Publisher: Shahid Beheshti University
Journal of Financial Management Perspective
2022, Vol. 12, No.38
PP: 131-160
DOI: https://doi.org/ 10.52547/JFMP.12.38.131
© Copyright: Author(s)

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

Investor Sentiment and Mean-Variance Relationship in Tehran Stock Exchange

Mohammad Nadiri*, Ali Khani**

Research Paper

Abstract

Although a positive mean-variance relation is a cornerstone of traditional finance theory, empirical evidence supporting it is controversial and mixed. According to behavioral finance theory, the mixed risk-return tradeoffs attributes to investor sentiment in the financial market. In this paper, we investigated the effect of individual investor sentiment on the mean-variance relationship in 103 Tehran Stock Exchange firms using the BSI index. Meanwhile, we examined the relationship between small and large companies, high and low-priced firms, and growth and value stocks. The conditional volatility of stocks was calculated with GARCH models, and the research hypotheses were examined using a panel data method. The results show that the risk-return relationship in the total sample, growth stocks, and high-priced entities are less affected by sentiments, but sentiments strengthen the positive mean-variance relation in value stocks, low capitalization, and low-priced firms. However, sentiment does weaken the positive relationship in high-capitalization firms. According to the research results, in constructing portfolios based on variance, investors should consider not only the sentiment of investors but also the features of the share in terms of value and growth, the market value of the company, and the stock price of the companies.

Keywords: Investor Sentiment; Mean-Variance Relation; Risk-Return Trade-Off; Conditional Variance; Stock Market.

Received: 2022. January. 29, Accepted: 2022. November. 01.
* Assistant Prof., Department of Management and Accounting, Collage of Farabi, Univercity of Tehran, Qom, Iran. (Corresponding Author). Email: m.nadiri@ut.ac.ir
** Msc in Financial Management, Collage of Farabi, Univercity of Tehran, Qom, Iran.
E-Mail: alikhani440445@gmail.com

ناشر: دانشگاه شهیدبهشتی
نشریه چشم‌انداز مدیریت مالی
۱۴۰۱، دوره ۱۲، شماره ۳۸
ص‌ص. ۱۳۱- ۱۶۰
© نویسندگان
شاپای چاپی: ۴۶۳۷- ۲۶۴۵
شاپای الکترونیکی: ۴۶۴۵- ۲۶۴۵

احساسات سرمایه‌گذاران و رابطه میانگین-واریانس در بورس اوراق بهادار تهران

محمد ندیری [*]، علی خانی [**]

مقاله پژوهشی

چکیده

رابطه مثبت بین ریسک و بازده زیربنای تئوری‌های کلاسیک مالی است اما پژوهش‌های صورت‌گرفته حاکی از رابطه متفاوت و متناقض بین این دو متغیر است. نظریه‌های مالی رفتاری، نتایج متفاوت به‌دست‌آمده را به احساسات سرمایه‌گذاران در بازار سهام نسبت می‌دهند. در این پژوهش تأثیر احساسات سرمایه‌گذاران حقیقی با شاخص BSI بر رابطه بین ریسک و بازده در ۱۰۳ شرکت بورس اوراق بهادار تهران بررسی گردیده است. همچنین این رابطه در بین سهام رشدی و ارزشی؛ شرکت‌های با ارزش بازاری بالا و پایین و شرکت‌های دارای قیمت سهام بالا و قیمت سهام ارزان، نیز بررسی شده‌است. واریانس شرطی سهم‌ها با استفاده از مدل‌های گارچ استخراج گردیدند و فرضیه‌های پژوهش نیز با روش داده‌های ترکیبی آزمون شدند. نتایج نشان می‌دهد که احساسات تأثیری بر رابطه بین ریسک و بازده در کل نمونه، در شرکت‌های بزرگ، سهام رشدی و شرکت‌های با سهام دارای قیمت بالا ندارد اما احساسات این رابطه را در سهام ارزشی، شرکت‌های کوچک و شرکت‌های با قیمت پایین، تشدید می‌کند. همچنین احساسات منجر به تضعیف رابطه مثبت بین ریسک و بازده در شرکت‌های با ارزش بازاری بالا می‌شود. بر اساس یافته‌های پژوهش، سرمایه‌گذاران باید هنگام ایجاد پرتفوی خود بر اساس واریانس، علاوه بر در نظر گرفتن احساسات سرمایه‌گذاران، به ویژگی‌های سهم از لحاظ ارزشی و رشدی بودن، ارزش بازاری شرکت و نیز قیمت سهام شرکت توجه نمایند.

کلیدواژه‌ها: احساسات سرمایه‌گذاران؛ رابطه میانگین-واریانس؛ رابطه ریسک-بازده؛ واریانس شرطی؛ بازار سهام.

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۰/۱۱/۰۹، تاریخ پذیرش مقاله: ۱۴۰۱/۰۸/۱۰.

[*] استادیار، گروه مالی، دانشکدگان فارابی، دانشگاه تهران، قم، ایران (نویسنده مسئول).
E-Mail: m.nadiri@ut.ac.ir

[**] کارشناسی ارشد مدیریت مالی، دانشکدگان فارابی، دانشگاه تهران، قم، ایران.
E-Mail: alikhani440445@gmail.com

۱. مقدمه

رابطه بین ریسک و بازده در بازارهای مالی، به‌عنوان یکی از ارکان مالی مدرن، همواره مورد توجه پژوهشگران بوده است و از آن به‌عنوان «اولین قانون بنیادین مالی[1]» یاد می‌شود [۲۴، ۲۹]. بر اساس مدل‌های عقلانی از قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی[2] رابطه بین ریسک-بازده مثبت بوده و دارایی‌های مالی با تلاطم بالا، دارای بازده انتظاری بالایی هستند [۶۲، ۴۰، ۲۶]؛ اما نتایج مطالعات تجربی مختلف صورت‌گرفته نشان می‌دهند رابطه بین این دو متغیر، آن‌گونه که مدل‌های کلاسیک مالی ادعا می‌کنند، همیشه مثبت نیست و نمی‌توان از آن به‌عنوان یک قانون نام برد و نتایج به‌دست‌آمده رابطه مبهم و متناقض بین دو متغیر ریسک و بازده را نشان می‌دهند. در حالی که بر اساس نتایج برخی از پژوهش‌ها رابطه بین ریسک و بازده مثبت است، نتایج برخی دیگر از پژوهش‌ها، حاکی از رابطه منفی یا نشان‌دهنده هر دو رابطه منفی و مثبت و یا عدم معنی‌داری رابطه بین این دو متغیر است [۴۳، ۵۶، ۲۹]. چرایی نتایج مبهم و متناقض رابطه بین ریسک و بازده از جمله موضوعاتی است که در دو دهه اخیر محور پژوهش‌های مختلفی بوده است.

محققان در پژوهش‌های اولیه، نتایج متفاوت رابطه بین این دو متغیر را به روش‌های متفاوت اندازه‌گیری واریانس شرطی یک دارایی نسبت می‌دادند و معتقد بودند که رابطه بین ریسک و بازده به نوع روش مورد استفاده برای برآورد واریانس شرطی حساس است و انتخاب روش متفاوت تخمین تلاطم می‌تواند به نتیجه متفاوتی از رابطه بین ریسک و بازده منجر شود [۷، ۲، ۶۳]. با توسعه تئوری‌های مالی رفتاری، پژوهش‌ها نشان دادند که احساسات سرمایه‌گذاران نقشی اساسی در توضیح‌دهندگی تغییرات قیمت، تلاطم و بازده انتظاری سهام دارند و تصمیم‌های هیجانی و احساسی سرمایه‌گذاران می‌تواند با انحراف قیمت سهام از ارزش ذاتی آن‌ها، کارایی بازارهای مالی را با اختلال مواجه کرده و با ایجاد حباب به بی‌ثباتی و شکنندگی بازارهای مالی به‌ویژه بازار سهام منجر شوند و بر رابطه بین ریسک و بازده تأثیر بگذارند [۴، ۱۷، ۲۹، ۴۶]. در پژوهشی یو و یوان[3] (۲۰۱۱) با ترکیب دو دیدگاه مالی کلاسیک و مالی رفتاری نشان دادند که بازده مورد انتظار در بازار سهام با واریانس شرطی بازار در دوره‌های با احساسات پایین ارتباط دارد اما رابطه‌ای بین واریانس و بازده در دوره‌های با احساسات بالا وجود ندارد [۶۲]. پژوهش‌های بعدی نیز با تأیید نتایج پژوهش یو و یوان (۲۰۱۱) نشان دادند که احساسات و هیجانات سرمایه‌گذاران عاملی مهم و تأثیرگذار بر نوع رابطه بین دو متغیر ریسک و بازده هستند [۲۹، ۳۳، ۴۵، ۵۶، ۶۲، ۶۴، ۴۳].

[1] First Fundamental Law of Finance
[2] Rational Finacail Asset Pricing Models
[3] Yu and Yuan

پژوهش‌های صورت‌گرفته با رویکردهای مالی رفتاری نشان دادند که تغییرات رابطه ریسک و بازده در طی زمان را نمی‌توان ناشی از روش‌های متفاوت برآورد و محاسبه واریانس شرطی دانست. این پژوهش‌ها (همانند: یو و یوان، ۲۰۱۱؛ یانگ و جیا[1]، ۲۰۱۶؛ ونگ[2]، ۲۰۱۸b و هی[3]، ۲۰۲۲) با برآورد رابطه بین ریسک و بازده با واریانس شرطی به‌دست‌آمده از روش‌های مختلف، نشان دادند که نتایج این مدل‌ها در طی دوره‌های زمانی یکسان، با یکدیگر تفاوتی ندارند بنابراین نتایج متفاوت به‌دست‌آمده از این رابطه را نمی‌توان به روش‌های مختلف برآورد واریانس شرطی نسبت داد. با افزودن عامل احساسات به مدل‌های مورد بررسی، نتایج به‌دست‌آمده نشان داد که احساسات سرمایه‌گذاران یک عامل رفتاری مهم و حیاتی در بازار سهام است و این عامل به خوبی می‌تواند نتایج متفاوت رابطه بین ریسک و بازده در طی زمان‌های مختلف را توضیح دهد [۶۳، ۶۱، ۵۷، ۲۹].

بررسی رابطه بین ریسک و بازده با در نظر گرفتن عوامل رفتاری و احساسی یکی از موضوع‌های مطالعاتی جدید در بازارهای مالی است که در سال‌های اخیر پژوهش‌های مختلفی به تبیین این رابطه از ابعاد مختلف پرداخته‌اند [۲۹، ۳۳، ۴۳، ۵۶، ۵۷، ۵۸، ۶۴]. بررسی پژوهش‌های صورت‌گرفته نشان می‌دهد که بیشتر این پژوهش‌ها، در بازار سرمایه کشورهای توسعه‌یافته همانند آمریکا و کشورهای پیشرفته اروپایی انجام پذیرفته است و پژوهش‌های اندکی در این خصوص در بازار سرمایه کشورهای در حال توسعه صورت‌گرفته است که این مطالعه‌ها نیز مربوط به بازارهای نوظهور همانند کره جنوبی، برزیل و تایوان است [۲۹، ۴۳، ۶۴]. در بورس ایران نیز هرچند مطالعه‌هایی در خصوص تأثیر احساسات بر بازده و تلاطم سهام صورت‌گرفته است اما تاکنون (با توجه به بررسی‌های صورت‌گرفته) پژوهشی مسئله تأثیر احساسات بر رابطه بین ریسک و بازده سهام را بررسی نکرده است. این پژوهش از جمله محدود پژوهش‌هایی است که تأثیر احساسات سرمایه‌گذاران حقیقی بر رابطه بین ریسک و بازده را در بورس اوراق بهادار تهران در سطح شرکت بررسی می‌کند. همچنین در این پژوهش، علاوه بر بررسی موضوع در کل نمونه شرکت‌های بورسی، تأثیر احساسات سرمایه‌گذاران حقیقی بر رابطه بین ریسک و بازده در سهم‌های با قیمت بالا و قیمت پایین، سهم‌های ارزشی و رشدی و شرکت‌های بزرگ و کوچک نیز بررسی می‌شود.

