از خلاف قاعده اقلام تعهدی است. مجدداً عرب‌مازار یزدی و همکاران (۲۰۱۶) در پژوهشی دیگر، نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را بر اساس مدل تک عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مدل سه عاملی فاما-فرنج، مدل چهار عاملی کارهارت، تخمین زده‌اند. نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل پورتنفوی، حکایت از وجود صرف ریسک مثبت ریسک غیرسیستماتیک، دارد. نیکوسخن و فدایی‌نژاد (۲۰۱۸) به بررسی رابطه میان ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام در چارچوب مدل GARCH-in mean در بورس تهران پرداخته‌اند. آن‌ها ریسک غیرسیستماتیک را بر اساس معادله واریانس شرطی تخمین زده‌اند. بر طبق نتایج، حدود یک سوم بازار رابطه معنی‌داری را میان ریسک غیرسیستماتیک و بازده نشان می‌دهند. بطور دقیق‌تر، انتظار می‌رود ریسک غیرسیستماتیک اغلب شرکت‌ها بطور منفی قیمت‌گذاری شود. بررسی ویژگی‌های شرکت نیز نشان می‌دهد که عوامل توضیح دهنده رابطه مثبت ریسک غیرسیستماتیک و بازده متفاوت هستند از عواملی که رابطه منفی را توضیح می‌دهند. قلی‌پورخانقاه و همکاران (۲۰۱۷) ریسک غیرسیستماتیک را براساس انحراف معیار مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای اندازه گرفته و با استفاده از روش تجزیه و تحلیل پورتنفوی ماهانه و آزمون رابطه یکنواختی به این نتیجه رسیدند که در

شرایط وجود اصطکاک بازار، رابطه یکنواختی بین ریسک غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار وجود ندارد. سلیمانی و عرب صالحی (۲۰۱۹) در پژوهشی اهمیت ویژگی‌های خاص شرکتی را برای نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک با استفاده از مدل‌های CAPM و EGARCH جهت تخمین به ترتیب نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک غیرشرطی و نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک شرطی، در بورس اوراق بهادار تهران نتیجه گرفتند. لازم به ذکر است که این محققین موضوع بی‌قاعدگی قیمت‌گذاری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک یا به عبارتی رابطه بین بازده مورد انتظار و نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را مورد بررسی قرار نداده‌اند.

موضوع قیمت‌گذاری صرف ریسک را می‌توان علاوه بر نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بازده مقطعی سهام برای سایر عوامل ریسک در بازارهای مالی نیز مطرح نمود. اخیراً جعفری و همکاران (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای ادعا کردند که تغییرات دما به عنوان یکی از عوامل عدم اطمینان در آینده شرکت محسوب می‌شود و می‌تواند شرکت را در معرض ریسک کاهش سود آتی قرار دهد. از این رو، به آزمون قیمت‌گذاری صرف ریسک دما در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل پورتفوی فاما و فرنیچ و نیز پورتفوی صنعت دلالت بر این دارد که سرمایه‌گذاران اخبار و اطلاعات مربوط به تغییرات دما در یک سال آینده را مهم تلقی کرده و به ازای تحمل ریسک تغییرات این متغیر در یک سال آینده، بازده مورد انتظار بالاتری طلب می‌کنند.

مرور ادبیات نشان می‌دهد که مطالعات انجام گرفته در خارج از کشور به نتایج مشخصی راجع به رابطه بین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده آتی، برای کشورهای مختلف دست نیافته‌اند. همچنین عمده مطالعات انجام گرفته در ایران پیرامون معرفی روش‌های مختلف جهت تخمین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک برای بررسی دقیق و دست‌یابی به نتایج استوار از ارتباط بین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار بوده است. از طرف دیگر، همانطور که مرور ادبیات نشان می‌دهد، اخیراً بسیاری از مطالعات به دنبال ارائه توضیحی برای یافته آنگ و همکاران (۲۰۰۶ و ۲۰۰۹) برای کشورهای مختلف هستند. در این زمینه، در ایران تنها بدری و همکاران (۲۰۱۴) نشان دادند که رابطه بین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده آتی تحت تأثیر متغیرهای بتا، اندازه شرکت، نقدشوندگی، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و اهرم مالی قرار نمی‌گیرد بلکه ناشی از محتوای اطلاعاتی ریسک غیرسیستماتیک در خصوص سود است. در مطالعه‌ای دیگری، عرب‌مازار یزدی و همکاران (۲۰۱۶) قوت نتایج خود مبنی بر قیمت‌گذاری مثبت نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را با استفاده از شیوه‌های مختلف تخمین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک (براساس مدل تک عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مدل سه عاملی فاما-فرنیچ، مدل چهار عاملی کارهارت)، با منظور نمودن تأثیر معاملات اندک و الگوی وزنی، مورد ارزیابی قرار داده‌اند. این پژوهشگران متغیر مومنتوم را به عنوان یک متغیر

مستقل و عامل ریسک سیستماتیک برای توضیح تغییرات بازده مقطعی سهام دوره جاری، در مدل کارهاترت جهت تخمین پسماندهای این مدل (برای محاسبه نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک)، وارد مدل فاما-فرنج (۱۹۹۳) نموده‌اند نه به عنوان یک متغیر کنترل برای توضیح قیمت‌گذاری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک یا به عبارتی برای توضیح رابطه مثبت بین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده مقطعی مورد انتظار سهام. در واقع، هدف این پژوهشگران بررسی قوت نتایج بدست آمده با استفاده از روش‌های مختلف تخمین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بوده است نه ارائه توضیحاتی برای وجود صرف مثبت نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران. محمدی و آسیما (۲۰۱۹) با تاکید بر عامل ریسک آربیتراژ و با استفاده از مدل پنج عاملی فاما و فرنج، رویکرد تجزیه و تحلیل پورتنفوی و رگرسیون‌های مقطعی فاما-مک‌بث نتیجه گرفتند که رابطه میان ریسک غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار منفی است. آن‌ها رویکرد مرتب‌سازی دوطرفه پورتنفوی را بر مبنای نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و ریسک آربیتراژ مورد توجه قرار داده‌اند. در مقابل، در این مقاله به پیروی از آنگ و همکاران (۲۰۰۶) و جو و همکاران (۲۰۱۸) نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک تحقق یافته با استفاده از مدل سه عاملی فاما-فرنج (۱۹۹۳) تخمین زده می‌شود. سپس برای بررسی قیمت‌گذاری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران از رویکرد مرتب‌سازی یک طرفه و دوطرفه پورتنفوی، بر مبنای دسته گسترده‌تری از عوامل توضیح‌دهنده بی‌قاعدگی قیمت‌گذاری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک که در ادبیات تجربی برای کشور آمریکا و سایر کشورهای توسعه یافته تایید شده است، و نیز رگرسیون‌های مقطعی فاما-مک‌بث استفاده شده است. رگرسیون‌های مقطعی فاما-مک‌بث همچنین برای توضیح و بررسی اینکه آیا بعد از کنترل برای این عوامل ریسک شامل معکوس بازده کوتاه‌مدت، ترجیحات برای سهام شرکت‌هایی که قیمت پایین اما ریسک غیرسیستماتیک و چولگی غیرسیستماتیک بالا دارند، و عامل مومنتوم، صرف نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مشاهده شده در بورس اوراق بهادار تهران را همچنان می‌توان نتیجه گرفت، استفاده شده است. از این رو در این مطالعه، هدف تعمیم پژوهش‌های قبلی انجام شده توسط محققین برای بازار سرمایه ایران است و بر این اساس فرضیه‌های اول، دوم، سوم و چهارم این پژوهش به صورت زیر مطرح می‌شوند:

- فرضیه اول: بی‌قاعدگی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در سهام شرکت‌ها وجود دارد.
- فرضیه دوم: عامل معکوس بازده کوتاه‌مدت قادر به توضیح قیمت‌گذاری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک است.
- فرضیه سوم: عامل ترجیحات برای بازده حدی مثبت قادر به توضیح قیمت‌گذاری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک است.

فرضیه چهارم: عامل مونوم قادر به توضیح قیمت‌گذاری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک است.

### ۳- روش‌شناسی پژوهش

در این مقاله، به پیروی از آنگ و همکاران (۲۰۰۶ و ۲۰۰۹) و جو و همکاران (۲۰۱۸)، نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک با استفاده از مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) تخمین زده می‌شود. از آنجاییکه در ادبیات غالباً از روش مرتب‌سازی پورتنفوی برای قیمت‌گذاری دارایی‌ها و بی‌قاعدگی‌های مالی استفاده می‌شود، در این مقاله برای بررسی قیمت‌گذاری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران، با استفاده از رویکرد مرتب‌سازی یک طرفه پورتنفوی بر مبنای نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک، به تجزیه و تحلیل رابطه بین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده آتی سهام شرکت‌ها، پرداخته می‌شود. در ادامه، به منظور بررسی نقش توضیحات بیان شده در ادبیات برای بی‌قاعدگی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک آنگ و همکاران (۲۰۰۶ و ۲۰۰۹)، از رویکرد مرتب‌سازی دوطرفه پورتنفوی با هدف کنترل اثر برخی عوامل ریسک بر رابطه بین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار، استفاده می‌شود. سپس عملکرد هر پورتنفوی بر اساس سطوح مختلف نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و هر کدام از عوامل ریسک فوق، مورد بررسی قرار می‌گیرد. به هر حال، چون یکی از معایب مهم تجزیه و تحلیل از طریق تشکیل پورتنفوی از دست دادن اطلاعات به دلیل تجمع داده‌ها می‌باشد، در این مقاله از رگرسیون‌های مقطعی فاما-مک‌بث (۱۹۷۳) نیز برای ارزیابی قوت نتایج قبلی حاصل از تجزیه و تحلیل یک طرفه پورتنفوی (مبتنی بر نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک) و تجزیه و تحلیل دوطرفه پورتنفوی (مبتنی بر نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک) و هر کدام از این عوامل ریسک، بکار گرفته می‌شود.

### ۳-۱. جامعه آماری پژوهش

جامعه آماری این مقاله کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. در نمونه‌گیری از بین تمامی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، شرکت‌هایی که سال مالی آن‌ها منتهی به اسفند ماه نبود و ارزش دفتری منفی داشتند از نمونه حذف شدند. همچنین شرکت‌های فعال در صنعت واسطه‌گری مالی به دلیل داشتن ساختار دارایی و سرمایه متفاوت، از نمونه حذف گردیدند. برای آن دسته شرکت‌هایی که اطلاعات مربوط به متغیرهای پژوهش به صورت روزانه در دسترس نبود، نیز از نمونه حذف شدند. لازم به ذکر است که برخلاف عرب‌مازار یزدی و همکاران (۲۰۱۶) که محدودیت‌های معاملاتی ۱۵، ۲۲ و ۳۰ روز را بابت حداقل تعداد روزهای معاملاتی طی دوره تخمین در پیش گرفته‌اند، در این مقاله اعتقاد

بر این است که از آنجاییکه تخمین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مبتنی بر روش انحراف معیار، نیازمند وجود حداقل دو مشاهده است، آن شرکت‌هایی که حداکثر یک روز معاملاتی را طی هر ماه در طول بازه زمانی پژوهش داشته‌اند، از نمونه حذف گردیدند.