پژوهش حاضر در پنج بخش تنظیم شده‌است پس از بیان مقدمات در بخش دوم چارچوب نظری و ادبیات پژوهش بحث می‌شود. بخش سوم به روش‌شناسی پژوهش و بیان مدل‌ها و متغیرهای پژوهش اختصاص دارد. در بخش چهارم نتایج آزمون مدل‌های پژوهش بحث خواهد شد و بخش پایانی نتیجه‌گیری است.

---

[1] Yang and Jia
[2] Wang
[3] He

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

مبانی نظری

بر اساس مدل‌های کلاسیک مالی، در بازارهای مالی بین ریسک (واریانس) و بازده مورد انتظار رابطه‌ای مثبت و مستقیم وجود دارد به طور خاص، معمولاً انتظار می‌رود دارایی‌هایی با نوسانات بالاتر بازدهی بالاتری داشته باشند و این رابطه زیربنای تئوری‌های مدرن مالی است [۲۵، ۲۰، ۴۰]؛ اما در مورد شواهد تجربی این رابطه در ادبیات مالی اختلاف نظر زیادی وجود دارد [۵۶] و این یافته‌ها در چهار دسته قرار می‌گیرند. مطالعه فرنچ و همکاران[۱] (۱۹۸۷)، اسکراگز[۲] (۱۹۹۸)، گیسلز و همکاران[۳] (۲۰۰۵) و روسی و تیمرمن[۴] (۲۰۱۵) از جمله پژوهش‌هایی هستند که رابطه مثبت بین ریسک و بازده را نشان دادند [۲۲، ۴۷، ۲۴، ۴۴]. مطالعات دیگری همانند پژوهش وایتلاو[۵] (۱۹۹۴)، برانت و کانگ[۶] (۲۰۰۴)، لتاو و لودویگسون[۷] (۲۰۱۰)، بیکر و همکاران[۸] (۲۰۱۱) و بوث و همکاران[۹] (۲۰۱۶)، نشان‌دهنده رابطه منفی بین بازده و واریانس هستند [۵۹، ۱۳، ۳۶، ۶، ۱۲]. گروه دیگری از مطالعات همانند مطالعه ترنر و همکاران[۱۰] (۱۹۸۹)، گلوستن و همکاران[۱۱] همکاران[۱۱] (۱۹۹۳)، هاروی[۱۲] (۲۰۰۱) و ونگ و همکاران[۱۳] (۲۰۱۷)، حاکی از هر دو نوع رابطه مثبت و منفی بین ریسک و بازده بوده‌اند [۵۴، ۲۵، ۲۸، ۵۵]. دسته دیگری از مطالعات همانند مطالعه کمپبل و هنتشل[۱۴] (۱۹۹۲)، بیلی و دی جنارو[۱۵] (۱۹۹۰)، لی و همکاران[۱۶]، (۲۰۰۱)، گویال و سانتا کلارا[۱۷]، (۲۰۰۳) حاکی از عدم معنی‌داری رابطه بین ریسک و بازده هستند [۱۵، ۳، ۳۵، ۲۶].

پژوهش‌های زیادی به بررسی علت تفاوت در نتایج به‌دست‌آمده در خصوص این رابطه پرداخته‌اند. پژوهش‌های اولیه دلیل نتایج متناقض رابطه بین ریسک و بازده را عموماً ناشی از تفاوت در مدل‌های برآورد تلاطم و ریسک می‌دانند و قائلند که رابطه بین تلاطم و بازده تحت تأثیر نوع مدل انتخابی برای برآورد واریانس شرطی است [۳۷، ۷] زیرا تلاطم‌های شرطی یک

1 French et al.
2 Scruggs
3 Ghysels et al.
4 Rossi and Timmermann
5 Whitelaw
6 Brandt and Kang
7 Lettau and Ludvigson
8 Baker et al.
9 Booth et al.
10 Turner et al.
11 Glosten et al.
12 Harvey
13 Wang et al.
14 Campbell & Hentschel
15 Baillie and DeGennaro
16 Lee et al.
17 Goyal & Santa-Clara

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

دارایی به‌طور مستقیم قابل مشاهده نیستند [۴۳، ۱۰]. در ادامه برخی دیگر از پژوهش‌ها نیز نتایج متفاوت رابطه بین این دو متغیر را ناشی از چرخه‌های تجاری [۲۰] یا تفاوت در ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران [۱۴] دانستند. پژوهش‌های بعدی نشان دادند که این دلایل نمی‌توانند توجیه‌کننده شواهدی باشند که نشان می‌دهند رابطه ریسک و بازده در طی زمان متغیر است. زیرا حتی پژوهش‌هایی که از روش یکسان برای مدل‌سازی ریسک استفاده کردند دارای نتایج متفاوتی در خصوص رابطه ریسک و بازده با یکدیگر بودند و همچنین مدل‌های دارای روش متفاوت برای برآورد واریانس شرطی نیز دارای نتایج یکسانی در دوره‌های مختلف برای برآورد رابطه بین ریسک و بازده بودند [۴۳، ۵۶، ۲۹].

یو و یوان (۲۰۱۱) برای اولین بار در پژوهشی رابطه بین ریسک و بازده را با در نظر گرفتن نقش احساسات سرمایه‌گذاران بررسی کردند. پژوهش آن‌ها نشان داد که رابطه بین ریسک–بازده تا حد زیادی تحت تأثیر احساسات سرمایه‌گذاران است. بر اساس مطالعه آن‌ها یک رابطه ریسک و بازده مثبت قوی در طول دوره احساسات پایین بازار وجود دارد و این رابطه در طول دوره احساسات بالا تضعیف می‌شود به عبارت دیگر، نتایج این پژوهش نشان داد که رابطه منفی بین ریسک و بازده ناشی از احساسات در سطح بازار است. در این پژوهش که از مدل‌های مختلف برای برآورد واریانس شرطی استفاده شد، نشان داد که روش برآورد واریانس شرطی، تأثیری بر رابطه بین ریسک و بازده ندارد و این رابطه با واریانس‌های مختلفی برآورد شده، تحت تأثیر احساسات سرمایه‌گذاران است [۶۳].

بر اساس تئوری‌های مالی رفتاری، سرمایه‌گذاران در بازار به دو گروه سرمایه‌گذاران عقلانی یعنی معامله‌گران مبتنی بر اصول بنیادین بازار و سرمایه‌گذاران غیرعقلانی تقسیم می‌شوند. بر اساس این نظریه، سرمایه‌گذاران غیرعقلانی احساساتی که نسبت به چشم‌انداز بازار خوش‌بینانه یا بدبین هستند، در بازار حضور دارند [۵]. این سرمایه‌گذاران تحت تأثیر سوگیری‌های رفتاری[1] گوناگون قرار داشته و بر اساس احساسات، هیجانات و به تبعیت از دیگر معامله‌گران اقدام به سرمایه‌گذاری می‌کنند که به این نوع معامله گران در ادبیات مالی رفتاری، معامله‌گران اخلال‌گر[2] اطلاق می‌شود [۳۰، ۵]. در دوره‌های با احساسات بالا در بازارهای مالی، تأثیر معامله‌گران اخلال‌گر در بازار افزایش یافته و با تأثیر بر تلاطم در بازارهای مالی، باعث قیمت‌گذاری نادرست سهام می‌شوند [۳۰]. در مدل‌های اخیر مبتنی بر تئوری نمایندگی نیز، معامله‌گران اخلال‌گر منشأ اصلی افزایش تلاطم‌ها در بازار سهام معرفی شده‌اند [۲۳، ۳۱].

این دیدگاه که احساسات سرمایه‌گذاران بر رابطه مبادله بین ریسک و بازده تأثیر می‌گذارد مبتنی بر دو فرض است. اول اینکه، تقاضای معامله‌گران احساسی و اخلال‌گر برای دارایی‌های

1 Behavioral Biases
2 Noise Trader

مالی دارای ریسک، از باورها و احساساتشان تأثیر می‌پذیرد که این باورها و احساسات با اطلاعات بنیادین قابل توجیه نیست. این گروه از سرمایه‌گذاران به دلیل بی‌تجربگی و دانش ناکافی، توانمندی ضعیفی در خصوص نحوه اندازه‌گیری ریسک دارند که این امر منجر به برآورد غلط واریانس و بازده گشته و رابطه بین بازده- ریسک را تضعیف می‌کند [۶۳، ۱۷، ۲۹]. علاوه بر این، حلقه بازخورد[1] مثبت، سرمایه‌گذاران ناآگاه را ترغیب می‌کند تا در یک بازار گران‌قیمت، خوش‌بین‌تر شوند و ازاین‌رو به خرید خود ادامه دهند و تأثیر سرایت اجتماعی سرمایه‌گذاران جدید و ناآگاه را به خود جلب می‌کند [۵۱، ۵۶]. دوم اینکه، معامله‌گران احساساتی تمایلی به اتخاذ موضع معاملاتی فروش در شرایط احساساتی پایین ندارند و احتمالاً در شرایط احساسات بالا تهاجمی‌تر رفتار می‌نمایند و تأثیرات آن‌ها بر بازار سهام در زمان احساسات بالا، بسیار قوی‌تر از زمانی است که احساسات در بازار پایین هستند [۸، ۵۷، ۲۹]. در این حالت آربیتراژ برای معامله‌گرانی که به شکل منطقی و بر اساس عوامل بنیادی و غیراحساسی معامله کرده دارای ریسک بوده و در نتیجه آن‌ها با محدودیت در آربیتراژ روبرو می‌شوند [۵۲]. بنابراین ریسک در برابر سرمایه‌گذاران احساساتی برای آن‌ها پرهزینه خواهد بود. محققان نشان داده‌اند که معاملات سرمایه‌گذاران احساساتی با همدیگر منجر به ایجاد ریسک سیستماتیک در بازار سهام می‌شود [۱۷]. این ریسک که از تغییرات تصادفی در احساسات سرمایه‌گذاران نشاءت می‌گیرد محدودیت‌های آربیتراژ را بر سرمایه‌گذاران منطقی تحمیل می‌کند که مانع از معامله آن‌ها در مقابل سرمایه‌گذاران اخلال‌گر می‌شود. بر اساس دیدگاه محققین این دو پیامد و حضور سنگین سرمایه‌گذاران احساساتی در دوره‌های با احساس بالا، منجر به تغییر یا تضعیف رابطه مثبت میانگین واریانس در بازار سهام می‌شود [۴۳، ۵۸]. بر این اساس باید نظریه پرتفوی میانگین – واریانس را با تئوری پرتفوی رفتاری در زمینه قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی جایگزین کرد [۵۰]. همچنین تغییر این فرض دلالت بر این دارد که مدل‌های کلاسیک قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی را باید با مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های رفتاری تعدیل نمود [۵۳].

پیشینه پژوهش

در سال‌های اخیر پژوهش‌های مختلفی به بررسی تأثیر احساسات بر رابطه بین ریسک و بازده پرداخته‌اند. همان‌گونه که بیان شد مطالعه یو و یوان (۲۰۱۱) اولین پژوهش در این زمینه بود که نشان داد رابطه ریسک-بازده تا حد زیادی تحت تأثیر احساسات سرمایه‌گذاران است [۶۳]. در پژوهش دیگری یو و همکاران (۲۰۱۴) به بررسی رابطه ریسک و بازده در بورس تایوان پرداختند. نتایج این پژوهش نشان داد که در سطوح پایین (بالای) احساسات سرمایه‌گذاران، رابطه ریسک و بازده مثبت (منفی) است و رابطه منفی در بازار فرابورس، قوی‌تر از بازار بورس این کشور است [۶۴].

1 Feedback Loops

مطالعه آنتونیو و همکاران۱ (۲۰۱۶) نشان داد که سهام دارای بتای بالا در دوره‌های احساسات بالا بیش از حد ارزش‌گذاری می‌شوند [۲]. در پژوهشی کیم و همکاران (۲۰۱۷) تأثیر احساسات سرمایه‌گذاران در سطح سهام را بر رابطه ریسک و بازده را در سطح سهام در بورس کره جنوبی مطالعه کردند [۳۳]. پژوهش آن‌ها حاکی از آن بود که رابطه بین بازده- واریانس در سهام دارای احساسات بالا تضعیف می‌شود اما در سهام با احساسات پایین این رابطه برقرار است. همچنین یافته‌های این پژوهش نشان داد که رابطه معمول میانگین- واریانس در سهام با ارزش بازاری بالا، قیمت بالا و سهم‌های رشدی برقرار است و احساسات فردی نمی‌تواند این رابطه را در سهم‌های با این نوع ویژگی‌ها تحت تأثیر قرار دهد. پیکولی۲ و همکاران (۲۰۱۸) تأثیر احساسات سرمایه‌گذاران را بر رابطه بین ریسک و بازده در بازار سهام برزیل بررسی کردند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که در دوره‌های احساسات پایین، رابطه بین واریانس شرطی و بازده سهم‌ها (به غیر از سهم‌های کوچک) مثبت و در دوره‌های احساسات بالا، منفی است [۴۳]. ونگ (۲۰۱۸a) با استفاده از شاخص احساسات برای سرمایه‌گذاران حقیقی دریافت که سرمایه‌گذاران حقیقی در طول دوره احساسات بالا، رابطه بین ریسک و بازده را در بازارهای سهام اروپا تغییر می‌دهند [۵۶]. همچنین ونگ در پژوهشی دیگر (۲۰۱۸b) تأثیر احساسات سرمایه‌گذاران نهادی (حقوقی) را بر رابطه واریانس- میانگین بازده بررسی نمود. بر اساس نتایج این پژوهش بازده بازار به‌طور منفی (مثبت) با تلاطم‌های شرطی بازار در دوره‌های صعودی (نزولی) بازار در ارتباط است و این به این معناست که در بازارهای صعودی با افزایش معامله توسط معامله‌گران حقوقی، رابطه بین ریسک- بازده نقض می‌شود. نتایج این پژوهش نشان داد که اولاً، همانند سرمایه‌گذاران حقیقی، سرمایه‌گذاران حقوقی نیز بر رابطه بازده و واریانس تأثیر می‌گذارند و ثانیاً، سرمایه‌گذاران نهادی نیز معامله‌گران احساساتی هستند [۵۷]. ونگ و داکسبری۳ (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای تأثیر احساسات سرمایه‌گذاران نهادی را بر رابطه ریسک-بازده در شش کشور بررسی کردند. نتیجه این پژوهش حاکی از تأثیر متفاوت احساسات سرمایه‌گذاران حقوقی بر رابطه ریسک-بازده (مثبت یا منفی) در بین کشورهای مختلف و در بین بازارهای این کشورها بود. بر اساس نتایج این پژوهش در کشورهای دارای تمایلات فرهنگی فراواکنشی و سطح پایین یکپارچگی در بازار، احساسات سرمایه‌گذاران می‌تواند رابطه بین ریسک و بازده را تغییر دهد [۵۸]. هی (۲۰۲۲) با بررسی اثرات نامتقارن احساسات سرمایه‌گذاران حقیقی بر رابطه متغیر در طی زمان ریسک و بازده در بازار سهام آمریکا با روش کوانتایل نشان داد که احساسات سرمایه‌گذران حقیقی تأثیرات منفی معنی‌داری بر رابطه متغیر در طی زمان مبادله ریسک و بازده در بین تمام چندک‌ها (کوانتایل‌ها) دارد و این رابطه در برخی از چارک‌ها (چارک اول و سوم) نامتقارن است یعنی تأثیر احساسات

1 Antoniou et al.
2 Piccoli
3 Wang & Duxbury

حقیقی ناشی از اخبار مثبت و منفی با یکدیگر متفاوت است که این امر حاکی از ناهمگنی[1] تأثیرات احساسات سرمایه‌گذاران حقیقی است. به‌طور خاص، احساسات سرمایه‌گذاران حقیقی مثبت رابطه ریسک و بازده را تضعیف کرده و احساسات منفی سرمایه‌گذاران حقیقی این رابطه را تقویت می‌کند [۲۹].

در سال‌های اخیر پژوهش‌هایی در داخل به بررسی تأثیر احساسات سرمایه‌گذاران بر بازار سهام ایران پرداخته‌اند هرچند پژوهشی به بررسی تأثیر احساسات بر رابطه بین ریسک و بازده در بورس ایران نپرداخته است. حیدر پور، تاری وردی و محرابی (۱۳۹۱) به بررسی تأثیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام پرداختند. نتایج این پژوهش رابطه مثبت بین بازده شرکت‌های کوچک و گرایش‌های احساسی و رابطه معنی‌دار بین گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران و شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین را نشان دادند [۲۷]. سارنج و همکاران (۱۳۹۷) با ایجاد شاخص تمایلات سرمایه‌گذاران بر اساس نمادهای پربیننده در صفحه شرکت بورس تهران، به بررسی تأثیر رفتار معامله‌گران اخلال‌گر در بورس تهران پرداختند. نتیجه این مطالعه نشان داد که معامله‌گران اخلال‌گر در تمامی زمان در بازار سهام ایران حضور فعال دارند و منجر به عدم کارایی آن می‌شوند [۴۵]. اصولیان و همکاران (۱۳۹۸) تأثیر احساسات سرمایه‌گذاران بر شکل‌گیری حباب در بازار سهام را بررسی کردند. بر اساس نتایج این پژوهش، احساسات سرمایه‌گذاران هیچ تأثیری بر شکل‌گیری حباب در بازار سرمایه ایران ندارد [۴۲]. آقا بابایی و مدنی (۱۴۰۰) با بررسی رابطه بین احساسات سرمایه‌گذاران و هم‌زمانی بازدهی سهام در بورس اوراق بهادار تهران نشان دادند که احساسات سرمایه‌گذاران بر افزایش بازدهی سهام اثرگذار است و احساسات مثبت و منفی به‌صورت متقارن بر افزایش هم‌زمانی بازدهی سهام تأثیرگذار است [۱].

با توجه به مبانی نظری و ادبیات بحث، فرضیه‌های زیر برای آزمون در این پژوهش مطرح می‌شوند:

فرضیه اول: احساسات سرمایه‌گذاران حقیقی با تأثیر بر رابطه بین ریسک و بازده در بین شرکت‌های بورسی، منجر به تغییر این رابطه می‌شوند.

فرضیه دوم: تأثیر احساسات سرمایه‌گذاران حقیقی بر بازده و نیز رابطه بین ریسک و بازده شرکت‌های رشدی و شرکت‌های ارزشی متفاوت از یکدیگر است.

فرضیه سوم: تأثیر احساسات سرمایه‌گذاران حقیقی بر بازده و رابطه بین ریسک و بازده در شرکت‌های با ارزش بازاری بالا متفاوت از شرکت‌های با ارزش بازاری پایین است.

1 Heterogeneity

فرضیه چهارم: تأثیر احساسات سرمایه‌گذاران حقیقی بر بازده و رابطه بین ریسک و بازده در سهم‌های گران‌قیمت متفاوت از سهام ارزان قیمت است.

۳. روش‌شناسی پژوهش

جامعه و نمونه آماری

پژوهش حاضر از نظر هدف کاربردی و از لحاظ ماهیت و روش از نوع توصیفی–همبستگی است. جامعه آماری این پژوهش شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی فروردین سال ۱۳۸۹ تا اسفند سال ۱۳۹۷ است که نمونه آماری به روش حذف سیستماتیک و بر اساس معیارهای زیر انتخاب شده‌است:

– شرکت مورد نظر در تمام دوره پژوهش از ابتدا تا انتهای دوره در پذیرش بورس اوراق بهادار بوده و اطلاعات شرکت در طی دوره زمانی مورد نظر در دسترس باشد.

– جزو شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری‌های مالی و بانک نباشد.

– نماد شرکت بیش از سه ماه توقف معاملاتی نداشته باشد.

با اعمال شرایط فوق تعداد ۱۰۳ شرکت به‌عنوان نمونه پژوهش انتخاب شدند که داده‌های مورد نیاز از نرم‌افزار رهاورد نوین و سایت tse استخراج شده‌است.

روش پژوهش

در پژوهش حاضر برای آزمون فرضیه‌ها از روش داده‌های ترکیبی استفاده شده‌است. داده‌های ترکیبی به دو روش تلفیقی[1] و روش پنل دیتا قابل آزمون هستند که در روش پنل دیتا داده‌ها به دو صورت اثرات ثابت[2] یا اثرات تصادفی[3] برآورد می‌شوند. از آزمون چاو[4] یا اف لیمر برای انتخاب بین دو روش تلفیقی (ضرایب ثابت) یا رویکرد اثرات ثابت استفاده می‌شود و در صورتی که فرضیه صفر (H0) این آزمون مبنی بر مناسب بودن روش تلفیقی رد شود، باید با استفاده از آزمون هاسمن[5] اقدام به انتخاب روش آزمون با رویکرد پنلی با دو روش اثرات ثابت یا اثرات تصادفی نمود. فرضیه صفر این آزمون عدم ارتباط بین متغیرهای مستقل پژوهش با جملات خطای مدل و اثبات کارا بودن رویکرد اثرات تصادفی و فرضیه مقابل (H1) همبستگی بین متغیرهای مستقل مدل با جملات خطای مدل و مناسب بودن روش اثرات ثابت است. در تحقیق حاضر تمامی این آزمون‌ها برای انتخاب روش مناسب مدل‌های مورد آزمون انجام گرفته است

1 Pooeld
2 Fixed Effects
3 Random Effects
4 Chow Test
5 Hausman Test

که نتایج این آزمون‌ها در انتهای نتایج جداول برآورد مدل‌ها در بخش آزمون‌های تشخیصی گزارش شده‌اند.