با اعمال فیلترهای فوق و محدودیت دسترسی به داده‌های شرکت‌ها، تعداد ۴۸ شرکت از ۱۵ صنعت با تعداد ۲۱۰۳۸۵ مشاهده روزانه و ۴۹۱۲ مشاهده ماهانه که یک مجموعه داده‌های تابلویی نامتعادل<sup>۷۳</sup> را تشکیل می‌دهد، به عنوان نمونه نهایی باقی ماند؛ همچنین، بر این اساس دوره نمونه از تاریخ ۱۳۸۷/۱/۴ لغایت ۱۳۹۸/۳/۲۹ بدست آمد. از بین شرکت‌های انتخاب شده، بیشترین تعداد متعلق به صنعت مواد و محصولات دارویی با تعداد نه شرکت است. صنعت سیمان، آهنک و گچ، صنعت خودرو و ساخت قطعات و صنعت ماشین‌آلات و تجهیزات به تعداد پنج شرکت، صنایع محصولات شیمیایی، استخراج کانه‌های فلزی هر کدام به تعداد چهار شرکت، صنعت حمل و نقل و انبارداری به تعداد سه شرکت، صنایع ماشین‌آلات و دستگاه‌های برقی، فلزات اساسی، انبوه‌سازی املاک و مستغلات، رایانه و فعالیت‌های وابسته به آن و خدمات فنی و مهندسی هر کدام به تعداد دو شرکت و در نهایت استخراج زغال سنگ، کاشی و سرامیک، و محصولات غذایی و آشامیدنی بجز قند و شکر صنایعی هستند که از هر کدام فقط یک شرکت در نمونه وجود دارد. داده‌های مورد نیاز در این پژوهش از نرم‌افزار ره‌آورد نوین، سایت بانک مرکزی و سایت بورس اوراق بهادار تهران گردآوری شده است. همچنین، آنالیز داده‌ها و نیز برآورد مدل‌ها با استفاده از نرم‌افزارهای Excel، MATLAB2016 و Eviews11 انجام شده است.

### ۳-۲. تخمین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بر مبنای مدل سه عاملی فاما-فرنج (۱۹۹۳)

در این مقاله، ابتدا به تخمین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک ماهانه برای سهام هر شرکت پرداخته می‌شود. برای این منظور، به پیروی از آنگ و همکاران (۲۰۰۶ و ۲۰۰۹) و بالی و کاکچی<sup>۷۴</sup> (۲۰۰۸)، مدل سه عاملی فاما و فرنج<sup>۷۵</sup> (۱۹۹۳) برای هر سهم موجود در نمونه و با استفاده از داده‌های روزانه و برای هر ماه  $t$ ، تخمین زده می‌شود. این مدل بازده سهم  $i$  را بر روی عوامل ریسک سیستماتیک در قالب مدل رگرسیون به فرم زیر برآورد می‌کند

$$(R_{i,d} - R_{F,d}) = \alpha_i + \beta_{i,M,t}(R_{M,d} - R_{F,d}) + \beta_{i,SMB,t}SMB_d + \beta_{i,HML,t}HML_d + \varepsilon_{i,d} \quad (1)$$

بطوریکه  $R_{i,d} - R_{F,d}$  بازده مازاد (بر نرخ بدون ریسک) روزانه سهم  $i$  در روز  $d$  از ماه  $t$  می‌باشد. سایر متغیرهایی که می‌توانند تغییرات مقطعی بازده سهام هر شرکت را توضیح دهند عبارتند از:  $R_{M,d} - R_{F,d}$  بازده مازاد (بر نرخ بدون ریسک) روزانه شاخص بازار است و  $\beta_{i,M,t}$  ریسک سیستماتیک سهم  $i$  را نمایش می‌دهد؛  $SMB_d$ ، تفاوت در بازده روزانه پورتنفوی

متشکل از سهام شرکت‌های با ارزش بازاری کوچک و پورتنفوی متشکل از سهام شرکت‌های با ارزش بازاری بزرگ را اندازه می‌گیرد و عامل ریسک اندازه<sup>۷۶</sup> می‌باشد؛ ضریب  $\beta_{i,SMB,t}$  اهمیت عامل ریسک اندازه را برای سهم  $i$  نشان می‌دهد؛  $HML_d$ ، تفاوت در بازده روزانه حاصل از پورتنفوی متشکل از سهام شرکت‌های دارای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و پورتنفوی متشکل از سهام شرکت‌های دارای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین است و عامل ریسک ارزش<sup>۷۷</sup> می‌باشد؛ ضریب  $\beta_{i,HML,t}$ ، اهمیت عامل ریسک ارزش را برای سهم  $i$  اندازه می‌گیرد. جمله  $\varepsilon_{i,d}$  جمله پسماند مدل است. ملاحظه می‌شود که مدل سه عاملی فاما-فرنج یک مدل چند بتایی<sup>۷۸</sup> است.

برای برآورد مدل‌های فوق از تخمین رگرسیون به روش داده‌های تابلویی استفاده می‌شود. سپس، بر اساس آنگ و همکاران (۲۰۰۶)، تخمین‌های نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در ابتدای هر ماه  $t$  و برای سهم  $i$  بر اساس انحراف معیار  $(\hat{\sigma}_i)$  سری پسماندهای روزانه  $\varepsilon_{i,d}$  حاصل از برآورد رابطه (۱)، طی همین ماه بدست می‌آید. از سری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بدست آمده برای مرتب‌سازی سهام شرکت‌ها و تشکیل پورتنفوها استفاده می‌شود.

### ۳-۳. نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده مقطعی سهام: رویکرد تجزیه و تحلیل پورتنفوی و رگرسیون‌های مقطعی فاما و مک‌بث (۱۹۷۳)

#### ۳-۳-۱. رویکرد مرتب‌سازی یک طرفه پورتنفوی براساس نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک

در این مقاله، به منظور محاسبه تفاوت در بازده مازاد بین سهام شرکت‌های با نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بالا و شرکت‌های با نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک پایین در هر ماه  $t$ ، سهام شرکت‌ها بر مبنای سطح نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک (IVOL) آن‌ها مرتب می‌شوند. لازم به ذکر است که برخلاف رویکردی که آنگ و همکاران (۲۰۰۶) برای مرتب‌سازی پورتنفوی دنبال کرده‌اند، در این مقاله به علت کوچک بودن مجموعه داده‌ها، طبقه‌بندی سهام شرکت‌ها بر اساس نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک به سه پورتنفوی صورت گرفته است. این روش سازگار است با کار پژوهشگران دیگری که رویکرد مرتب‌سازی پورتنفوی را برای داده‌های کوچک بکار برده‌اند (درو و ریرافاوان، ۲۰۰۲؛ نارتی و همکاران، ۲۰۱۱). سپس عملکرد هر پورتنفوی میانگین موزون<sup>۹۲</sup> بر مبنای بازده خام<sup>۷۹</sup> و نیز بازده تعدیلی نسبت به ریسک حاصل از مدل سه عاملی<sup>۸۰</sup> فاما و فرنج (۱۹۹۳)، مورد بررسی قرار می‌گیرد. همچنین به پیروی از جو و همکاران (۲۰۱۸) به جای وزن‌های پورتنفوها، اندازه شرکت در ماه  $t$  قرار داده شده است.

در این مقاله بازده تعدیلی نسبت به ریسک حاصل از مدل سه عاملی فاما و فرنج برای هر ماه  $t$  به صورت تفاضل بین بازده (مازاد) تحقق یافته در آن ماه و بازده مورد انتظار، و با استفاده از ضرایب مربوط به عوامل ریسک سیستماتیک که از معادله (۱) تخمین زده شده‌اند، محاسبه می‌شوند:

$$\text{Risk Adjusted Returns} = (R_{i,d} - R_{F,d}) - \hat{\beta}_{i,M}(R_{M,d} - R_{F,d}) - \hat{\beta}_{i,SMB} \text{SMB}_d - \hat{\beta}_{i,HML} \text{HML}_d$$

در رویکرد تجزیه و تحلیل پورتفوی، در انتهای ماه  $t$ ، سهام شرکت‌ها به سه تایی‌هایی<sup>۹۳</sup> بر حسب سطوح مختلف IVOL در ماه  $t$ ، مرتب می‌شوند.  $P_3$  شامل سهام شرکت‌هایی می‌شود که از بالاترین سطح IVOL در ماه  $t$  برخوردار هستند و  $P_1$  شامل سهام شرکت‌هایی با پایین‌ترین سطح IVOL می‌شود. سپس، بازده مازاد هر پورتفوی در ماه  $t+1$  محاسبه می‌شود. در ادامه، جهت بررسی اینکه آیا توضیحات بیان شده در ادبیات، از قبیل معکوس بازده کوتاه‌مدت (هانگ و همکاران، ۲۰۰۹)، ترجیحات برای سهام شرکت‌هایی که قیمت پایین اما ریسک غیرسیستماتیک و چولگی غیرسیستماتیک بالا دارند (بالی و همکاران، ۲۰۱۱)، و مومنتوم (کارهارت<sup>۹۱</sup>؛ جاگادیش و تیتمن، ۱۹۹۳) می‌تواند قیمت‌گذاری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک (صرف بازده نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک) مشاهده شده در بورس اوراق بهادار تهران را توضیح دهند، پرداخته می‌شود. در این مورد، از رویکرد مرتب‌سازی دوطرفه پورتفوی استفاده می‌شود.

### ۳-۳-۲. رویکرد مرتب‌سازی دو طرفه پورتفوی براساس نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و معکوس بازده کوتاه‌مدت

هانگ و همکاران (۲۰۰۹) ادعا می‌کنند که نتایج آنگ و همکاران (۲۰۰۶ و ۲۰۰۹) مبنی بر بی‌قاعدگی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک، نتیجه معکوس بازده ماهانه سهام است. آن‌ها نشان دادند که بعد از کنترل برای بازده ماه گذشته، رابطه منفی بین متوسط بازده و نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک با وقفه از بین می‌رود. فو (۲۰۰۹) نیز نشان داد که نتایج آنگ و همکاران (۲۰۰۹) را می‌توان براساس معکوس بازده یک زیر مجموعه از سهام شرکت‌های کوچک با نوسان‌پذیری بالا، توضیح داد. در این مقاله، به منظور کنترل تأثیر معکوس بازده کوتاه‌مدت بر قیمت‌گذاری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک، تفاوت بازده بین پورتفوهای هم‌وزن<sup>۹۴</sup> با نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بالا و پایین، برای بازده خام و بازده تعدیلی نسبت به ریسک حاصل از مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، محاسبه می‌شود.

### ۳-۳-۳. رویکرد مرتب‌سازی دو طرفه پورتفوی براساس نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و ترجیحات برای سهام شرکت‌های با بازده حدی مثبت

بالی و همکاران (۲۰۰۵) معیاری برای ترجیحات برای سهام شرکت‌های با بازده حدی مثبت معرفی کردند، که بر اساس ماکزیمم بازده روزانه یا متوسط پنج بازده بزرگ‌تر طی ماه گذشته، محاسبه می‌شود. آن‌ها یک رابطه منفی معنادار بین معیار ماکزیمم بازده و بازده مورد انتظار سهام یافتند. همچنین نشان دادند که این معیار می‌تواند بی‌قاعدگی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را توضیح بدهد. در این مقاله، به پیروی از بالی و همکاران (۲۰۰۵)، متوسط



پنج بازده ماکزیمم روزانه در ماه گذشته، MAX5، را به عنوان یک نشانگر برای ترجیحات برای سهام شرکت‌هایی با بازده حدی مثبت در بورس اوراق بهادار تهران، مورد استفاده قرار می‌گیرد. هدف بررسی این مهم است که آیا نتایج قبلی بدست آمده مبنی بر صرف مثبت IVOL بعد از کنترل برای عامل ترجیحات برای بازده حدی مثبت، همچنان برقرار است؟ برای پاسخ به این سوال، با استفاده از روش مرتب‌سازی دو طرفه پورتنفوی براساس IVOL و MAX5، صرف IVOL تخمین زده می‌شود. از این رو، نخست، در هر ماه سهام شرکت‌ها به سه گروه متناسب با سه سطح از IVOL تقسیم‌بندی می‌شوند. سپس در میان هر کدام از این سه گروه، سهام‌ها مجدداً بر اساس MAX5 ماه گذشته، به دو گروه تقسیم‌بندی می‌شوند. در این رویکرد، بازده حاصل از پورتنفوی‌های با MAX5 بالا و MAX5 پایین، به روش میانگین ساده محاسبه می‌شود. در پایان، صرف IVOL براساس تفاوت بازده بین دو پورتنفوی حدی بدست آمده براساس سطوح مختلف MAX5، یعنی  $P_3-P_1$ ، بدست می‌آید.