پیش از آزمون مدل در داده‌های ترکیبی، همانند داده‌های سری زمانی، باید از مانا بودن متغیرهای مدل در سطح، برای اجتناب از جعلی بودن رگرسیون‌های مورد آزمون اطمینان حاصل کرد. در پژوهش حاضر از دو آزمون لوین، لین و چو[1] و نیز آزمون ایم، پسران و شین[2] برای بررسی مانایی متغیرهای پژوهش استفاده شده‌است.

همچنین لازم است برای برآورد صحیح مدل‌های پژوهش، مفروضات کلاسیک مدل‌های آزمون همانند واریانس همسانی و استقلال خطاهای مدل‌های مورد آزمون بررسی شوند. در این پژوهش از آزمون نسبت حداکثر درستنمایی (LR)[3] برای بررسی همسانی یا ناهمسانی اجزای اخلال در بین مقاطع و در بین زمان‌ها و از آزمون براش پاگان[4] برای بررسی خودهمبستگی یا عدم خودهمبستگی اجزای اخلال مدل‌ها استفاده شده‌است و در صورت وجود این مشکلات، با آزمون مدل با روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته امکان‌پذیر (FGLS)[5] این مشکلات رفع شده‌اند. همخطی بین متغیرهای توضیحی با استفاده از آزمون VIF[6] کنترل شده‌است در صورتی که مقدار این آزمون کمتر از ده باشد، متغیرهای با مشکل همخطی شدید مشکل‌ساز روبرو نیستند. نتایج آزمون مقادیر VIF در مدل‌های برآورده شده، نشان می‌داد که مقادیر این آزمون کمتر از ده هستند. همچنین ضرایب همبستگی پایین در بین اکثر متغیرهای توضیحی که در بخش ۴ پژوهش گزارش است (صرفاً همبستگی سه متغیر در حدود ۶۰ درصد است) نیز نشانه‌ای از عدم وجود همخطی شدید در بین متغیرهاست زیرا در صورت وجود همبستگی بیش از ۸۰ درصد بین متغیرهای توضیحی، احتمال همخطی شدید بین متغیرها وجود دارد [۶۰].

در این پژوهش ابتدا داده‌های مورد نظر جمع‌آوری شدند و سپس با پردازش داده‌ها، شاخص احساسات از طریق شاخص BSI[7] و شاخص تلاطم هر سهم با استفاده از مدل‌های گارچ معمولی و گارچ نامتقارن محاسبه گردیدند و در ادامه با استفاده از مدل رگرسیونی مورد نظر، فرضیه‌های پژوهش در کل نمونه، شرکت‌های رشدی و ارزشی، شرکت‌های با ارزش بازاری بالا و پایین و شرکت‌های با قیمت بالا و قیمت پایین بررسی شد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1 Levin, Lin & Chu
2 Im, Pesaran and Shin
3 Maximum Likelihood Ratio Test
4 Breusch-Pagan
5 Feasible Generalized Least Squares
6 Varinace Inflation Factor
7 Buy-Sell Imbalance Index

مدل رگرسیونی و متغیرها

برای بررسی رابطه بین بازده و ریسک و تأثیر احساسات بر این رابطه در بورس اوراق بهادار تهران از مدل پژوهش‌های کومار و لی (۲۰۰۶)، یو و یوان (۲۰۱۱)، کیم و همکارانش (۲۰۱۷) و ونگ (۲۰۱۸a) استفاده می‌شود که مدل مورد نظر به‌صورت زیر رابطه (۱) است [۳۳، ۳۴، ۶۳، ۵۶]:

$$R^{e}_{i,t+1} = \alpha_1 + \alpha_2 D_{i,t} + \beta_1 VAR_t\left(R_{i,t+1}\right) + \beta_2 D_{i,t} \times VAR_t\left(R_{i,t+1}\right) + \beta_m R_{mf,t} + \beta_{smb} R_{smb} + \beta_{hml} R_{hml} + \varepsilon_{i,t}$$ رابطه (۱)

این معادله رگرسیونی که به‌صورت داده‌های ترکیبی برآورد خواهد شد، مبتنی بر مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) است که در آن از سه عامل بتای بازار (حساسیت بازده سهم به بازده بازار)، اندازه شرکت و عامل ارزش دفتری به ارزش بازار با درنظر گرفتن عامل احساسات برآورد می‌شود [۲۱]. متغیرهای این مدل عبارت‌اند از:

متغیر وابسته: متغیر وابسته پژوهش $R^{e}_{i,t+1}$ بازده مازاد سهام i است که در ماه t+1 حاصل شده‌است و از کسر نرخ بازده بدون ریسک به دست می‌آید که در این پژوهش نرخ بازده بدون ریسک برابر با نرخ بازدهی اوراق مشارکت است که از سایت بانک مرکزی استخراج شده‌است.

متغیرهای مستقل مدل: اولین متغیر مستقل مدل، متغیر Di,t است که متغیر مجازی است و مقدار آن برابر یک یا صفر است. این احساسات سرمایه‌گذاران را نشان می‌دهد و از شاخص BSI استخراج می‌شود که نحوه محاسبه خود شاخص BSI در قسمت بعد توضیح داده شده‌است. مقدار این متغیر بر اساس قاعده زیر به دست می‌آید.

$$if \begin{cases} BSI > 0 & D_i = 1 \\ BSI \leq 0 & D_i = 0 \end{cases}$$

$VAR_t\left(R_{i,t+1}\right)$ واریانس (ریسک) سهم i است که از تخمین مدل‌های GARCH و گارچ نامتقارن (TGARCH) محاسبه می‌شوند که نحوه محاسبه آن در ادامه توضیح داده می‌شود.

R_{mf} بازده مازاد بازار سهام است که با کم کردن نرخ بازده بدون ریسک از بازده سهام (تغییرات مقادیر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران) محاسبه می‌شود.

SMB_t عامل اندازه است که از تفاوت بین میانگین بازدهی پرتفوی سهام شرکت‌های با اندازه کوچک و میانگین بازدهی پرتفوی سهام شرکت‌های با اندازه بزرگ با استفاده از رابطه (۲) محاسبه می‌شود.

$$SMB = \left(\frac{\frac{S}{L}+\frac{S}{M}+\frac{S}{H}}{3}\right) - \left(\frac{\frac{B}{L}+\frac{B}{M}+\frac{B}{H}}{3}\right)$$ رابطه (۲)

که در آن، $\frac{S}{L}$ بیانگر شرکت‌هایی است که از نظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها پایین است. $\frac{S}{M}$، بیانگر شرکت‌هایی است که از نظر اندازه کوچک بوده و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها متوسط است. $\frac{S}{H}$ نشان‌دهنده شرکت‌هایی است که از نظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها بالا است. $\frac{B}{L}$ بیانگر شرکت‌هایی است که از نظر اندازه بزرگ بوده و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها پایین است. $\frac{B}{M}$ بیانگر شرکت‌هایی است که از نظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها متوسط است. $\frac{B}{H}$ بیانگر شرکت‌هایی است که از نظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها بالا است [۲۱].

HML_t عامل ارزش دفتری به ارزش بازار است که این عامل از تفاوت بین میانگین بازدهی پرتفوی سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و میانگین بازدهی پرتفوی سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین با استفاده از رابطه (۳) به دست می‌آید.

$$HML = \left(\frac{\frac{S}{H}+\frac{B}{H}}{2}\right) - \left(\frac{\frac{S}{L}+\frac{B}{L}}{2}\right)$$ رابطه (۳)

که در این رابطه، $\frac{S}{H}$ بیانگر شرکت‌هایی است که از نظر اندازه کوچک بوده و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها بالا است. $\frac{B}{H}$ نشان‌دهنده شرکت‌هایی است که از نظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها بالا است. $\frac{S}{L}$ بیانگر شرکت‌هایی است که از نظر اندازه کوچک بوده و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها پایین است. $\frac{B}{L}$ نشان‌دهنده شرکت‌هایی است که از نظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها پایین است [۲۱].

$D_{i,t} \times VAR_t(R_{i,t+1})$: این متغیر اثر متقاطع و ضربدری مربوط به دو متغیر مستقل رگرسیون است. هدف از آوردن این متغیر در مدل رگرسیونی، اعمال اثر متقاطع دو متغیر ریسک و عامل احساسات بر متغیر وابسته است. در این پژوهش β_1 ضریب رابطه بین ریسک و بازده را بدون در نظر گرفتن احساسات را نشان می‌دهد و مجموع ضرایب $\beta_1 + \beta_2$ نشان‌دهنده تأثیر احساسات در شرکت‌های با احساسات بالا را بر رابطه بین ریسک و بازده است.

شاخص احساسات سرمایه‌گذاران حقیقی

شاخص احساسات با استفاده از شاخص کومار و لی[1] (۲۰۰۶) و کیم و همکاران (۲۰۱۷) و بر اساس رابطه (۴) محاسبه می‌شود [۳۳، ۳۴].

$$BSI_{i,t} = \frac{\sum_{j=1}^{D_t}(VB_{i.j,t} - VS_{i.j,t})}{\sum_{j=1}^{D_t}(VB_{i.j,t} + VS_{i.j,t})}$$ رابطه (۴)

در این شاخص $VB_{i.j,t}$ حجم خرید سرمایه‌گذاران حقیقی سهم i در روز j از ماه t، $VS_{.j,t}$ حجم فروش سرمایه‌گذاران حقیقی سهم i در روز j از ماه t. شاخص مورد نظر به علت استفاده از حجم خریدوفروش سرمایه‌گذاران حقیقی مربوط به هر سهم، بازتاب خوبی از احساسات سرمایه‌گذاران حقیقی است [۳۴].

محاسبه واریانس شرطی با مدل‌های GARCH (1, 1) و TGARCH (1, 1)

مدل‌های خانواده گارچ به‌طور گسترده برای مدل‌سازی تلاطم و به دست آوردن واریانس شرطی در بازارهای سهام به کار می‌روند. در این پژوهش از دو مدل گارچ GARCH (1, 1) و گارچ نامتقارن TGARCH (1, 1) برای محاسبه ریسک استفاده می‌شود. مدل‌های GARCH در سال ۱۹۸۶ توسط بولرسلو[2]، بر مبنای مدل‌های ARCH پیشنهاد گردیدند [۱۱]. مدل‌های گارچ نامتقارن نیز برای اولین توسط گلوستن[3] و همکارانش (۱۹۹۳) معرفی شدند [۲۵]. مدل‌های گارچ نامتقارن، امکان بررسی تأثیر شوک‌های متفاوت مثبت و منفی بازده بر روی تلاطم سهم‌ها را فراهم می‌کنند. برای محاسبه ریسک به شکل ماهانه، ابتدا تلاطم شرطی روزانه سهم‌ها در هر ماه بر اساس بازده روزانه آن سهم محاسبه می‌شود. معادله بازده سهام برای هر دو مدل GARCH (1, 1) و گارچ نامتقارن به‌صورت رابطه (۵) است:

$$r_{i,t+1} = \mu_i + \varepsilon_{i,t+1}$$ رابطه (۵)

که در این معادله $r_{i,t+1}$ بازده سهام i در روز t+1، μ_i میانگین شرطی بازده روزانه سهام و $\varepsilon_{i,t+1}$ جزء اخلال سهم i در روز t +1 است که به‌عنوان تفاوت بین بازده روزانه سهم i و میانگین شرطی بازده روزانه سهم i تعریف می‌شود.