### ۳-۳-۴. رویکرد مرتب‌سازی دو طرفه پورتنفوی براساس نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و مومنتوم

در این مقاله مجدداً به پیروی از جو و همکاران (۲۰۱۸) تأثیر عامل مومنتوم (در مدل کارهارت، ۱۹۹۷) بر بازده سهام نیز در نظر گرفته شده است. بدین منظور، متغیر MOM به عنوان عامل مومنتوم در ماه  $t$ ، بر اساس متوسط بازده طی ماه  $t-6$  الی ماه  $t-1$ ، محاسبه می‌شود. برای بررسی اینکه آیا نتایج قبلی بدست آمده مبنی بر صرف مثبت IVOL بعد از کنترل برای عامل مومنتوم، همچنان برقرار است، روش مرتب‌سازی دو طرفه پورتنفوی براساس IVOL و MOM انجام می‌شود. همانند قبل، ابتدا سهام شرکت‌ها بر مبنای سطوح IVOL به سه گروه طبقه‌بندی می‌شوند. سپس در طول هر کدام از این گروه‌ها مجدداً سهام‌های موجود به دو گروه متناسب با MOM طبقه‌بندی می‌شوند.

### ۳-۳-۵. رگرسیون‌های مقطعی فاما-مک‌بث (۱۹۷۳)

در این مقاله، به منظور کنترل برای اثر عوامل ریسک فوق در توضیح رابطه بین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار برای سهام شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران، و به عنوان یک آزمون برای قوت نتایج<sup>۸۲</sup> بدست آمده از رویکرد تجزیه و تحلیل مرتب‌سازی یک طرفه و دو طرفه پورتنفوی، رگرسیون‌های مقطعی فاما-مک‌بث<sup>۸۳</sup> (۱۹۷۳) در سطح سهام هر شرکت  $i$ ، نیز بکار گرفته می‌شود.

در این مدل رگرسیون، متغیرهای مستقل و توضیحی این بار با فراوانی ماهانه محاسبه می‌گردند

$$(R_{i,t+1} - R_{F,t+1}) = \alpha_i + \beta_{ME,t} ME_{i,t} + \beta_{BM,t} BM_{i,t} + \gamma_{1,t} IVOL_{i,t} + \gamma_{2,t} (R_{i,t} - R_{F,t}) + \gamma_{3,t} MAX5_{i,t} + \gamma_{4,t} MOM_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

در معادله فوق، متغیر وابسته  $R_{i,t+1} - R_{F,t+1}$  بازده مازاد سهم  $i$  در ماه  $t + 1$  می‌باشد. متغیر مستقل  $IVOL_{i,t}$  نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک سهم  $i$  در انتهای ماه گذشته  $t$  است که نسبت به مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و براساس داده‌های روزانه محاسبه گردیده است.  $\alpha$  عرض از مبدأ و  $\gamma$  ضرایب مدل و  $\varepsilon$  جمله خطای معادله رگرسیون فوق هستند. در این مقاله، متغیرهایی که در ادبیات به عنوان متغیرهای تأثیرگذار بر صرف بازده سهام معرفی شده‌اند نیز به عنوان متغیرهای کنترل وارد مدل فوق می‌شوند. متغیرهای کنترل عبارتند از:  $ME$  لگاریتم اندازه (ارزش بازار) سهام شرکت  $i$  در انتهای ماه  $t$  می‌باشد (بانز<sup>۸۴</sup>، ۱۹۸۶)،  $BM$  نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار برای سهم شرکت  $i$  است که بر اساس لگاریتم ارزش دفتری سهم  $i$  بر مبنای اطلاعات سال مالی گذشته تقسیم بر ارزش بازار در انتهای ماه  $t$  محاسبه می‌شود (روزنبرگ و همکاران<sup>۸۵</sup>، ۱۹۸۵). ضرایب  $\beta_{ME}$  و  $\beta_{BM}$  معیارهای ریسک مربوط به هر یک از عوامل ریسک  $ME$  و  $BE$  هستند. در این مقاله همچنین به پیروی از جو و همکاران (۲۰۱۸) بررسی می‌شود که آیا توضیح‌های ارائه شده در ادبیات راجع به قیمت‌گذاری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در بازار آمریکا، از قبیل معکوس بازده کوتاه‌مدت  $R_{i,t} - R_{F,t}$  (هانگ و همکاران، ۲۰۰۹)، ترجیحات برای سهام شرکت‌های با بازده حدی مثبت  $MAX5$  (بالی و همکاران، 2011)، و مومنتوم  $MOM$  (جاگادیش و تیتمن، ۱۹۹۳) را می‌توان برای مشاهدات تجربی بدست آمده در بورس اوراق بهادار تهران مربوط به صرف نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک، نیز بکار برد؟

### ۳-۴. تعریف عملیاتی متغیرهای مدل‌های رگرسیون فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و رگرسیون‌های مقطعی فاما-مک‌بث (۱۹۷۳)

الف) متغیرهای بازده بازار ( $R_M$ ) و بازده سهم شرکت  $i$  ( $R_i$ ). در این مقاله، شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران  $TEPIX$  به عنوان بازده روزانه بازار، مورد استفاده قرار گرفته است. بازده روزانه بازار به صورت زیر محاسبه می‌گردد

$$R_{M,t} = \ln \frac{P_t}{P_{t-1}}$$

که  $P_t$  و  $P_{t-1}$  لگاریتم شاخص  $TEPIX$  به ترتیب در روزهای  $t$  و  $t-1$ ، می‌باشد.

بازده سهام هر شرکت  $i$  نیز بر طبق این رابطه محاسبه می‌شود؛ ولی از داده قیمت تعدیل شده با افزایش سرمایه و سود نقدی، استفاده می‌شود. لازم به ذکر است که اطلاعات مربوط به بازده روزانه شرکت‌ها مستقیماً از نرم افزار ره‌آورد نوین استخراج شده است. برای محاسبه بازده ماهانه سهم هر شرکت  $i$ ، متغیر بازده روزانه با استفاده از نرم افزار  $EViews$  به یک متغیر با فراوانی ماهانه تبدیل شده است.

ب) متغیر نرخ بازده بدون ریسک  $(R_F)^{۸۶}$ . در این مقاله از نرخ سود علی‌الحساب سپرده‌های سرمایه‌گذاری یک ساله بانک‌های دولتی (میانگین)، ابلاغ شده توسط بانک مرکزی، به عنوان

نرخ بدون ریسک استفاده شده است. لازم به ذکر است که اطلاعات مربوط به این نرخ سود فقط برای سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۷ در گزارش‌های مربوط به نماگرهای اقتصادی، در بخش نشریات و پژوهش‌های بانک مرکزی و به صورت سالانه، گزارش شده است. نرخ سود بدون ریسک واقعی ماهانه و روزانه  $R_F$  از رابطه زیر بدست می‌آید:

$$R_F = \left(1 + \left(\frac{i}{t}\right)\right)^t - 1$$

بطوریکه  $i$  نرخ سود اسمی سالانه است. از آنجاییکه بهره به صورت ماهیانه به این حساب‌ها تعلق می‌گیرد، برای محاسبه نرخ سود ماهانه  $t = 1$  قرار داده می‌شود و برای محاسبه نرخ روزانه عدد بدست آمده بر تعداد روز هر ماه تقسیم می‌گردد.

پ) متغیر اندازه (ME). در این مقاله به پیروی از فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، به منظور اندازه‌گیری اندازه شرکت، از ارزش بازار استفاده شده است. منظور از اندازه شرکت، ارزش کل بازار سهام شرکت  $i$  در زمان  $t$  است که از حاصلضرب تعداد سهام منتشره شرکت در آخرین قیمت (آخرین قیمت بازار آن سهم در تابلوی بورس) بدست می‌آید.

ت) متغیر ارزش دفتری (BE). ارزش دفتری هر سهم بیانگر سرمایه بکار رفته در شرکت بر مبنای مبالغ دفتری می‌باشد. ارزش دفتری هر سهم به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$BE = \frac{\text{مجموع حقوق صاحبان سهام}}{\text{تعداد سهام عادی منتشره}} = \text{ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام}$$

ث) متغیر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (BM) سهم  $i$ . نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام بدین صورت محاسبه شده است: ارزش دفتری و شرکت با استفاده از اطلاعات ترازنامه تعیین می‌شود. سپس ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام بر ارزش بازار حقوق صاحبان سهام تقسیم می‌شود:

$$BM = \frac{\text{ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام}}{\text{ارزش بازار حقوق صاحبان سهام}}$$

ج) متغیر ترجیحات برای سهام شرکت‌های با بازده حدی مثبت (MAX5). به پیروی از بالی و همکاران (۲۰۰۵)، متوسط پنج بازده ماکزیمم روزانه در ماه گذشته، به عنوان یک نشانگر<sup>۸۷</sup> برای ترجیحات برای سهام شرکت‌هایی با بازده حدی مثبت در بورس اوراق بهادار تهران، مورد استفاده قرار می‌گیرد.

چ) متغیر مومنتوم (MOM): به پیروی از جو و همکاران (۲۰۱۸) تأثیر عامل مومنتوم MOM (در مدل کارهارت، ۱۹۹۷) در ماه  $t$ ، بر اساس متوسط بازده طی ماه  $t-6$  الی ماه  $t-1$ ، محاسبه می‌شود.

ح) متغیر معکوس بازده ماهانه سهام  $R_{i,t} - R_{F,t}$ : منظور از معکوس بازده کوتاه‌مدت، بازده مازاد ماه گذشته  $R_{i,t} - R_{F,t}$  می‌باشد.

خ) متغیر اندازه (SMB). با پیروی از روش پیشنهاد شده توسط آنگ و همکاران (۲۰۰۹)، به منظور تشکیل پورتفوی از سهام شرکت‌ها در پایان هر روز  $t$ ، تمامی شرکت‌های نمونه (به تعداد ۴۸ شرکت) براساس لگاریتم ارزش بازار از کوچک به بزرگ مرتب شده و شرکت میانی بمنظور تقسیم سهم‌ها به دو طبقه استفاده می‌شود: طبقه اول (هر طبقه به تعداد ۱۶ شرکت) به عنوان شرکت‌های کوچک  $S$  (شرکت‌های با ارزش بازاری کوچک‌تر از مقدار میانه) و طبقه دوم به عنوان شرکت‌های بزرگ  $B$  (شرکت‌های با ارزش بازاری بزرگ‌تر از مقدار میانه) در نظر گرفته شده‌اند. سپس، همه شرکت‌های موجود در این دو طبقه مجدداً بر مبنای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به سه گروه  $L$ ،  $M$  و  $H$ ، طبقه‌بندی می‌شوند. در واقع، ۳۰ درصد از سهم‌ها متعلق به طبقه‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا  $H$  و پایین  $L$ ، و ۴۰ درصد میانی از سهم‌ها متعلق به طبقه با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار متوسط  $M$  می‌شوند. در پایان، برای محاسبه SMB در هر روز از ماه  $t$ ، میانگین بازده پورتفوی شرکت‌های کوچک منهای میانگین بازده پورتفوی شرکت‌های بزرگ می‌شود

$$SMB = \left( \frac{S/L + S/M + S/H}{3} \right) - \left( \frac{B/L + B/M + B/H}{3} \right)$$

د) متغیر ارزش (HML). برای محاسبه HML، همانند روشی که برای SMB بکار گرفته شد عمل می‌گردد. با این تفاوت که در اینجا بازده پورتفوی شرکت‌های با نسبت  $BE/ME$  بالا منهای بازده پورتفوی شرکت‌های با نسبت  $BE/ME$  پایین می‌شود

$$HML = \left( \frac{S/H + B/H}{2} \right) - \left( \frac{S/L + B/L}{2} \right)$$

بدین ترتیب، از اجرای دو بار طبقه‌بندی متوالی شرکت‌ها، تعداد  $3 \times 2$  پورتفوی ایجاد می‌شود و متوسط بازده روزانه هر یک از پورتفوهای مربوطه برای محاسبات مربوط به متغیرهای SMB و HML مورد استفاده قرار می‌گیرد. برای محاسبه بازده پورتفوهای روزانه، میانگین وزنی روزانه از طریق فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$R_{P,d} = \sum_{i=1}^N \left( \frac{ME_{i,d}}{\sum_{i=1}^N ME_{i,d}} \right) R_{i,d}$$

بطوریکه  $R_{P,d}$  میانگین وزنی بازده پورتفوی  $P$  در روز  $d$  از ماه  $t$ ؛  $R_{i,d}$  بازده سهم  $i$  در روز  $d$  است؛ نسبت  $\frac{ME_{i,d}}{\sum_{i=1}^N ME_{i,d}}$  درصد سهم  $i$  از کل پورتفوی است که  $ME_{i,d}$  معرف متغیر ارزش بازاری سهام شرکت  $i$  در روز  $d$  از ماه  $t$  است؛ و  $N$  تعداد شرکت‌های موجود در روز  $d$  از ماه  $t$  برای هر پورتفوی می‌باشد. پس از تشکیل پورتفوها، متغیرهای پژوهش محاسبه و سپس از نرم‌افزار EViews11 و MATLAB2016 برای برآورد مدل‌های مطرح شده در این پژوهش استفاده می‌شود.

## ۴- یافته‌های پژوهش

### ۴-۱. برازش مدل رگرسیون فاما و فرنچ (۱۹۹۳) به روش رگرسیون داده‌های تابلویی

متغیرهای مدل (۱) را می‌باید از نظر مانایی مورد آزمون قرار داد؛ چون نامانایی متغیرها چه در مورد داده‌های سری زمانی و چه در مورد داده‌های تابلویی باعث بروز مشکل رگرسیون کاذب می‌گردد (بالتاجی<sup>۹</sup>، ۲۰۰۸). لازم به ذکر است که از آنجاییکه متدولوژی این پژوهش پیرامون مطالعه بازده مقطعی سهام شرکت‌ها می‌باشد و در مدلسازی، اثرات یک طرفه فردی در نظر گرفته شده است نتیجه آزمون ریشه واحد با در نظر گرفتن عرض از مبدأ فردی، مناسب به نظر می‌رسد. از طرف دیگر، از آنجاییکه این مقاله به دنبال بررسی آزمون ریشه واحد برای هر مقطع به طور جداگانه است (آزمون ریشه واحد مقطعی) نتایج آزمون ADF از نوع PP-فیشر مدنظر قرار گرفته می‌شود که انتخاب طول وقفه مناسب برای انجام این آزمون براساس معیار AIC صورت گرفته است. همان‌طور که از نگاره ۱ ملاحظه می‌شود P-مقدار آزمون PP-فیشر برای متغیرهای  $SMB_d$  و  $HML_d - R_{F,d} - R_{M,d}$  کمتر از ۵٪ است، بنابراین متغیرهای فوق در دوره تحت بررسی در سطح، مانا هستند. اما نتیجه آزمون PP-فیشر بیانگر وجود یک ریشه واحد در سطح متغیر بازده مازاد سهم  $R_{i,d} - R_{F,d}$ ، در سطح خطای آماری ۵٪ است. از نگاره ۲ ملاحظه می‌شود که آماره آزمون PP-فیشر در سطح خطای ۵٪ برای تفاضل این متغیر از نظر آماری معنادار نیست و در نتیجه این متغیر یک ریشه واحد دارد.

پس از مشخص شدن وضعیت مانایی متغیرهای مدل (۱)، باید نوع برازش مدل رگرسیون داده‌های تابلویی مشخص گردد. برای این منظور، باید نوع مدل به لحاظ اثرات تصادفی و اثرات ثابت مشخص گردد. برای تعیین مدل مورد استفاده در رویکرد داده‌های تابلویی، از آزمون تصریح مدل هاسمن<sup>۱۰</sup> (۱۹۷۸) استفاده شده است.

فرض اساسی در تخمین اثرات تصادفی وجود یا عدم وجود ارتباط بین اجزای خطای مدل رگرسیون تخمین زده شده (اثرات فردی) و متغیرهای توضیحی مدل می‌باشد. همان‌طور که از نتایج نگاره ۲ مشهود است، برای مدل فاما-فرنچ سه عاملی فوق، P-مقدار آماره آزمون هاسمن از ۵٪ بیشتر است. بنابراین، فرضیه  $H_0$  (فرضیه مدل اثرات تصادفی در سطح مقاطع<sup>۱۱</sup>) را در سطح ۵٪ قویاً نمی‌توان رد نمود. این موضوع به معنی عدم وجود ارتباط بین اثرات فردی و متغیرهای مستقل است (بالتاجی، ۲۰۰۸).

نتایج حاصل از برآورد مدل رگرسیون سه عاملی فاما و فرنچ با رویکرد داده‌های تابلویی و اثرات تصادفی در مدل اجزای خطای یک طرفه، نیز در نگاره ۳ گزارش شده است. همانگونه که ملاحظه می‌شود عرض از مبدأ (۱/۰۸۲۴۶۴) در سطح خطای ۵٪ از نظر آماری معنادار است. همین‌طور، ضریب متغیر مستقل بازده مازاد بازار یا همان  $R_{M,d} - R_{F,d}$  (۲۱/۶۳۹۰۰)

از نظر آماری در سطح ۵٪ معنادار (P- مقدار کوچک تر از ۰.۰۵)، مثبت و سازگار با پیش‌بینی فاما و فرنچ

نگاره ۱: نتایج آزمون مانایی داده‌های تابلویی در رگرسیون فاما-فرنچ

نام آزمون	نوع متغیر برون‌زا	$R_{i,d} - R_{F,d}$	$R_{M,d} - R_{F,d}$	SBM	HML	$D(R_{i,d-1} - R_{F,d-1})$
آماره آماری	عرض از مبدا	۵۰/۸۳۶۲	۸۸۸/۱۹۳*	۸۸۴/۱۹۳*	۸۸۴/۱۹۳*	۶۱۴۱/۸۱*
آزمون -PP	فردی	(۰/۹۹۹۱)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)
فیشر	عرض از مبدا	۶۴/۷۳۹۳	۱۲۶۴۲/۸	۲۷۲۳/۳۱*	۶۴۵۱/۲۴*	۱۱۳۱۴/۴*
	فردی و روند	(۰/۹۵۷۸)	(۱/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)
	بدون عرض از مبدا	۴۲/۶۳۸۵	۳۲۸۰/۱۲	۸۸۴/۱۹۳*	۸۸۴/۱۹۳*	۴۹۷۳/۱۴*
	فردی و روند	(۱/۰۰۰۰)	(۱/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)

\* بیانگر معناداری از نظر آماری در سطح خطای ۵٪ می‌باشد. P- مقدار آزمون مانایی فیشر در پرائنتر قرار داده شده است.

نگاره ۲: نتایج تخمین مدل رگرسیون سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) در چارچوب داده‌های تابلویی

ضریب	عرض از مبدا	$R_{M,t} - R_{F,t}$	$SMB_t$	$HML_t$	$D(R_{i,t-1} - R_{F,t-1})$
آماره t	۱/۰۸۲۴۶۴*	۲۱/۶۳۹۰۰*	۷/۹۷E-۰۷	۴/۶۴E-۰۷	۰/۲۷۴۸۳۸*
(P-مقدار)	(۰/۰۰۰۲)	(۰/۰۰۰۷)	(۰/۷۰۹۰)	(۰/۳۶۹۸۳۰)	(۰/۰۰۰۰)
$R^2$	۰/۰۷۷۲۹۷				
آماره دورین-واتسون	۲/۰۱۶۴۱۶				
آماره F	۱۶۳۶/۴۳۶* (۰/۰۰۰۰)				
آزمون هاسمن	۲/۵۰۴۵۱۲ (۰/۴۷۴۵)				

\* بیانگر معناداری از نظر آماری در سطح خطای ۵٪ می‌باشد. اعداد قرار داده شده در پرائنتر، P- مقدار آزمون t استیودنت است.

(۱۹۹۳) می‌باشد؛ به این مفهوم که طی دوره تحت بررسی، بازده مازاد سهام  $R_{i,d} - R_{F,d}$  با بازده مازاد پورتنوی بازار  $R_{M,d} - R_{F,d}$  رابطه مستقیم دارد.

از طرف دیگر، بر طبق نتایج، معناداری ضریب متغیر مستقل اندازه پورتنوی سهام  $SMB_d$  در سطح معناداری ۵٪ تأیید نمی‌شود و علامت این ضریب مثبت است (۷/۹۷E-۰۷) که سازگار با پیش‌بینی فاما و فرنچ (۱۹۹۲) نمی‌باشد. بر عکس، تأثیرگذاری ضریب متغیر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار  $HML_d$  (۴/۶۴E-۰۷) بر بازده مازاد سهام نیز مثبت و سازگار با پیش‌بینی فاما و فرنچ (۱۹۹۲) است. هر چند که معناداری عامل  $HML_d$  نیز در سطح ۵٪ از نظر آماری تأیید نمی‌گردد.

معناداری آماره فیشر (۱۶۳۶/۴۳۶) بیانگر معناداری کلی مدل برآورد شده در سطح ۵٪ است. ضریب تعیین تعدیلی نیز نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل حدود ۷/۷٪ از تغییرات متغیر وابسته بازده مازاد سهام شرکت‌ها  $R_{i,d} - R_{F,d}$  را توضیح می‌دهند؛ یا به بیان دیگر، ضریب تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل مدل، حدود ۷/۷٪ از نوسان‌های صرف ریسک را تبیین می‌کنند. مقدار آماره دورین-واتسون مدل، ۲/۰۲، نیز نشان می‌دهد که جملات

اختلال مدل مشکل خودهمبستگی از مرتبه اول ندارند، لذا می‌توان به نتایج حاصله در این پژوهش برای ارائه دستاوردهای سیاستی اتکا نمود. همانگونه که قبلاً نیز توضیح داده شد، بر اساس کار آنگ و همکاران (۲۰۰۶) بعد از استخراج سری پسماندهای روزانه  $\varepsilon_{i,t}$  از مدل برآورد شده (۱) و محاسبه انحراف معیار این پسماندها  $\sigma_i$ ، تخمین‌های نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک ماهانه برای هر سهم  $i$  در ماه  $t$  حاصل می‌شود.

#### ۴-۲. نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده مقطعی سهام

##### ۴-۲-۱. مرتب‌سازی یک طرفه پورتنوی براساس نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک

در رویکرد تجزیه و تحلیل یک طرفه پورتنوی، در انتهای ماه  $t$ ، سهام شرکت‌ها به سه تایی‌هایی بر حسب سطوح مختلف IVOL در ماه  $t$ ، مرتب می‌شوند.  $P_3$  شامل سهام شرکت‌هایی می‌شود که از بالاترین سطح IVOL در ماه  $t$  برخوردار هستند و  $P_1$  شامل سهام شرکت‌هایی با پایین‌ترین سطح IVOL می‌شود. سپس، بازده مازاد هر پورتنوی در ماه  $t+1$  محاسبه می‌شود. در نگاره ۳، برای هر پورتنوی سه تایی، بازده خام و بازده تعدیلی نسبت به ریسک حاصل از مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و نیز متوسط اسپرد بازده بین  $P_3$  و  $P_1$  گزارش شده است. نتایج نشان می‌دهد که به طور کلی پورتنوهای با IVOL بالاتر، سطح بازده بالاتری دارند. نتایج حاصل از آزمون  $t$  استیوودنت با استفاده از روش بوت‌استرپ ناپارامتریک و با تکرار ۲۰۰۰۰، حکایت از این دارد که اسپرد بازده حاصل از پورتنوی میانگین موزون، یعنی  $P_3-P_1$  هم برای بازده خام و هم برای بازده تعدیل شده نسبت به ریسک، مثبت و معنادار از نظر آماری در سطح خطای ۵٪ بدست آمده است. ملاحظه می‌شود که نتایج بدست آمده از مرتب‌سازی یک طرفه پورتنوی بر مبنای نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران با معمای مطرح شده توسط آنگ و همکاران (۲۰۰۶ و ۲۰۰۹) در تناقض است. از این رو، فرضیه اول پژوهش در سطح خطای ۵٪ پذیرفته نمی‌شود.