در مدل‌های GARCH (1, 1)، واریانس شرطی به‌صورت رابطه (۶) مدل‌سازی می‌شود:

$$\sigma_{i,t+1}^2 = \alpha_{i,G} + \beta_{i,G}\varepsilon_{i,t}^2 + \gamma_{i,G}\sigma_{i,t}^2$$ رابطه (۶)

که در این معادله $\sigma_{i,t}$ تلاطم بازده روزانه سهم i در روز t است.

1 Kumar and Lee
2 Bollerslev
3 Glosten

همچنین در مدل‌های گارچ نامتقارن واریانس شرطی از طریق معادله (۷) به شکل زیر برآورد می‌شود:

$$\sigma_{i,t+1}^2 = \alpha_{i,A} + \beta_{i,A}\varepsilon_{i,t}^2 + \gamma_{i,A}d_{i,t}\varepsilon_{i,t}^2 + \theta_{i,A}\sigma_{i,t}^2 \quad \text{رابطه (۷)}$$

که در این معادله، $d_{i,t}$ متغیر مجازی است و در صورتی که $\varepsilon_{i,t} < 0$ منفی باشد مقدار آن یک و در صورتی که $\varepsilon_{i,t} \geq 0$ باشد مقدار آن صفر است. این متغیر امکان بررسی تأثیرات شوک‌های (اخبار) منفی و مثبت در بازده را بر روی تلاطم بازده فراهم می‌کند. اگر ضریب این متغیر یعنی $\gamma_{i,A}$ مثبت (منفی) و معنی‌دار شود، شوک‌های ناشی از بازده‌های منفی تأثیر بیشتری (کمتری) بر روی بازده تلاطم‌ها نسبت به شوک‌های مثبت بازده‌ها خواهند داشت.

از آنجا که در این پژوهش رابطه بین ریسک و بازده به شکل ماهانه بررسی شده‌است پس از محاسبه واریانس شرطی روزانه با استفاده از مدل گارچ GARCH (1, 1) و گارچ نامتقارن، واریانس شرطی ماهانه هر سهم با استفاده از معادله (۸) که توسط انگل (۲۰۰۱) و کورسی[1] (۲۰۰۹) پیشنهاد شده‌است، محاسبه می‌شوند [۱۸، ۱۶]:

$$Var_t(R_{i,t}) = E_t\left[\sum_{d=1}^{22}\sigma_{i,t+d}^2\right] \quad \text{رابطه (۸)}$$

این معادله نشان می‌دهد که واریانس شرطی سهم i در ماه t+1 به‌واسطه جمع خطی واریانس شرطی سهم i بر اساس تعداد روزهای معاملاتی که غالباً ۲۲ روز است، محاسبه می‌شود.[2]

٤. تحلیل داده‌ها و یافته‌ها

در این بخش از پژوهش، ابتدا آمار توصیفی و ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش بیان می‌شود، سپس در ادامه نتایج برآورد و تحلیل فرضیه‌های پژوهش بیان خواهد شد.

آمار توصیفی

خلاصه ویژگی‌های اصلی متغیرهای کلیدی پژوهش همانند میانگین، میانه، انحراف معیار، حداقل، حداکثر، دادها برای مدل اصلی پژوهش برای کل نمونه در جدول ۱ آمده است.

پرتال جامع علوم انسانی

1 Corsi

۲ البته در برخی از ماه‌ها به دلیل وجود تعطیلات، تعداد روزهای معاملاتی کمتر از ۲۲ روز بود که این امر در محاسبه میانگین بازده و واریانس لحاظ شده است.

جدول ۱. نتایج آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

	متغیرها	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف از معیار
بازده	Re	۰/۰۲۱	۰/۰۰۲	۱/۳۴	−۲/۹۹	۰/۱۳۴
ریسک محاسبه شده با مدل GARCH(1,1)	GVAR	۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۰۷	۰/۰۳۷	۰/۰۰۰۰۷	۰/۰۰۰۷
ریسک محاسبه شده با مدل TGARCH(1,1)	TVAR	۰/۰۰۱۶	۰/۰۰۰۷	۳/۷۰	۰/۰۰۰۰۶	۰/۰۵۱
احساسات ضربدر ریسک	DGVAR	۰/۰۰۳	۰	۰/۰۳۶	۰	۰/۰۰۰۶
احساسات ضربدر ریسک (گارچ نامتقارن)	DTVAR	۰/۰۰۰۶	۰	۲/۷۱۹	۰	۰/۰۳۰
متغیر مجازی احساسات	D	۰/۴۱۸	۰	۱	۰	۰/۴۹۳
بازده بازار	Rmf	۰/۰۰۷	۰/۰۰۳	۰/۱۶۶	−۰/۰۹۴	۰/۰۵۶
ارزش به دفتری ارزش عامل بازار	HML	۰/۰۱۴	۰/۰۱۴	۰/۱۱۲	−۰/۱۱۸	۰/۰۳۹
اندازه عامل	SMB	−۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۱	۰/۱۸	−۰/۱۶۶	۰/۰۴۱

از آنجا که مدل پژوهش علاوه بر کل شرکت‌های بورس برای شرکت‌های با قیمت بالا و قیمت پایین، شرکت‌های با ارزش بازاری بالا و کوچک، شرکت‌های ارزشی و شرکت‌های رشدی نیز برآورده شده‌است به دلیل گستردگی مطالب جداول آمار توصیفی و جداول همبستگی صرفاً برای مدل اصلی آورده شده‌است.

جدول ۲. ماتریس همبستگی

	GVAR	TVAR	DGVAR	DTVAR	D	Rmf	HML	SMB
GVAR	۱							
TVAR	۰/۲۱	۱						
DGVAR	۰/۶۲	۰/۱۲	۱					
DTVAR	۰/۲۰	۰/۵۹	۰/۲۲	۱				
D	۰/۰۰۳	−۰/۰۰۰۶	۰/۵۸	۰/۲۵	۱			
Rmf	/۰۵	۰/۰۱	۰/۱۰	۰/۰۱	۰/۱۳	۱		
HML	۰/۰۰۹	۰/۰۱	−۰/۰۶	۰/۰۳	−۰/۱۰	−۰/۳۷	۱	
SMB	−۰/۰۰۰۹	−۰/۰۱	۰۰/۰۰۶	۰/۰۰۴	۰/۰۱	−۰/۲۹	−۰/۱۲	۱

توضیح متغیرهای جدول: GVAR: ریسک محاسبه شده با مدل گارچ معمولی TVAR: ریسک محاسبه شده با مدل گارچ نامتقارن DGVAR: اثر متقاطع متغیر ریسک (ریسک محاسبه شده با مدل گارچ معمولی) و عامل احساسات DTVAR: اثر متقاطع متغیر ریسک (ریسک محاسبه شده با گارچ نامتقارن) و عامل احساسات D: متغیر مجازی احساسات Rmf: بازده مازاد بازار سهام SMB: عامل اندازه که از تفاوت بین بازده سهام شرکت‌های بزرگ و سهام شرکت‌های کوچک به‌دست‌آمده است HML: عامل ارزش دفتری به ارزش بازار

در جدول ۲ ضرایب همبستگی بین متغیرهای توضیحی مدل بیان شده‌است همان‌گونه از نتایج مشخص است، ضریب همبستگی بین متغیرهای مختلف پژوهش بسیار پایین و به‌جز سه مورد که همبستگی متغیرها در سطح حدود ۶۰ درصد قرار دارند، بقیه ضرایب همبستگی به‌دست‌آمده مقدار بسیار پایینی است. در نتیجه با توجه ضرایب همبستگی بسیار پایین اکثر متغیرها عملاً مدل‌های تخمینی با مشکل همخطی بین متغیرهای توضیحی روبرو نخواهند شد.

نتایج

آزمون مانایی متغیرها

پیش از آزمون مدل‌های رگرسیونی باید از مانا بودن تک‌تک متغیرهای پژوهش برای اجتناب از رگرسیون جعلی اطمینان حاصل کرد. در جدول ۳ نتایج آزمون مانایی تک‌تک متغیرهای مدل پژوهش با دو روش لوین، لین و چو و همچنین ایم، پسران و شین آمده است. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از هر دو آزمون، تمامی متغیرهای مدل، انباشته از مرتبه صفر یعنی I(0) بوده و در سطح مانا هستند. در نتیجه بدون نگرانی از امکان وجود رابطه جعلی در بین متغیرهای مدل، می‌توان از داده‌ها در سطح برای آزمون مدل‌های پژوهش استفاده کرد و به دلیل مانایی متغیرها در سطح، نیازی به آزمون هم‌انباشتگی[1] بین متغیرها نیست.

جدول ۳. نتایج آزمون مانایی متغیرها

	آزمون لوین، لین و چو		آزمون ایم، پسران و شین		نتیجه آزمون
متغیرها	آماره آزمون	احتمال آزمون	آماره آزمون	احتمال آزمون	
Re	-۴۳/۴۱	۰/۰۰	-۵۲/۴۴	۰/۰۰	I(0)
GVAR	-۲۰/۳۹	۰/۰۰	-۳۵/۳۳	۰/۰۰	I(0)
TVAR	-۱۹/۶۳	۰/۰۰	-۳۳/۹۰	۰/۰۰	I(0)
DGVAR	-۳۳/۰۴	۰/۰۰	-۴۴/۳۲	۰/۰۰	I(0)
DTVAR	-۳۳/۱۹	۰/۰۰	-۴۳/۵۷	۰/۰۰	I(0)
Rmf	-۴۸/۴۲	۰/۰۰	-۴۴/۸۳	۰/۰۰	I(0)
HML	-۴۸/۷۷	۰/۰۰	-۷۵/۶۳	۰/۰۰	I(0)
SMB	-۵۹/۸۶	۰/۰۰	-۷۶/۰۵	۰/۰۰	I(0)

آزمون فرضیه اول (کل نمونه)

در جدول ۴ نتایج آزمون تأثیر احساسات بر رابطه بین ریسک و بازده سهام در کل نمونه پژوهش با مدل ۳ عاملی فاما و فرنچ بیان شده‌است که در مدل (۱) و (۲) جدول نتایج آزمون با واریانس شرطی محاسباتی از مدل GARCH (1, 1) و در مدل‌های (۳) و (۴) نتایج تخمین مدل رگرسیونی با ریسک محاسبه شده با مدل گارچ نامتقارن یعنی TGARCH (1, 1) آمده

1 Cointegration

است. جهت مقایسه و تحلیل دقیق‌تر در تمامی آزمون‌های صورت‌گرفته، ابتدا مدل‌های تخمینی بدون در نظر گرفتن عامل احساسات بررسی شده‌اند (مدل ۱ و ۳) و سپس با افزودن دو متغیر احساسات (D) و متغیر متداخل احساسات ضربدر ریسک (DVAR) محاسبه شده با مدل‌های گارچ، مدل‌ها مورد آزمون مجدد (مدل ۲ و ۴) قرار گرفته‌اند.