##### ۴-۲-۲. رویکرد مرتب‌سازی دوطرفه پورتنوی براساس نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و معکوس بازده کوتاه‌مدت

در این مقاله، به منظور کنترل تأثیر معکوس بازده کوتاه‌مدت بر قیمت‌گذاری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک، تفاوت بازده بین پورتنوهای هم‌وزن با نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بالا و پایین، برای بازده خام و بازده تعدیلی نسبت به ریسک حاصل از مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، محاسبه می‌شود.

نتایج حاصل در نگاره ۳ بیانگر این است که برخلاف یافته‌های هانگ و همکاران (۲۰۰۹)، بازده تعدیلی حاصل از پورتنوی هم‌وزن EW بین پورتنوهای با بالاترین و پایین‌ترین سطح

IVOL برابر  $5/08E-01$  با آماره  $t$  استیودنت  $17-3/3516E$  است. به عبارت دیگر، صرف مثبت IVOL بدست آمده تحت روش وزنی یکسان EW، از نظر آماری معنادار است و حتی اندازه آن  $5/08E-01$ ، نسبت به روش میانگین موزون VW که برابر  $1/21E+01$  است، از نظر اقتصادی بزرگ تر است. از این رو، فرضیه دوم پژوهش در سطح خطای ۵٪ پذیرفته نمی شود.

نگاره ۳: پورتفویهای سه تایی مرتب شده براساس IVOL

t-stat	$P_3-P_1$	$P_3$	$P_2$	$P_1$	
$3/00E-05$	$1/24E+02$	$1/95E+03$	$2/08E+03$	$1/82E+03$	متوسط بازده خام حاصل از پورتفوی VW
.	$7/04E-02$	$2/29E+00$	$2/36E+00$	$2/22E+00$	متوسط بازده خام حاصل از پورتفوی EW
$-4/39E-04$	$1/21E+01$	$4/07E+02$	$4/31E+02$	$3/95E+02$	متوسط بازده تعدیل شده نسبت به ریسک حاصل از پورتفوی VW
$3/3516E-17$	$5/08E-01$	$9/19E+01$	$9/61E+01$	$9/14E+01$	متوسط بازده تعدیل شده نسبت به ریسک حاصل از پورتفوی EW

#### ۴-۲-۳. رویکرد مرتب سازی دوطرفه پورتفوی براساس نوسان پذیری غیرسیستماتیک و ترجیحات برای سهام شرکت های با بازده حدی مثبت

به پیروی از یافته های تجربی بالی و همکاران (۲۰۰۵) مبنی بر اینکه یک رابطه منفی معنادار بین ترجیحات برای سهام شرکت های با بازده حدی مثبت و بازده مورد انتظار سهام وجود دارد؛ و اینکه این معیار می تواند بی قاعدگی نوسان پذیری غیرسیستماتیک را توضیح بدهد، در این مقاله به بررسی این مهم برای بازار اوراق بهادار تهران نیز پرداخته ایم.

نتایج حاصل در نگاره ۴ بیانگر این است که بعد از کنترل برای اثر MAX5، صرف IVOL هنوز مثبت و از نظر آماری در سطح ۵٪ بطور قابل توجهی معنادار است. بطور دقیق تر، صرف بازده تعدیلی IVOL حاصل از پورتفوی EW و پورتفوی VW به ترتیب برابر با  $7/41E-01$  و  $3/7016E+01$  با آماره های  $t$  استیودنت  $16-13/8203E$  و  $5-4/6514E$  می باشد. از این رو، فرضیه سوم پژوهش در سطح خطای ۵٪ پذیرفته نمی شود.

#### ۴-۲-۴. رویکرد مرتب سازی دوطرفه پورتفوی براساس نوسان پذیری غیرسیستماتیک و مومنتوم

در این مقاله همچنین به پیروی از جو و همکاران (۲۰۱۸) تأثیر عامل مومنتوم (در مدل کارهارت، ۱۹۹۷) بر بازده سهام نیز در نظر گرفته شده است.

نتایج حاصل در نگاره ۵ بیانگر این است که بعد از کنترل برای اثر MOM، صرف IVOL هنوز مثبت و از نظر آماری در سطح ۵٪ بطور قابل توجهی معنادار است. بطور دقیق تر، صرف بازده تعدیلی IVOL حاصل از پورتفوی EW و پورتفوی VW به ترتیب برابر با  $3/01E+00$  و  $1/16E+00$  با آماره های  $t$  استیودنت  $46/000$  و  $5-6/4775E$  می باشد. از این رو، فرضیه چهارم پژوهش در سطح خطای ۵٪ پذیرفته نمی شود.



#### ۴-۲-۵. رگرسیون‌های مقطعی فاما-مک‌بث (۱۹۷۳)

#### ۴-۲-۵-۱. برازش مدل رگرسیون‌های مقطعی فاما-مک‌بث (۱۹۷۳) به روش رگرسیون داده‌های تابلویی

چون یکی از معایب مهم تجزیه و تحلیل از طریق تشکیل و مرتب‌سازی پورتنفوی از دست دادن اطلاعات به دلیل تجمیع داده‌ها می‌باشد، در این مقاله جهت بررسی و آزمون برای قوت نتایج حاصل از رویکرد مرتب‌سازی یک طرفه و دوطرفه پورتنفوی، روش رگرسیون‌های مقطعی فاما-مک‌بث (۱۹۷۳) در سطح سهام هر شرکت، نیز بکار گرفته می‌شود.

نگاره ۴: پورتنفوی‌های مرتب شده براساس IVOL و عامل سهام شرکت‌های با بازده حدی مثبت MAX5

t-stat	$P_2-P_1$	$P_2$	$P_1$	
$1/73.3E-0.5$	$9/0.8E+0.1$	$3/9.0E+0.2$	$2/9.9E+0.2$	متوسط بازده خام حاصل از پورتنفوی VW
۰	$2/8.1E-0.1$	$6/0.3E-0.1$	$3/2.3E-0.1$	متوسط بازده خام حاصل از پورتنفوی EW
$4/6.514E-0.5$	$3/7.0E+0.1$	$5/7.0E+0.1$	$2/0.0E+0.1$	متوسط بازده تعدیل شده نسبت به ریسک حاصل از پورتنفوی VW
$13/8.203E-1.6$	$7/4.1E-0.1$	$5/3.0E-0.1$	$-2/1.2E-0.1$	متوسط بازده تعدیل شده نسبت به ریسک حاصل از پورتنفوی EW

نگاره ۵: پورتنفوی‌های مرتب شده براساس IVOL و عامل مومنتوم MOM

t-stat	$P_2-P_1$	$P_2$	$P_1$	
$-5/4.732E-0.6$	$1/2.7E+0.3$	$9/2.9E+0.2$	$-3/4.5E+0.2$	متوسط بازده خام حاصل از پورتنفوی VW
$2/6.539E-1.6$	$1/7.3E+0.0$	$1/2.7E+0.0$	$-4/6.3E-0.1$	متوسط بازده خام حاصل از پورتنفوی EW
$6/4.775E-0.5$	$1/1.6E+0.0$	$9/7.5E+0.1$	$-1/8.7E+0.1$	متوسط بازده تعدیل شده نسبت به ریسک حاصل از پورتنفوی VW
$-0.0046$	$3/0.1E+0.0$	$1/6.6E+0.0$	$-1/3.6E+0.0$	متوسط بازده تعدیل شده نسبت به ریسک حاصل از پورتنفوی EW

به بیان دیگر، هدف بررسی این مهم است که آیا بعد از کنترل برای سه عامل ریسک فاما-فرنج (۱۹۹۳)، عامل ریسک معکوس بازده کوتاه‌مدت، عامل ریسک مومنتوم و عامل ریسک ترجیحات برای بازده حدی مثبت، همان نتایج قبلی حاصل از مرتب‌سازی یک طرفه و دوطرفه پورتنفوی مبنی بر قیمت‌گذاری مثبت نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک سهام هر شرکت، همچنان پابرجا است؟

در ادامه در نگاره ۶، نتایج آزمون مانایی در رویکرد داده‌های تابلویی، گزارش شده است. همانند قبل برای بررسی مانایی متغیرهای مدل، نتایج آزمون ADF از نوع PP-فیشر گزارش و بر این اساس تصمیم‌گیری می‌شود. انتخاب طول وقفه مناسب برای انجام این آزمون نیز براساس معیار AIC صورت گرفته است. ملاحظه می‌شود که P-مقدار این آزمون برای متغیرهای اندازه  $ME_t$ ، ارزش  $BM_t$ ، نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک  $IVOL_t$  و ترجیحات برای بازده حدی مثبت  $MAX_t$ ، کم‌تر از ۵٪ است و از این رو، فرضیه صفر وجود ریشه واحد پذیرفته نمی‌شود و نتیجه گرفته می‌شود که این متغیرها در سطح، مانا هستند.

نگاره ۶: نتایج آزمون مانایی داده‌های تابلویی در رگرسیون فاما - مک‌بث (۱۹۷۳)

نام آزمون	نوع متغیر برونزا	$R_{i,t} - R_{F,t}$	$D(R_{i,t} - R_{F,t})$	$IVOL_t$	$LME_t$	$LBM_t$	$MAX5_t$	$MOM_t$	$DMOM_t$
عرض از مبدا فردی	عرض از مبدا فردی	*۲۲۴۶/۷	*۲۳۹۰/۴	*۱۴۱/۲۲	*۸۰/۳۷۷	*۲۰۳۴/۲	۹۷/۱۰۸	*۴۱۶۲/۱	(۰/۰۰۰۰)
عرض از مبدا و روند	عرض از مبدا و روند	۴۵/۶۶۹۷	*۲۰۴۷/۸	*۱۳۴/۰۹	*۶۶/۰۹۶	*۱۸۹۹/۰	۱۳/۰۱۸	*۴۰۲۱/۰	(۰/۰۰۰۰)
بدون عرض از مبدا فردی و روند	بدون عرض از مبدا فردی و روند	۳۹/۰۱۶	*۵۷۷۰/۴	۳۰/۸۸۷	۷/۸۹۱۴	*۳۱۱۶/۵	*۱۲۶/۲۴	*۱۲۶۴۲/۰	(۰/۰۰۰۰)

\* بیانگر معناداری از نظر آماری در سطح خطای ۵٪ می‌باشد. اعداد قرار داده شده در پرانتز،  $P$ -مقدار آزمون مانایی PP-فیشر است.

اما نتیجه آزمون PP-فیشر بیانگر وجود یک ریشه واحد در سطح متغیرهای بازده مازاد ماه گذشته سهام  $R_{i,t} - R_{F,t}$  و مومتوم  $MOM_t$ ، در سطح خطای ۵٪ می‌باشد؛ از این رو، این آزمون برای تفاضل این متغیرها مجدداً اجرا می‌شود. از نگاره ۶ ملاحظه می‌شود که آماره آزمون ریشه واحد در سطح خطای ۵٪ برای تفاضل این دو متغیر یعنی  $D(R_{i,t} - R_{F,t})$  و  $DMOM_t$  از نظر آماری معنادار نمی‌باشد و نتیجه گرفته می‌شود که تفاضل مرتبه اول آن‌ها در سطح خطای ۵٪ ریشه واحد ندارد.

در نگاره ۷ نتایج حاصل از برآورد مدل رگرسیون فاما-مک‌بث (مدل (۲)) با استفاده از مدل اجزای خطای ثابت یک طرفه در مقاطع طی دوره ۱۳۸۷/۱/۴ الی ۱۳۹۸/۳/۲۹ گزارش شده است.  $P$ -مقدار مربوط به هر کدام از ضرایب متغیرهای مدل در پرانتز قرار داده شده است. تخمین مدل (۲) نشان می‌دهد که ضرایب همه متغیرها در سطح خطای ۵٪ از نظر آماری تأثیر معناداری بر بازده مقطعی یک دوره بعد دارند. بر طبق نتایج رگرسیون، یک رابطه مثبت بین معکوس بازده کوتاه‌مدت و بازده مورد انتظار (۰/۱۷۵۸۱۸) وجود دارد؛ به این معنا که ویژگی معکوس بازده کوتاه‌مدت در بورس اوراق بهادار تهران وجود ندارد. این نتیجه با این پیش‌بینی که برنده‌های دوره اخیر به بازنده‌هایی در دوره آینده تبدیل می‌شوند، ناسازگار است. برخلاف یافته‌های جاگادیش و تیتمن (۱۹۹۳) ضریب متغیر  $MOM$  منفی (۰/۳۴۸۹۶۷-) بدست آمده است. این نتیجه‌گیری نیز با این پیش‌بینی که در بازار اوراق بهادار تهران، برنده‌های دوره اخیر همچنان تا دوره‌های مشخصی از آینده نیز برنده خواهند بود، ناسازگار است. نتایج تجربی همچنین سازگار با پیش‌بینی بالی و همکاران (۲۰۱۱)، بیانگر این است که یک رابطه منفی و معنادار از نظر آماری بین  $MAX5$  و بازدهی مورد انتظار سهام (با ضریب  $-۳/۱۸۸۱۲$ ) در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد. به بیان دیگر، نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و معکوس بازده ماه قبل موجب افزایش و  $MOM$  و  $MAX5$  ماه قبل موجب کاهش بازده سهام شرکت‌ها در ماه آینده می‌شوند.

نگاره ۷: نتایج تخمین رگرسیون فاما-مک‌بث (۱۹۷۳) در چارچوب اثرات ثابت در مدل اجزای خطای یک طرفه در مقاطع

DMOM <sub>t-1</sub>	MAX5 <sub>t-1</sub>	$D(R_{i,t-1} - R_{F,t-1})$	LME <sub>t-1</sub>	LBM <sub>t-1</sub>	IVOL <sub>t-1</sub>	عرض از مبدأ	
۰/۱۷۵۸۱۸*	-۳/۱۸۹۸۱۲*	-۰/۳۴۸۹۶۷*	-۲/۴۰۷۶۹۹*	-۵/۵۲۴۶۳۸*	۳۳/۲۸۶۴۲*	۷۳/۰۳۷۸۹*	ضریب
۱۱/۸۴۷۸۸	-۲/۸۶۳۴۶۹	-۸/۷۲۸۶۱۳	-۲/۱۸۱۷۳۷	-۲/۸۱۳۸۰۳	۶/۹۹۶۷۵۰	۲/۳۲۸۳۵۳	آماره t
(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۱)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۲۹۲)	(۰/۰۰۴۹)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۱۹۹)	(P-مقدار)
						(۰/۰۰۰۷)	آماره
						۲۱/۲۹۵۸۳۵*	هاسمن
						۰/۰۷۲۲۱۱	R <sup>2</sup>
							آماره
						۲/۰۱۴۱۷۹	دوربین - واتسون
						(۰/۰۰۰۰۰۰)	آماره F
						۹/۰۲۴۶۷۹*	

\*بیانگر معناداری از نظر آماری در سطح خطای ۵٪ می‌باشد. اعداد قرار داده شده در پرانتز، P-مقدار آزمون t استیودنت است.

در کل، نتایج حاصل از برآورد رگرسیون‌های مقطعی فاما-مک‌بث (۱۹۷۳) به روش اثرات ثابت جهت پیش‌بینی بازده مورد انتظار، نشان می‌دهد که بعد از کنترل برای معکوس بازده کوتاه‌مدت، ترجیحات برای سهام شرکت‌هایی که قیمت پایین اما ریسک غیرسیستماتیک و چولگی غیرسیستماتیک بالا دارند، و مومنتوم، باز هم ضریب متغیر IVOL مثبت و از نظر آماری معنادار با مقدار ۳۳/۲۸۶۴۲، در هر ماه است. از این رو، نتیجه گرفته می‌شود که سه عامل ریسک فاما-فرنج (بازده مازاد بازار، اندازه، و ارزش)، عامل ریسک معکوس بازده کوتاه‌مدت (فرضیه دوم)، عامل ریسک ترجیحات برای سهام شرکت‌هایی که قیمت پایین اما ریسک غیرسیستماتیک و چولگی غیرسیستماتیک بالا دارند (فرضیه سوم)، و عامل ریسک مومنتوم (کارهارت، ۱۹۹۷) (فرضیه چهارم)، نمی‌توانند رابطه مثبت بین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار یا به عبارتی صرف مثبت نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را توضیح بدهند. بر این اساس، فرضیه‌های دوم تا چهارم پژوهش از نظر آماری در سطح خطای ۵٪ پذیرفته نمی‌شوند.

این یافته دلالت بر صحت نتایج قبلی حاصل از تجزیه و تحلیل یک طرفه بر مبنای نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و تجزیه و تحلیل دوطرفه پورتفوی بر مبنای نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و عوامل ریسک فوق، و استواری آن دارد.

پس در کل نتیجه گرفته می‌شود که اولاً نتایج آنگ و همکاران (۲۰۰۶ و ۲۰۰۹) که بی‌قاعدگی قیمت‌گذاری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را برای ۲۳ کشور توسعه یافته بدست آورده بودند برای بورس اوراق بهادار تهران برقرار نیست. ثانیاً، توضیحاتی که در ادبیات برای وجود این بی‌قاعدگی برای بازار آمریکا و سایر کشورهای توسعه یافته مطرح شده است، برای شواهد بدست آمده برای بورس اوراق بهادار تهران مبنی بر صرف مثبت نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک، پذیرفتنی نمی‌باشد.

## ۵- بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش، هدف بررسی قیمت‌گذاری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک سهام شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. انگیزه برای انجام این پژوهش به کار آنگ و همکاران (۲۰۰۶ و ۲۰۰۹) برمی‌گردد که یک بی‌قاعدگی را در قیمت‌گذاری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مبنی بر وجود رابطه منفی بین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده مقطعی سهام یک دوره آینده برای بورس آمریکا و ۲۲ کشورهای توسعه یافته دیگر مطرح کردند. این رابطه منفی بعداً در ادبیات تحت عنوان معمای نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک نامیده شد و اعتقاد بر آن بود که معمای آنگ و همکاران (۲۰۰۹) که برای ۲۳ کشور دنیا از جمله آمریکا وجود دارد، احتمالاً برای تمامی کشورهای دنیا پذیرفته می‌شود. از این رو، این مقاله به دنبال آزمون این رابطه برای بازار اوراق بهادار تهران که یک بازار نوظهور است، می‌باشد.

بر طبق نتایج هیچ‌گونه شواهدی مبنی بر وجود بی‌قاعدگی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران بدست نیامد. در واقع، یافته‌های تجربی این مقاله، بر وجود یک رابطه مثبت و بطور قابل توجه معنادار از نظر آماری بین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده خام ماه آینده و بازده تعدیلی نسبت به سه عامل ریسک فاما-فرنج ماه آینده، در بورس اوراق بهادار تهران دلالت دارد. صرف مثبت نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک با یافته‌های درو و ریراقاوان (۲۰۰۲) و پوکنتانگ-لی و ویسالتادچوتی (۲۰۰۹) که برای برخی کشورهای آسیایی بدست آورده بودند، سازگار است. این یافته تجربی همچنین با نتایج بدری و همکاران (۲۰۱۴)، عرب‌مازار یزدی و همکاران (۲۰۱۶) و نیکوسخن و فدایی‌نژاد (۲۰۱۸) و قلی‌پور خانقاه و همکاران (۲۰۱۹) نیز سازگار است. با این حال، شواهد تجربی این پژوهش با نتایج بدست آمده توسط جو و همکاران (۲۰۱۸) ناسازگار است چرا که آن‌ها وجود بی‌قاعدگی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را برای بازار سهام نوظهور چین نتیجه گرفته‌اند. از طرف دیگر، متفاوت بودن نتایج این مقاله با نتایج تجربی آنگ و همکاران (۲۰۰۶ و ۲۰۰۹) می‌تواند به علت جدایی و تفاوت ایران از بازارهای سهام آمریکا و سایر کشورهای توسعه یافته از لحاظ کارآیی بازار و محتوای اطلاعاتی قیمت‌ها<sup>۹۵</sup> باشد. دلایل دیگر می‌تواند شامل درجه آزادسازی مالی، میزان توسعه‌یافتگی بازار مالی، تغییر ماهیت شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران، نقدینگی، درجه حمایت از سرمایه‌گذاران در بازار، و مواردی از این قبیل باشد.

در این مقاله همچنین به بررسی نقش توضیحاتی که در ادبیات راجع به بی‌قاعدگی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک آنگ و همکاران مطرح شده است، نیز پرداخته شده است. تجزیه و تحلیل یک طرفه پورتفوی مبتنی بر نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک، و تجزیه و تحلیل دوطرفه پورتفوی مبتنی بر نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و هر یک از عوامل ریسک اثرات مومنتوم، ترجیحات برای سهام شرکت‌هایی که قیمت پایین اما ریسک غیرسیستماتیک و چولگی

غیرسیستماتیک بالا دارند، و معکوس بازده در کوتاه‌مدت، علاوه بر رویکرد رگرسیون‌های مقطعی فاما-مک‌بث، بیانگر این است که صرف مثبت نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران را نمی‌توان با کنترل نمودن عوامل ریسک فوق توضیح داد. این یافته‌ها تنها با کار جو و همکاران (۲۰۱۸) سازگار است؛ با این تفاوت که آن‌ها عوامل ریسک فوق را برای توضیح صرف منفی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک برای بازار سهام چین، بکار برده‌اند، اما در این مقاله صرف مثبت نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک برای بازار اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار گرفته است. در این زمینه تنها بدری و همکاران (۲۰۱۴) نقش چندین عامل ریسک دیگر را برای توضیح قیمت‌گذاری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مورد بررسی قرار داده‌اند که آن‌ها نیز عدم معناداری آماری این متغیرها را نتیجه گرفته‌اند.

در کنار این یافته‌ها، شواهد تجربی همچنین بیانگر این است که ویژگی معکوس بازده کوتاه‌مدت در بورس اوراق بهادار تهران وجود ندارد. به بیان دیگر، نتایج تجربی بدست آمده با این پیش‌بینی که برنده‌های دوره اخیر به بازنده‌هایی در دوره آینده تبدیل می‌شوند، ناسازگار است. نتایج همچنین بر عدم وجود ویژگی مومنتوم، به این مفهوم که برنده‌های دوره اخیر همچنان تا دوره‌های مشخصی از آینده نیز برنده خواهند بود، دلالت دارد. با این حال، یافته‌های تجربی نشان می‌دهد که طی دوره تحت بررسی، سهام شرکت‌های با معیار MAX5 بالا، بطور معناداری عملکرد پایین‌تری نسبت به سهم‌های با مقدار MAX5 پایین نشان می‌دهند.

بطور کلی، یافته‌های این پژوهش مبنی بر اینکه توضیحات بیان شده در ادبیات از جمله معکوس بازده کوتاه‌مدت، مومنتوم و ترجیحات برای بازده حدی مثبت نمی‌توانند صرف مثبت نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را توضیح دهند، می‌تواند اهمیت پرداختن به مطالعه نحوه قیمت‌گذاری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک برای سایر بازارها غیر از آمریکا را برجسته کند؛ چرا که اکثر توضیحات مطرح شده در ادبیات برای بی‌قاعدگی نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بر مبنای داده‌های بازار آمریکا بدست آمده‌اند.