قبل از برآورد مدل‌ها، لازم است با استفاده از آزمون چاو و هاسمن روش مناسب برای برآورد مدل‌ها تعیین شود. نتایج این آزمون‌ها در بخش دوم جدول ۴ در بخش آزمون‌های تشخیصی انعکاس یافته است. نتایج به‌دست‌آمده حاکی از مناسب بودن روش اثرات ثابت در هر ۴ مدل تخمینی است. همچنین آزمون‌های واریانس ناهمسانی مقطعی و زمانی و نیز آزمون خودهمبستگی خطاها نیز نشان می‌دهد که مدل با هر دو مشکل واریانس ناهمسانی و خودهمبستگی روبرو است. برای تصحیح این دو مشکل، مدل‌ها با روش FGLS برآورد شده‌است. این آزمون‌ها در برآورد تمام مدل‌های بعدی برای شرکت‌های رشدی و ارزشی، شرکت‌های با قیمت بالا و پایین و نیز شرکت‌های دارای ارزش بازاری بالا و پایین نیز صورت‌گرفته است که نتایج آن در بخش آزمون‌های تشخیصی جدول مربوطه آمده است.

جدول ۴. نتایج آزمون رابطه تأثیر احساسات بر بین ریسک و بازده برای کل نمونه مورد بررسی

	(1, 1) GARCH		(1, 1) TGARCH	
متغیرها	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)
عرض از مبدأ	۰/۳۶۴*** (۱۳/۰۹)	۰/۳۵۳*** (۱۰/۷۷)	۰/۴۹۲*** (۱۷/۴۷)	۰/۵۲۶*** (۱۸/۱۸)
VAR	۰/۰۴۷*** (۱۲/۴۵)	۰/۰۴۵*** (۰/۳۳)	۰/۰۶۵*** (۱۶/۸۱)	۰/۰۶۹*** (۱۷/۶۷)
DVAR		۰/۰۰۲ (۰/۳۳)		۰/۰۰۷ (۱/۴۰)
D		۰/۰۱۵ (۰/۳۴)		۰/۰۵۵ (۱/۴۱)
Rmf	۰/۲۷۹*** (۱۰/۶۰)	۰/۲۶۶*** (۱۰/۰۲)	۰/۲۶۳*** (۲/۶۳)	۰/۲۴۵*** (۹/۳۹)
HML	−۰/۰۰۹ (−۰/۲۷)	−۰/۰۰۵ (−۰/۱۳)	−۰/۰۱۱ (−۰/۰۸)	−۰/۰۰۶ (−۰/۱۶)
SMB	۰/۰۵۶* (۱/۶۹)	۰/۰۴۸ (۱/۴۵)	۰/۰۵۴ (۰/۴۳)	۰/۰۴۲ (۱/۲۷)
F	۳/۶۹***	۳/۶۳***	۷/۰۵***	۶/۶۸***
R2	۰/۰۴۸	۰/۰۴۷	۰/۰۸۴	۰/۰۸۳
D.W	۱/۸۸	۱/۸۸	۱/۸۸	۱/۸۹
آزمون‌های تشخیصی				
Chow Test	۱/۶۱	۱/۵۸	۲/۷۶	۲/۹۴

	[۰/۰۰۰۱]	[۰/۰۰۰۲]	[۰/۰۰]	[۰/۰۰]
Hausman Test	۷۴/۸۰ [۰/۰۰]	۶۹/۳۷ [۰/۰۰]	۱۶۸/۳۲ [۰/۰۰]	۱۷۲/۸۵ [۰/۰۰]
آزمون ناهمسانی واریانس مقطعی	۸۶۵/۷۶ [۰/۰۰]	۸۹۰/۶۶ [۰/۰۰]	۹۱۲/۳۶ [۰/۰۰]	۹۱۲/۳۶ [۰/۰۰]
آزمون ناهمسانی واریانس زمانی	۱۳۷۹/۵۵ [۰/۰۰]	۱۴۰۴/۴۴ [۰/۰۰]	۱۳۴۱/۷۲ [۰/۰۰]	۱۳۶۰/۹۸ [۰/۰۰]
آزمون خودهمبستگی	۲۴۲۲۲ [۰/۰۰]	۲۳۹۱۱/۵ [۰/۰۰]	۲۴۰۴۱ [۰/۰۰]	۲۲۳۰۴/۷ [۰/۰۰]

اعداد داخل پرانتز مقادیر t محاسباتی و اعداد داخل کروشه احتمال آزمون است. مدل‌های برآوردی در مدل‌های (۱) و (۲) با واریانس شرطی محاسبه شده با روش GARCH (1, 1) و مدل‌های (۳) و (۴) با واریانس شرطی محاسبه شده از طریق TGARCH(1, 1) آزمون شده‌اند.

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از آزمون چاو و هاسمن در هر چهار مدل، روش آزمون روش اثرات ثابت است.

نتایج آزمون‌ها تشخیصی، نشان‌دهنده ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی بین خطاها است که برای حل این دو مشکل، مدل با روش FGLS برآورد شده‌است.

***، ** و * بیانگر سطح معنی‌داری ضرایب تخمینی در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

نتایج برآورد مدل‌های (۱) و (۳) نشان می‌دهد رابطه بین ریسک و بازده مورد انتظار، مستقیم و مثبت و در سطح ۱ درصد معنی‌دار است؛ اما نتایج به‌دست‌آمده با هر دو نوع ریسک محاسباتی با مدل گارچ و گارچ نامتقارن در مدل (۲) و (۴)، حاکی از عدم معنی‌داری تأثیر احساسات بر بازده و نیز اثر متداخل ریسک و احساسات بر بازده انتظاری است. نتایج برآورد این دو معادله در کل نمونه برآورد شده نشان می‌دهد که رابطه بین ریسک و بازده در شرکت‌های با احساسات بالا تفاوتی با شرکت‌های دارای احساسات پایین ندارد و ورود احساسات منجر به تغییر رابطه بین ریسک و بازده نمی‌شود در نتیجه فرضیه یک پژوهش رد می‌شود و این نتایج متفاوت از نتایج به‌دست‌آمده در پژوهش‌های کومار و لی (۲۰۰۶)، یو و یوان (۲۰۱۱)، کیم و همکاران (۲۰۱۷)، ونگ (۲۰۱۸a)، پیکولی و همکاران (۲۰۱۸) و هی (۲۰۲۲) است [۳۳، ۶۳، ۳۴، ۵۶، ۲۹، ۴۳].

شرکت‌های رشدی و شرکت‌های ارزشی

در جدول ۵ نتایج تخمین رابطه بین ریسک و بازده برای شرکت‌های رشدی و ارزشی آمده است. در صورتی که نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری سهم i در ماه t بالاتر (کمتر) از میانه نسبت‌های ارزش دفتری به ارزش بازار هر سهم در آن ماه باشد سهام i در ماه t به‌عنوان سهام ارزشی (رشدی) تعریف می‌شود. از آنجا که نتایج مدل‌های مورد آزمون با هر دو ریسک محاسباتی با گارچ معمولی و گارچ نامتقارن تا حد زیادی یکسان هستند (به غیر از کل نمونه مورد بررسی که نتایج آن در جدول ۴ بیان شد)، در نمونه‌های دیگر تحت بررسی صرفاً نتایج تخمین با گارچ معمولی گزارش شده‌است.

نتایج آزمون مدل‌ها (۱) و (۳) در هر دو گروه شرکت‌های رشد و ارزشی نشان می‌دهد که رابطه مثبت معنی‌دار و قوی بین ریسک و بازده، در بین شرکت‌های این دو گروه وجود دارد (۰۵۶/ در شرکت‌های رشدی و ۰/۰۴۵ در شرکت‌های ارزشی). بر اساس نتایج مدل‌ها (۱) و (۳) رابطه بین ریسک و بازده در شرکت‌های رشدی قوی‌تر از شرکت‌های ارزشی است و ریسک بالاتر در این شرکت‌ها منجر به بازدهی بالاتری می‌شود. نتایج مدل (۴) نشان می‌دهد که عامل احساسات در سهم‌های ارزشی منجر به افزایش بازده انتظاری می‌شود و به‌طور میانگین یک واحد افزایش در احساسات منجر به ۰/۲ درصد افزایش در بازده سهام این گروه از شرکت‌ها می‌شود. تأثیر احساسات بر بازده شرکت‌های رشدی معنی‌دار نیست هرچند جهت رابطه به‌دست‌آمده منفی است و برخلاف جهت رابطه به‌دست‌آمده در شرکت‌های ارزشی است. همچنین نتایج حاکی از آن است که در سهم‌های ارزشی، احساسات بالا منجر به تقویت رابطه بین ریسک و بازده می‌شود (ضریب ۰/۰۸۶=۰/۰۶۰+۰/۰۲۶ رابطه بین ریسک و بازده در مدل (۴) برای سهام ارزشی با احساسات بالا در مقابل ضریب ۰/۰۶۰ ضریب ریسک و بازده برای سهام با احساسات پایین با t=۵/۸۴). در گروه سهم‌های رشدی، رابطه بین ریسک و بازده در سهام با احساسات بالا معنی‌دار نیست و رابطه بین ریسک و بازده در سهم‌های ارزشی با احساسات بالا، تفاوت خاصی با نتایج این رابطه در سهام با احساسات پایین ندارد. با توجه به نتیجه به‌دست‌آمده، فرضیه دوم پژوهش تائید می‌گردد. نتایج به‌دست‌آمده در این پژوهش متفاوت از نتایج پژوهش کومار و لی (۲۰۰۶) و کیم و همکاران (۲۰۱۷)، است که در پژوهش آن‌ها احساسات رابطه بین بازده و واریانس را در سهم‌های رشدی بیشتر از سهم‌های ارزشی کاهش داده و تعدیل می‌کند [۳۳، ۳۴]. باربر و اودان۱ (۲۰۰۰) نیز نشان داده‌اند که افراد حقیقی بیشتر به دنبال خرید سهم‌های ارزشی و نه رشدی هستند [۹].

جدول ۵. نتایج آزمون تأثیر احساسات بر رابطه بین ریسک و بازده در شرکت‌های رشدی و ارزشی

	شرکت‌های رشدی		شرکت‌های ارزشی	
متغیر	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)
عرض از مبدأ	۰/۴۳۸*** (۹/۷۹)	۰/۴۴۷*** (۸/۴۳)	۰/۳۴۰*** (۷/۵۳)	۰/۴۴۶*** (۵/۹۶)
VAR	۰/۰۵۶*** (۹/۳۶)	۰/۰۵۷*** (۸/۰۵)	۰/۰۴۵*** (۷/۲۶)	۰/۰۶۰*** (۵/۸۴)
DVAR		−۰/۰۰۲ (−۰/۲۴)		۰/۰۲۶** (۲/۰۲)
D		−۰/۰۲۱ (−۰/۳۲)		۰/۲۰** (۲/۰۷)
Rmf	۰/۳۱۳***	۰/۳۰۴***	۰/۲۴۱***	۰/۱۹۳***