همچنین، در بورس اوراق بهادار تهران به عنوان یک بازار نوظهور، عمدتاً سرمایه‌گذاران فردی غالب هستند، این بازار یک بازار ناکامل و از نظر اطلاعاتی ناکارا است؛ پس تعجب آور نخواهد بود که این سرمایه‌گذاران نتوانند پورتهوی کاملاً متنوع تشکیل دهند. از این رو، می‌توان گفت که نتایج این مقاله همراستا با تئوری‌هایی که بر وجود تعادل حتی در شرایطی که سرمایه‌گذاران بطور ناقص پورتهوهای خود را متنوع‌سازی می‌کنند، قرار دارد (لوی، ۱۹۷۸؛ مرتون، ۱۹۸۷). این تئوری‌ها پیش‌بینی می‌کنند که در شرایط وجود اصطکاک بازار که سرمایه‌گذاران را از نگه‌داری پورتهوهای کاملاً متنوع باز می‌دارد، انتظار می‌رود یک رابطه مثبت بین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده وجود داشته باشد چرا که سرمایه‌گذاران

نمی‌توانند ریسک‌های خاص شرکت را بطور کامل حذف نمایند. از این رو، سرمایه‌گذاران صرفی را بابت تحمل ریسک تقاضا می‌نمایند.

از نظر کاربردی، این مطالعه دستاوردهای اقتصادی مهمی برای سرمایه‌گذاران حقیقی (فردی) دارد. علی‌رغم اینکه در ادبیات فرض بر آن است که سرمایه‌گذاران نوسان‌پذیری کل سهام را عنصر مهم و تعیین‌کننده در تصمیم‌گیری‌هایشان برای انتخاب اوراق بهادار و تشکیل پورتفوی می‌بینند، نتایج تجربی این مقاله نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران می‌باید نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را نیز در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری خود مدنظر داشته باشند. قبلاً مطالعات انجام گرفته در آمریکا نشان داده است که سرمایه‌گذاران حقیقی، سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار با نوسان‌پذیری پایین را ترجیح می‌دهند (بادریناث و همکاران<sup>۶</sup>، ۱۹۸۹)، اما نتایج تجربی این مقاله همراستا با مطالعات اخیر سایر پژوهشگران، نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران در ایران و در بورس اوراق بهادار تهران نیز گرایش به سهام با نوسان‌پذیری بالا دارند. در واقع، سرمایه‌گذاران در صورت خرید سهم‌های با سطح بالاتر نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک می‌توانند عایدی بیشتری کسب نمایند. به عبارت دیگر، سرمایه‌گذاران در بازار اوراق بهادار تهران با پذیرش ریسک‌های غیرسیستماتیک سهم‌های موجود در پورتفوی، جبران (صرف مثبت نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک) دریافت خواهد نمود. بطور کلی، با توجه به یافته‌های مقاله، می‌توان ادعا نمود که تعمیم نتایج تجربی بدست آمده برای بازارهای سهام توسعه یافته به بازارهای جدید و نوظهور می‌تواند اشتباه و گمراه‌کننده باشد.

انجام این پژوهش با محدودیت‌هایی رو به رو بوده است که بررسی بیشتر پیرامون رابطه بین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک و بازده مورد انتظار را دشوار ساخته است. به علت اینکه داده‌های مربوط به شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با دوره‌های زمانی متفاوت در دسترس هستند که از این رو از کیفیت آماری چندانی برخوردار نبودند، تعمیم کار تجربی بر روی بورس اوراق بهادار تهران منجر به نتایج ناسازگاری خواهد شد. در این پژوهش تنها کشور ایران مورد بررسی قرار گرفته است. همین‌طور، بازه زمانی که در این مقاله با توجه به محدودیت دسترسی به داده‌ها در نظر گرفته شده است کوتاه بوده و اگر هدف دست‌یابی به نتایج تجربی استوار و قابل اعتماد باشد می‌باید دوره زمانی طولانی‌تری (حداقل ۲۰ سال) برای بازده روزانه سهام در نظر گرفته شود. از طرف دیگر، تعداد شرکت‌های در نظر گرفته شده در این پژوهش بسیار کم‌تر از مطالعه فاما-فرنج (۱۹۹۳) با تعداد ۳۱۰۰ شرکت، است؛ که یکی از دلایل اصلی آن کم بودن تعداد کل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و نیز محدودیت دسترسی به اطلاعات آماری قابل قبول این شرکت‌های موجود، است.

برای تعمیم یافته‌های تجربی این پژوهش، می‌باید در نمونه آماری در نظر گرفته شده، دیگر بازارهای نوظهور از جمله چین، هند، کره، عربستان، مالزی، تایوان و ... نیز وارد گردد. از طرف

دیگر، از آنجاییکه برطبق یافته‌های این پژوهش ویژگی‌های شرکت و عوامل ریسک فوق‌الذکر نقش معناداری در توضیح صرف مثبت نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در تجزیه و تحلیل‌های مقطعی از سهام شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران ندارند، پیشنهاد می‌شود که محققین در ادامه این پژوهش از سایر عوامل خاص شرکت که در ادبیات به عنوان عوامل کنترل‌کننده برای پیش‌بینی رابطه بین بازده مورد انتظار مقطعی و نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک مطرح شده است، استفاده نمایند. برخی از دیگر متغیرهای کنترل معرفی شده در ادبیات عبارتند از: سود هر سهم، بازده حقوق صاحبان سهام، حجم معاملات، مالکیت نهادی و اهرم و ... همچنین برای رسیدن به یک درک جامع از نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران، معیارهای دیگری از نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک نیز می‌تواند در نظر گرفته شود. برای نمونه، نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک را می‌توان به گونه‌ای دیگر از مدل EGARCH محاسبه نمود که در این صورت می‌توان نتیجه بدست آمده را با یافته‌های تجربی این مقاله، حاصل از مدل سه عاملی فاما-فرنج، مقایسه کرد و به دستاوردهای گسترده‌تری در این زمینه دست یافت. در پایان، در صورت استفاده از سری‌های زمانی طولانی‌تر کارآیی یا دقت تخمین‌ها افزایش می‌یابد. با این حال اگر از سری‌های زمانی طولانی‌تر استفاده شود تخمین نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک نیازمند انجام محاسبات بسیار زیاد خواهد شد. از این رو، این موضوع‌ها می‌باید در پژوهش‌های آتی مورد بحث و بررسی قرار گرفته و در کنار آن، امکان بوجود آمدن مشکل همبستگی میان بازده سهام شرکت‌ها در صورت امکان افزایش حجم نمونه نیز مورد توجه قرار گرفته و حل گردد.

## یادداشت‌ها

- |                                     |                                       |   |
|-------------------------------------|---------------------------------------|---|
| 1. Idiosyncratic Risk               | 33. Kumar                             | 65. Son and Nguyen  |
| 2. Black                            | 34. Lottery- type Stocks Preference   | 66. Nartea, Ward and Yao                                      |
| 3. Fama and MacBeth                 | 35. Abnormal Returns                  | 67. Drew and Veeraraghavan                                    |
| 4. Idiosyncratic Volatility (IVOL)  | 36. Fu                                | 68. Pukthuanthong-Le and Visaltanchoti                        |
| 5. Tesar and Werner                 | 37. Contemporaneous Returns           | 69. Wang, Lin, Kang and Fung                                  |
| 6. Goetman and Kumar                | 38. Realized Idiosyncratic Volatility | 70. Aziz and Ansari   |
| 7. Polkovnichenko                   | 39. Underpriced                       | 71. co-Skewness   |
| 8. Level of Personal Wealth         | 40. Short Selling                     | 72. Liu, Kong, Gu and Guo                                     |
| 9. Liu                              | 41. Overpriced                        | 73. Unbalanced Panel Data                                     |
| 10. Risk Preference                 | 42. Long Positions                    | 74. Bali and Cakici   |
| 11. Behavioural and Cultural Biases | 43. Short Positions                   | 75. Fama and French   |
| 12. Huberman                        | 44. Aggregate Level                   | 76. Value Size (SMB)  |
| 13. Guiso, Sapienza, & Zingales     | 45. Goyal and Santa-Clara             | 77. Value Risk Factor (HML)                                   |
| 14. Siegel, Licht, & Schwartz       | 46. Jiang and Lee                     | 78. Multi Betas   |
| 15. Chen, Chen & Kao                | 47. Firm Level                        | 79. Raw Returns   |
| 16. Information Costs               | 48. Xu and Malkiel                    | 80. Fama and French (1993) Three-Factor Risk Adjusted Returns |
| 17. Merton                          | 49. Spiegel and Wang                  | 81. Carhart   |
| 18. Van Nieuwerburgh and Veldkamp   | 50. Chua, Goh & Zhang                 | 82. Robustness  |

19. Levy	51. Bali, Cakici, Yan & Zhang	83. Fama and MacBeth
20. Ang, Hodrick, Xing and Zhang	52. Wei and Zhang	84. Banz
21. IVOL Puzzle	53. Ahmend and Alhadab	85. Rosenberg, Reid and Lanstein
22. Markowitz	54. Fenner, Han and Haung	86. Risk Free Rate
23. Gu, Kang and Xu	55. Qadan, Kliger and Chen	87. Proxy
24. Fama and French	56. Volatility Index (VIX)	88. P-Value
25. short-term Return Reversal	57. Li, Hou and Zhang	89. Baltagi
26. Huang, Liu, Rhee and Zhang	58. Intangible Assets	90. Hausman
27. Preference for Lottery- Type Stocks or Stocks with Extreme Positive Returns	59. MacLean	91. cross-section Random Effects
28. Bali, Cakici and Whitelaw	60. Egginton and Hur	92. Value-Weighted (VW)
29. Arbitrage Asymmetry	61. Hou and Loh	93. Terciles
30. Stambaugh, Yu and Yuan	62. Extreme Positive Returns	94. Equal-Weighted Returns (EW)
31. Momentum	63. Nartea, Wu and Liu	95. Market Efficiency and Price Informativeness
32. Jagadeesh and Titman	64. Malagon, Moreno and Rodriguez	96. Badrinath, Gay & Kale

### کتابنامه

جعفری، علیرضا؛ وکیلی فرد، حمیدرضا؛ حمیدیان، محسن؛ و طالب‌نیا، قدرت‌الله، (۱۳۹۷)، آزمون قیمت‌گذاری صرف ریسک دما در بورس اوراق بهادار تهران، چشم‌انداز مدیریت مالی، ۲۴: ۳۵-۶۱.

سلیمانی، ایمان؛ عرب‌صالحی، مهدی، (۱۳۹۸)، عوامل تعیین کننده نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، چشم‌انداز مدیریت مالی، ۹(۲۶): ۹۷-۱۱۹.

شاپور، محمدی؛ و آسیما، مهدی، (۱۳۹۸)، قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک از طریق تبیین ریسک آریترناژ، راهبرد مدیریت مالی، ۷(۲۶): ۱-۲۴.

عرب‌مازار یزدی، محمد؛ دولو، مریم؛ و بدری، احمد، (۱۳۹۳)، قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک: شواهدی مبتنی بر محتوای اطلاعاتی سود، پژوهش‌های تجربی حسابداری، ۳(۱۱): ۱-۱۹.

عرب‌مازار یزدی، محمد؛ بدری، احمد؛ و دولو، مریم، (۱۳۹۴)، قیمت‌گذاری ریسک غیرسیستماتیک: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی، ۱۲(۴۷): ۲۳-۴۶.

قلی‌پور خاقان، مهدی؛ عیوض‌لو، رضا؛ محمودزاده، سعید؛ و مهدی رامشگ، (۱۳۹۶)، بررسی ریسک غیرسیستماتیک و اصطکاک بازار در فرآیند سرمایه‌گذاری، دانش سرمایه‌گذاری، ۶(۲۲): ۱۳-۲۷.

نیکوسخن، معین؛ و فدایی‌نژاد، محمد اسماعیل، (۱۳۹۷)، بررسی اهمیت ریسک غیرسیستماتیک هر ورقه بهادار: نگاهی دیگر به ریسک غیرسیستماتیک و بازده، راهبرد مدیریت مالی، ۶(۲۰): ۱-۲۴.