1 Barber and Odean

	(۷/۰۲)	(۶/۸۴)	(۴/۷۷)	(۳/۷۷)
HML	۰/۰۵۲ (۰/۸۶)	۰/۰۴۴ (۰/۷۴)	−۰/۰۹۸ (−۱/۴۳)	−۰/۰۸۳ (−۱/۱۹)
SMB	۰/۰۵۸ (۱/۰۵)	۰/۰۶۸ (۱/۲۳)	۰/۰۰۹ (۰/۱۶)	−۰/۰۱۸ (−۰/۲۹)
F	۱۰/۸۲***	۵/۱۸۴***	۲۵/۳۷***	۲۸/۲۴***
R2	۰/۰۷۸	۰/۰۸۰	۰/۰۳۷	۰/۰۵۰
D.W	۱/۸۷	۱/۸۷	۱/۹۲	۱/۹۵
آزمون‌های تشخیصی				
Chow Test	۵/۵۰ [۰/۰۰]	۲/۷۰ [۰/۰۰]	۱/۳۵ [۲۹/۲۵]	۱/۰۵ [۰/۳۹۱]
Hausman Test	۴۷/۸۸ [۰/۰۰]	۴۸/۹۵ [۰/۰۰]		
آزمون ناهمسانی واریانس مقطعی	۲۳۵/۴۱ [۰/۰۰]	۲۵۱/۴۳ [۰/۰۰]	۲۱۹/۹۴ [۰/۰۰]	۲۱۵/۹۴ [۰/۰۰]
آزمون ناهمسانی واریانس زمانی	۴۹۲/۹۶ [۰/۰۰۰]	۴۸۵/۶۰ [۰/۰۰۰]	۷۰۸/۱۸ [۰/۰۰۰]	۷۱۰/۵۵ [۰/۰۰]
آزمون خودهمبستگی	۱۳۶۴/۹ [۰/۰۰]	۱۴۷۹/۲۶ [۰/۰۰]	۳۳۳۰/۳۳ [۰/۰۰]	۳۳۳۹/۱۹ [۰/۰۰]

اعداد داخل پرانتز مقادیر t محاسباتی و اعداد داخل کروشه احتمال آزمون است. با توجه به آزمون چاو و آزمون هاسمن، مدل‌های (۱) و (۲) با روش اثرات ثابت و مدل‌های (۳) و (۴) با روش تلفیقی یا ضرایب ثابت آزمون شده‌است.
نتایج آزمون‌ها تشخیصی، نشان‌دهنده ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی بین خطاها است که برای حل این دو مشکل، مدل با روش FGLS برآورد شده‌است.
***، ** و * بیانگر سطح معنی‌داری ضرایب تخمینی در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

شرکت‌های بزرگ در مقابل شرکت‌های و کوچک

در جدول ۶ نتایج آزمون رابطه بین ریسک و بازده و رابطه بین احساسات و بازده و تأثیر احساسات بر رابطه بین ریسک و بازده در ۵۰ شرکت با ارزش بازاری بالا و ۵۳ شرکت با ارزش بازاری پایین گزارش شده‌است. در صورتی که نسبت ارزش بازاری سهام i در ماه t بالاتر (کمتر) از میانه نسبت‌های ارزش بازاری سهام دیگر در آن ماه باشد سهام i در ماه t سهام بزرگ (کوچک) خواهد بود. نتایج آزمون در هر چهار مدل برآورد شده (با در نظر گرفتن عامل احساسات و بدون در نظر گرفتن عامل احساسات) نشان‌دهنده رابطه مثبت معنی‌دار بین ریسک و بازده انتظاری در دو گروه از شرکت‌های با ارزش بازاری پایین و شرکت‌های با ارزش بازاری بالا است. نتایج به‌دست‌آمده در مدل‌های (۲) و (۴) به ترتیب برای شرکت‌های با ارزش بازاری بالا و با ارزش بازاری پایین نشان می‌دهد که احساسات تأثیر مثبت و بسیار قوی بر بازده انتظاری در شرکت‌های کوچک دارد (ضریب ۰/۲۳۶ با t=۲/۸۳) در حالی که تأثیر آن بر بازده در شرکت‌های بزرگ منفی بوده و در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار است (ضریب ۰/۰۱۲− با t=−۱/۶۸). همچنین

نتایج (مدل ۲) نشان می‌دهد که در شرکت‌های بزرگ، احساسات بالای سرمایه‌گذاران حقیقی منجر به تضعیف رابطه بین ریسک و بازده می‌شود (۰/۰۳۸=۰/۰۱۲۰-۰/۰۵۰)؛ اما نتایج مدل (۴) حاکی از آن است که در احساسات بالای سرمایه‌گذاران حقیقی در شرکت‌های کوچک، رابطه مثبت بین ریسک و بازده را تشدید می‌کند (۰/۰۵۰=۰/۰۱۸۰+۰/۰۳۲). این نتیجه مؤید فرضیه سوم پژوهش است. نتایج پژوهش بیکر و ورگلر (۲۰۰۷) و پژوهش کیم و همکاران (۲۰۱۷) نشان دادند که در بازار سهام، بازده شرکت‌های با ارزش بازاری پایین نسبت به سهم‌های با ارزش بازاری بالا، به دلیل هزینه‌های بالای آربیتراژ بیشتر تحت تأثیر احساسات است [۵، ۳۳]. همچنین سرمایه‌گذاران نهادی به دلیل نقد شوندگی بالا، بیشتر علاقه‌مند به سرمایه‌گذاری در شرکت‌های بزرگ هستند تا شرکت‌های کوچک [۶۲]. بر اساس نتایج این پژوهش در شرکت‌های با ارزش بازاری بالا (پایین) احساسات رابطه بین ریسک و بازده انتظاری را تضعیف (تشدید) می‌کند و این برخلاف نتایج به‌دست‌آمده در پژوهش‌هایی همانند پژوهش کیم و همکاران (۲۰۱۷) است [۳۳].

جدول ۶. نتایج آزمون تأثیر احساسات بر رابطه بین ریسک و بازده در شرکت‌های بزرگ و کوچک

	شرکت‌های بزرگ		شرکت‌های کوچک	
متغیر	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)
عرض از مبدأ	۰/۳۶۴*** (۱۰/۹۲)	۰/۴۰۰*** (۹/۹۱)	۰/۲۲۲*** (۵/۷۳)	۰/۱۴۳*** (۲/۹۵)
VAR	۰/۰۴۶*** (۱۰/۳۵)	۰/۰۵۰*** (۹/۴۶)	۰/۰۲۸*** (۵/۳۲)	۰/۰۱۸*** (۲/۶۷)
DVAR		-۰/۰۱۲* (-۱/۶۴)		۰/۰۳۲*** (۲/۷۷)
D		-۰/۰۹۲* (-۱/۶۸)		۰/۲۳۶*** (۲/۸۳)
Rmf	۰/۲۸۰*** (۸/۰۵)	۰/۲۷۳*** (۷/۷۸)	۰/۲۸۱*** (۶/۸۶)	۰/۲۵۵*** (۲/۸۳)
HML	-۰/۰۰۴ (-۰/۰۸)	-۰/۰۰۲ (-۰/۰۴۹)	-۰/۰۲۳ (-۰/۴۲)	-۰/۰۱۶ (-۰/۲۸)
SMB	۰/۰۴۵ (۱/۰۲)	۰/۰۵۴ (۱/۲۳)	۰/۰۷۰ (۱/۴۰)	۰/۰۳۳ (۰/۶۵)
F	۵/۰۳***	۴/۸۳***	۲۲/۹۲***	۱۵/۳۱***
R2	۰/۰۶۴	۰/۰۶۵	۰/۰۲۰	۰/۰۲۱
D.W	۱/۸۰	۱/۸۰	۱/۹۳	۱/۹۵
آزمون‌های تشخیصی				
Chow Test	۱/۹۸ [۰/۰۰]	۲/۰۷ [۰/۰۰]	۰/۸۲ (۰/۸۲)	۰/۷۱ (۰/۹۴)
Hausman Test	۴۷/۲۳	۴۶/۶۳		

	[۰/۰۰]	[۰/۰۰]		
آزمون ناهمسانی واریانس مقطعی	۵۹۶۸/۷ [۰/۰۰]	۳۷۱/۷۰ [۰/۰۰]	۳۷۶/۶۳ [۰/۰۰]	۳۸۲/۴۳ [۰/۰۰]
آزمون ناهمسانی واریانس زمانی	۳۴۶/۱۷ [۰/۰۰]	۷۴۷/۴۰ [۰/۰۰]	۹۱۵/۱۴ [۰/۰۰]	۹۲۵/۱۹ [۰/۰۰]
آزمون خودهمبستگی	۷۱۳/۰۶ [۰/۰۰]	۵۸۰۸/۸ [۰/۰۰]	۶۷۶۷/۳ [۰/۰۰]	۶۷۵۶/۵۳ [۰/۰۰]

اعداد داخل پرانتز مقادیر t محاسباتی و اعداد داخل کروشه احتمال آزمون است. با توجه به آزمون چاو و آزمون‌هاسمن، مدل‌های (۱) و (۲) با روش اثرات ثابت و مدل‌های (۳) و (۴) با روش تلفیقی یا ضرایب ثابت آزمون شده‌است.

نتایج آزمون‌ها تشخیصی، نشان‌دهنده ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی بین خطاها است که برای حل این دو مشکل، مدل با روش FGLS برآورد شده‌است.

***، ** و * بیانگر سطح معنی‌داری ضرایب تخمینی در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

شرکت‌های با قیمت بالا در مقابل شرکت‌های با قیمت پایین

در جدول ۷، نتایج آزمون رابطه بین ریسک و بازده و نیز تأثیر احساسات بر بازده و تأثیر احساسات بر رابطه بین ریسک و بازده برای شرکت‌های با قیمت سهام بالا (۵۳ شرکت) و قیمت سهام پایین (۵۰ شرکت) گزارش شده‌است. در صورتی که قیمت سهام i در ماه t بالاتر (پایین‌تر) از میانه قیمت سهم‌های دیگر در آن ماه باشد سهام i در ماه t سهام با قیمت بالا (سهام با قیمت پایین و ارزان) خواهد بود.

جدول ۷. نتایج آزمون تأثیر احساسات بر رابطه بین بازده و ریسک در شرکت‌های با سهام قیمت بالا و سهام قیمت پایین

	شرکت‌های با قیمت بالا		شرکت‌های با قیمت پایین	
متغیر	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)
عرض از مبدأ	۰/۳۱۷*** (۹/۲۲)	۰/۳۳۱*** (۸/۱۷)	۰/۲۰۹*** (۶/۵۷)	۰/۱۴۶*** (۳/۶۵)
VAR	۰/۰۴۰*** (۸/۵۷)	۰/۰۴۱*** (۴/۸۵)	۰/۰۲۸*** (۶/۳۲)	۰/۰۲۰*** (۳/۵۸)
DVAR		−۰/۰۰۴ (−۰/۵۳)		۰/۰۲۲** (۲/۳۲)
D		−۰/۰۳۲ (−۰/۵۹)		۰/۱۶۷*** (۲/۴۳)
Rmf	۰/۳۳۱*** (۹/۶۵)	۰/۳۲*** (۹/۳۰)	۰/۷۴۶*** (۲۰/۸۴)	۰/۷۴۲*** (۲۰/۵۵)
HML	۰/۰۳۰ (۰/۶۵)	۰/۰۲۵ (۰/۵۴)	۰/۰۵۲ (۱/۰۵)	۰/۰۹۴* (۱/۸۴)
SMB	۰/۰۸۱** (۱/۸۹)	۰/۰۸۷** (۲/۰۲)	۰/۱۲۸*** (۲/۷۲)	۰/۱۱۲** (۲/۳۳)

F	۴/۲۸	۴/۰۴	۱۲۸/۰۶	۸۴/۰۷
R2	۰/۰۵۵	۰/۰۵۵	۰/۱۱	۰/۱۱
D.W	۱/۸۰	۱/۸۱	۱/۹۶	۱/۹۹
آزمون‌های تشخیصی				
Chow Test	۱/۴۴ (۰/۰۲)	۱/۴۵ (۰/۰۲)	۱/۱۲ (۰/۲۴)	۰/۹۶ (۰/۰۵۶)
Hausman Test	۳۵/۴۹ [۰/۰۰۰]	۳۵/۶۴ [۰/۰۰۰]		
آزمون ناهمسانی واریانس مقطعی	۳۸۷/۰۵ [۰/۰۰۰]	۴۰۱/۳۳ [۰/۰۰۰]	۳۸۰/۷۸ [۰/۰۰۰]	۳۸۹/۷۶ [۰/۰۰۰]
آزمون ناهمسانی واریانس زمانی	۸۳۸/۳۰ [۰/۰۰۰]	۸۲۹/۸۲ [۰/۰۰۰]	۵۶۸/۲۸ [۰/۰۰۰]	۵۸۱/۴۰ [۰/۰۰۰]
آزمون خودهمبستگی	۵۱۰۱/۴۵ [۰/۰۰۰]	۴۹۷۶/۳۹ [۰/۰۰۰]	۳۱۰۶/۸۰ [۰/۰۰۰]	۳۱۱۸/۲۶ [۰/۰۰۰]

اعداد داخل پرانتز مقادیر t محاسباتی است. با توجه به آزمون چاو و آزمون‌هاسمن، مدل‌های (۱) و (۲) با روش اثرات ثابت و مدل‌های (۳) و (۴) با روش تلفیقی یا ضرایب ثابت آزمون شده‌است.