## References

- Ahmed, M. S. & Alhadab, M. (2020). Momentum, asymmetric volatility and idiosyncratic risk-momentum relation: Does technology-sector matter?, *The Quarterly Review of Economics and Finance*. doi.org/10.1016/j.qref.2020.05.005
- Ang, A., Hodrick, R. J., Xing, Y., & Zhang, X. (2006). The cross-section of volatility and expected returns, *The journal of finance*, 61(1): 259-299. doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.00836.x
- 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. doi.org/10.1016/j.jfineco.2007.12.005
- Arabmazar Yazdi, M., Badri, A., & Davallou, M. (2016). Idiosyncratic risk pricing: evidence from Terhran Stock Exchange, *Empirical Studies in Financial Accounting Quarterly*, 12(47): 23-46. doi.org/10.22054/qjma.2015.2535 (in Persian)
- Aziz, T., & Ansari, V. A. (2017). Idiosyncratic volatility and stock returns: Indian evidence, *Cogent Economics & Finance*, 5(1):1420998. doi.org/10.1080/23322039.2017.1420998
- Badri, A., Davallou, M., & Arabmazar Yazdi, M. (2014). Idiosyncratic risk pricing: evidence based on information content of earnings, *Journal of Empirical Research in Accounting*, 3(3): 1-19. doi.org/10.22051/jera.2014.608 (in Persian)
- Badrinath, S. G., Gay, G. D., & Kale, J. R. (1989). Patterns of institutional investment, prudence, and the managerial "safety-net" hypothesis, *Journal of Risk and Insurance*, 56(4): 605-629. doi.org/10.2307/253449
- Bali, T. G., Cakici, N., Yan, X., & Zhang, Z. (2005). Does idiosyncratic risk really matter?, *The journal of finance*, 60(2): 905-929. doi.org/10.1111/j.1540-6261.2005.00750.x
- Bali, T. G., & Cakici, N. (2008). Idiosyncratic volatility and the cross eection of expected returns, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43(1): 29-58. doi.org/10.1017/S002210900000274X
- 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. doi.org/10.1016/j.jfineco.2010.08.014
- Baltagi, B. (2008). *Econometric analysis of panel data*, John Wiley & Sons.
- Banz, R. W., & Breen, W. J. (1986). Sample-dependent results using accounting and market data: some evidence, *The Journal of Finance*, 41(4): 779-793. doi.org/10.2307/2328228
- Black, F. (1972). Capital market equilibrium with restricted borrowing. *The Journal of Business*, 45(3): 444-455. doi.org/10.1086/295472
- Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance, *The Journal of Finance*, 52(1): 57-82. doi.org/10.2307/2329556
- Chen, A., Chen, L.-W., & Kao, L. (2010). Leverage, liquidity and IPO long-run performance: evidence from Taiwan IPO markets, *International Journal of*

- Accounting & Information Management*, 18(1): 31-38. doi.org/10.1108/18347641011023261
- Chua, C. T., Goh, J., & Zhang, Z. (2006). Idiosyncratic volatility matters for the cross-section of returns-in more ways than one, *Unpublished working paper, Singapore Management University*.
- Drew, M., & Veeraraghavan, M. (2002). Idiosyncratic volatility and security returns: Evidence from the Asian region, *International Quarterly Journal of Finance*, 2(1-4): 1-14. doi.org/10.1080/23322039.2017.1420998
- Egginton, J. & Hur, J. (2018). The robust maximum daily return effect as demand for lottery and idiosyncratic volatility puzzle, *Journal of Empirical Finance*, 47: 229-245. doi.org/10.1016/j.jempfin.2018.03.001
- Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns, *The Journal of Finance*, 47(2):427-465. doi.org/10.2307/2329112
- Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics*, 33(1): 3-56. doi.org/10.1016/0304-405X(93)90023-5
- Fama, E. F., & MacBeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests, *Journal of Political Economy*, 81(3): 607-636. doi.org/10.1086/260061
- Fenner, R. G., Han, Y. & Huang, Z. (2020). Idiosyncratic volatility shocks, behavior bias, and cross-sectional stock returns. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 75: 276-293. doi.org/10.1016/j.qref.2019.05.004
- Fu, F. (2009). Idiosyncratic risk and the cross-section of expected stock returns, *Journal of Financial Economics*, 91(1): 24-37. doi.org/10.1016/j.jfineco.2008.02.003
- Gholipur Khanegah, M., Eyvazloo, S., Mahmoodzade, S., & V. M. (2017). Idiosyncratic risk and market friction in investment process, *Investment Knowledge*, 6(22): 13-27 (in Persian).
- Goetzmann, W. N., & Kumar, A.(2008). Equity portfolio diversification, *Review of Finance*, 12(3): 433-463. doi.org/10.1093/rof/rfn005
- Goyal, A., & Santa-Clara, P. (2003). Idiosyncratic risk matters!, *The Journal of Finance*, 58(3): 975-1007. doi.org/10.1111/1540-6261.00555
- 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. doi.org/10.1016/j.jbankfin.2015.08.016
- Guiso, L., Sapienza, P., & Zingales, L. (2009). Cultural biases in economic exchange?, *The Quarterly Journal of Economics*, 124(3): 1095-1131. doi.org/10.1162/qjec.2009.124.3.1095
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 46(6): 1251-1271. doi.org/10.2307/1913827
- Hou, K., & Loh, R. K. (2014). Have we solved the idiosyncratic volatility puzzle?, *Journal of Financial Economics*, 121(1): 167-194. doi.org/10.1016/j.jfineco.2016.02.013

- Huang, W., Liu, Q., Rhee, S. G., & Zhang, L. (2009). Return reversals, idiosyncratic risk, and expected returns, *The Review of Financial Studies*, 23(1): 147-168. doi.org/10.1093/rfs/hhp015
- Huberman, G. (2001). Familiarity breeds investment, *The Review of Financial Studies*, 14(3): 659-680. doi.org/10.1093/rfs/14.3.659
- Jafari, A., Vakili Fard, H., Hamidian, M., & Talebnia, Gh. (2019). Pricing test of temperature volatility premium in the Tehran Stock Exchange, *Financial Management Perspective*, 8(24): 35-62 (in Persian).
- Jegadeesh, N., & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency, *The Journal of Finance*, 48(1): 65-91. doi.org/10.2307/2328882
- Jiang, X., & Lee, B. S. (2006). The dynamic relation between returns and idiosyncratic volatility, *Financial Management*, 35(2):43-65. doi.org/10.1111/j.1755-053X.2006.tb00141.x
- Kumar, A. (2009). Hard-to-value stocks, behavioral biases, and informed trading, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44(6): 1375-1401. doi.org/10.1017/S0022109009990342
- 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, X., Hou, K. & Zhang, C. (2019). Intangible factor and idiosyncratic volatility puzzles, *Finance Research Letters*, 101403. doi.org/10.1016/j.frl.2019.101403
- Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets, *The Review of Economics and Statistics*, 47(1): 13-37. doi.org/10.2307/1924119
- Liu, H. (2008). Portfolio insurance and underdiversification, *Paper presented at the AFA 2009 San Francisco Meetings Paper*. doi.org/10.2139/ssrn.932581
- Liu, S., Kong, A., Gu, R. & Guo, W. (2019). Does idiosyncratic volatility matter? — Evidence from Chinese stock market, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 516: 393-401. doi.org/10.1016/j.physa.2018.09.184
- Malagon, J., Moreno, D. & Rodriguez, R. (2018). Idiosyncratic volatility, conditional liquidity and stock returns, *International Review of Economics & Finance*, 53: 118-132. doi.org/10.1016/j.iref.2017.10.011
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection, *The Journal of Finance*, 7(1): 77-91. doi.org/10.1111/j.1540-6261.1952.tb01525.x
- McLean, R. D. (2010). Idiosyncratic risk, long-term reversal, and momentum, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 45: 883-906. doi.org/10.1017/S0022109010000311
- Merton, R. C. (1987). A simple model of capital market equilibrium with incomplete information, *The Journal of Finance*, 42(3): 483-510. doi.org/10.1111/j.1540-6261.1987.tb04565.x

- Mohammadi, S., & Asima, M. (2019). Idiosyncratic volatility pricing by explaining arbitrage risk, *Journal of Financial Management Strategy*, 7(3): 1-24. doi.org/10.22051/jfm.2019.24672.1977(in Persian).
- Nartea, G. V., Ward, B. D., & Yao, L. J. (2011). Idiosyncratic volatility and cross-sectional stock returns in Southeast Asian stock markets, *Accounting & Finance*, 51(4): 1031-1054. doi.org/10.1111/j.1467-629X.2010.00384.x
- Nartea, G. V., Wu, J., & Liu, Z. (2013). Does idiosyncratic volatility matter in emerging markets? Evidence from China, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 27: 137-160. doi.org/10.1016/j.intfin.2013.09.002
- Nikusokhan, M., & Fadaei Nejad., M. E. (2018).The investigation of the importance of individual securities idiosyncratic risk: another look at idiosyncratic risk and expected returns, *Journal of Financial Management Strategy*, 6(1): 1-24. doi.org/10.22051/jfm.2018.12991.1212 (in Persian).
- Polkovnichenko, V. (2005). Household portfolio diversification: a case for rank-dependent preferences, *The Review of Financial Studies*, 18(4): 1467-1502. doi.org/10.1093/rfs/hhi033
- Pukthuanthong-Le, K., & Visaltanachoti, N. (2009). Idiosyncratic volatility and stock returns: a cross country analysis, *Applied Financial Economics*, 19(16): 1269-1281. doi.org/10.1080/09603100802534297
- Qadan, M., Klinger, D. & Chen, N. (2019). Idiosyncratic volatility, the VIX and stock returns, *The North American Journal of Economics and Finance*, 47: 431-441. doi.org/10.1016/j.najef.2018.06.003
- Rosenberg, B., Reid, K., & Lanstein, R. (1985). Persuasive evidence of market inefficiency, *The Journal of Portfolio Management*, 11(3): 9-16. doi.org/10.3905/jpm.1985.409007
- Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk, *The Journal of Finance*, 19(3): pp. 425-442. doi.org/10.2307/2977928
- Siegel, J. I., Licht, A. N., & Schwartz, S. H. (2011). Egalitarianism and international investment, *Journal of Financial Economics*, 102(3): 621-642. doi.org/10.1016/j.jfineco.2011.05.010
- Soleimani, I., & ArabSalehi, M. (2019). Determinants of idiosyncratic volatility in listed firms on Tehran Stock Exchange, *Journal of Financial Management Perspective*, 9(26): pp. 97-119 (in Persian).
- Son, N. T., & Nguyen, N. M. (2019). Prospect theory value and idiosyncratic volatility: Evidence from the Korean stock market, *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 21: 113-122. doi.org/10.1016/j.jbef.2018.11.006
- Spiegel, M. I., & Wang, X. (2005). Cross-sectional variation in stock returns: liquidity and idiosyncratic risk, *Working Paper, Yale University*.
- Stambaugh, R. F., Yu, J., & Yuan, Y. (2015). Arbitrage asymmetry and the idiosyncratic volatility puzzle, *The Journal of Finance*, 70(5): 1903-1948. doi.org/10.1111/jofi.12286

- Tesar, L. L., & Werner, I. M. (1995). Home bias and high turnover, *Journal of International Money and Finance*, 14(4): 467-492. doi.org/10.1016/0261-5606(95)00023-8
- Van Nieuwerburgh, S., & Veldkamp, L. (2010). Information acquisition and under-diversification, *The Review of Economic Studies*, 77(2): 779-805. doi.org/10.1111/j.1467-937X.2009.00583.x
- Wang, L.-H., Lin, C.-H., Kang, J.-H. & Fung, H.-G. (2016). Idiosyncratic volatility and excess return: Evidence from the greater China region, *Finance Research Letters*, 19: 126-129. doi.org/10.1016/j.frl.2016.07.003
- Wei, S. X., & Zhang, C(2005) .. Idiosyncratic risk does not matter: A re-examination of the relationship between average returns and average volatilities, *Journal of Banking & Finance*, 29(3): 603-621. doi.org/10.1016/j.jbankfin.2004.05.021
- Xu, Y., & Malkiel, B. G. (2003). Investigating the behavior of idiosyncratic volatility, *The Journal of Business*, 76(4): 613-645. doi.org/10.1086/377033