نتایج آزمون‌ها تشخیصی، نشان‌دهنده ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی بین خطاها است که برای حل این دو مشکل، مدل با روش FGLS برآورد شده‌است.

***، ** و * بیانگر سطح معنی‌داری ضرایب تخمینی در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

نتایج به‌دست‌آمده حاکی از رابطه مثبت بین ریسک و بازده در بین هر دو گروه از شرکت‌ها بدون در نظر گرفتن عامل احساسات است (مدل ۱ و مدل ۳). نتایج آزمون مدل‌های (۲) و (۴) با در نظر گرفتن عامل احساسات، به ترتیب نشان می‌دهد که رابطه بین احساسات و بازده در سهام با قیمت بالا منفی اما غیر معنی‌دار است (ضریب ۰/۰۳۲- با t=-۰/۵۹) اما عامل احساسات، تأثیر بسیار بالایی بر بازده شرکت‌های دارای سهام با قیمت پایین دارد (ضریب ۰/۱۶۷ با t=۲/۴۳). همچنین عامل احساسات بر رابطه بین ریسک و بازده در شرکت‌های با قیمت بالا بی‌تأثیر است اما این عامل، رابطه مثبت بین ریسک و بازده را در شرکت‌های دارای احساسات بالا با قیمت پایین تقویت می‌کند (ضریب ۰/۰۴۴=۰/۰۲۰+۰/۰۲۲ برای شرکت‌های دارای احساسات بالا اما دارای قیمت پایین در مقابل ضریب ۰/۰۲۰ برای شرکت‌های دارای قیمت پایین و احساسات پایین). نتایج به‌دست‌آمده در این پژوهش متفاوت از نتایج مطالعات دیگر است که در این مطالعات احساسات سرمایه‌گذاران حقیقی تأثیری قوی بر سهم‌های ارزان قیمت نسبت به سهم‌های گران‌قیمت‌تر دارند و بازده سهم‌های ارزان قیمت تا حد زیادی متأثر از معامله‌گران احساساتی است که رابطه بین ریسک و بازده را کمتر از حد تخمین می‌زنند در نتیجه احساسات رابطه بین ریسک و بازده را تضعیف می‌کند [۳۳، ۳۴].

۵. بحث و نتیجه‌گیری

رابطه بین ریسک و بازده از جمله اصول اساسی در بازارهای مالی است و بر اساس تئوری‌های مالی کلاسیک رابطه بین این دو متغیر مثبت است اما پژوهش‌های صورت‌گرفته حاکی از متفاوت بودن این رابطه در پژوهش‌های مختلف در کشورها و بازارهای مختلف است. تئوری‌های مالی رفتاری، نتایج متفاوت به‌دست‌آمده بین ریسک و بازده را به مسائل روان‌شناختی بازار و احساسات سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی نسبت می‌دهند.

در این پژوهش رابطه بین ریسک و بازده در بورس ایران در سطح شرکت با استفاده از روش داده‌های ترکیبی با در نظر گرفتن عامل احساسات سرمایه‌گذاران حقیقی بررسی گردید. متغیر ریسک با استفاده از دو مدل گارچ معمولی و گارچ نامتقارن استخراج گردید و رابطه ریسک و بازده با در نظر گرفتن عامل احساسات علاوه بر کل نمونه، در سهم‌های ارزشی و رشدی، سهم‌های دارای قیمت بالا و ارزان و شرکت‌های دارای ارزش بازاری بالا و ارزش بازاری پایین نیز بررسی گردید.

نتایج آزمون مدل بدون در نظر گرفتن عامل احساسات حاکی از رابطه مثبت قوی بین ریسک و بازده در تمامی مدل‌های مورد بررسی بود. نتایج به‌دست‌آمده با افزودن عامل احساسات حاکی از عدم تأثیرگذاری احساسات بر بازده مورد انتظار و نیز بر رابطه بین ریسک و بازده در کل نمونه تحت بررسی بود که این نتیجه با نتایج اکثر پژوهش‌های صورت‌گرفته در این زمینه همانند کومار و لی (۲۰۰۶)، یو و یوان (۲۰۱۱)، کیم و همکاران (۲۰۱۷)، ونگ (۲۰۱۸a) و هی (۲۰۲۲) متفاوت است [۳۳، ۶۳، ۳۴، ۵۶، ۲۹]. احساسات در شرکت‌های رشدی، شرکت‌های با قیمت بالا تأثیری بر بازده مازاد ندارد و همچنین این عامل تأثیری بر رابطه بین ریسک و بازده در این نوع شرکت‌ها ندارد. نتایج به‌دست‌آمده نشان داد که احساسات در شرکت‌های دارای ارزش بازاری بالا، در سطح ده درصد تأثیر منفی و معنی‌دار بر بازده دارد و نیز احساسات منجر به تضعیف رابطه بین ریسک و بازده در بین این نوع شرکت‌ها می‌شود. همچنین نتایج به‌دست‌آمده حاکی از آن است که احساسات رابطه مثبت بین ریسک و بازده را در شرکت‌های با احساسات بالا در شرکت‌های ارزشی، شرکت‌های با قیمت سهم پایین و شرکت‌های با ارزش بازاری پایین تقویت می‌کند.

اگرچه در بازار سهام ایران مکانیسم‌هایی همانند فروش استقراضی برای ایجاد تعادل در قیمت سهم‌ها وجود ندارد اما به نظر می‌رسد عواملی همانند وجود حجم مبنا و حد نوسان تا حدودی می‌تواند تأثیرات شدید احساسات بر بازار را خنثی نماید. البته علیرغم وجود این امور نیز تأثیر احساسات در شرکت‌های مختلف مثلاً شرکت‌های کوچک و با قیمت پایین متفاوت از شرکت‌های بزرگ و با قیمت بالا بود که خود حاکی از تأثیرگذاری احساسات در این نوع

شرکت‌هاست. نتایج متفاوت تأثیر احساسات بر رابطه بین ریسک و بازده در بازار سهام ایران از سایر کشورها را می‌توان علاوه بر نوع قوانین حاکم بر بازار سهام ایران همانند وجود حجم مبنا و حد نوسان، در تسلط سرمایه‌گذاران حقوقی بر بازار ایران و نیز بی‌ثباتی‌های موجود در اقتصاد کلان همانند جهش شدید ارز و افزایش نرخ تورم در سال‌های اخیر جستجو کرد. ونگ (۲۰۱۸a) در خصوص نتایج به‌دست‌آمده از بررسی تأثیر متغیر احساسات سرمایه‌گذاران بر رابطه میانگین و واریانس بازده سهام در ۱۴ بازار اروپایی و نتایج متفاوت بین آن‌ها بیان می‌کند که رابطه به‌دست‌آمده برای هر بازار مختص همان بازار است و قابلیت تعمیم به بازارهای دیگر را ندارد چراکه رابطه میانگین و واریانس بازده سهام یا همان ریسک و بازده وابسته به ویژگی‌های هر بازار است و در بازارهای مختلف می‌تواند متفاوت باشد [۵۶]. همچنین برخی از محققین فرهنگ و نهادهای مالی حاکم بر بازار را نیز از جمله دلایل تفاوت در تأثیر احساسات می‌دانند [۴۶].

٦. پیشنهادها و محدودیت‌ها

عدم تدوین و استخراج شاخص‌های مستقیم احساسات برای سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی توسط نهادهای ذی‌ربط در بورس ایران از جمله محدودیت مهم پیش‌رو برای انجام این نوع از پژوهش‌ها است که محقق مجبور است خود با صرف زمان زیاد شاخص‌های غیرمستقیم و ضمنی احساسات را استخراج کند. همچنین بسته بودن طولانی‌مدت نمادها در طول دوره پژوهش، انجام آن‌را با مشکل روبرو می‌کند و منجر به کاهش حجم نمونه مورد بررسی می‌شود. بر اساس یافته‌های پژوهش سرمایه‌گذاران باید، در تدوین استراتژی سرمایه‌گذاری علاوه بر توجه به عوامل بنیادین و اقتصادی توجه ویژه‌ای به احساسات سرمایه‌گذاران و عوامل مؤثر بر آن داشته باشند. توجه به ویژگی‌های شرکت‌ها از حیث ارزشی و رشدی بودن یا دارای ارزش بازار بالا و پایین و نیز دارای قیمت بالا و پایین بودن سهام از جمله عواملی است که باید سرمایه‌گذاران در معاملات خود آن‌ها را باید در نظر بگیرند. بررسی تأثیر احساسات سرمایه‌گذاران بر رابطه ریسک و بازده در سطح بازار و نیز تأثیر احساسات سرمایه‌گذاران حقوقی در سطح شرکت و بازار بر این رابطه، بررسی مسئله در شرایط صعودی و نزولی بازار و ماهیت متغیر در طی زمان رابطه بین ریسک و بازده و نیز تفکیک اثرات بلندمدت و کوتاه احساسات بر این رابطه و نیز بررسی موضوع در شرکت‌های فرابورسی از جمله موضوعات جدید پژوهش در این زمینه می‌تواند باشد.

پرتال جامع علوم انسانی

منابع

1.Aghababaei, M., Madani, S. (2021). Investor sentiment and stock return synchronicity in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Management Perspective,* 11(34), 95-115. doi: 10.52547/jfmp.11.34.95.(In Persian).

2.Antoniou, C., Doukas, J. A., & Subrahmanyam, A. (2016). Investor sentiment, beta, and the cost of equity capital. *Management Science*, *62*(2), 347-367.

3.Baillie, R. T., & DeGennaro, R. P. (1990). Stock returns and volatility. *Journal of Financial and Quantitative Analysis,* 25(2), 203-214.

4.Baker, M., & Wurgler, J. (2006). Investor sentiment and the cross- section of stock returns. *The Journal of Finance*, *61*(4), 1645-1680.

5.Baker, M., & Wurgler, J. (2007). Investor sentiment in the stock market. *Journal of economic perspectives*, *21*(2), 129-152.

6.Baker, M., Bradley, B., & Wurgler, J. (2011). Benchmarks as limits to arbitrage: Understanding the low-volatility anomaly. *Financial Analysts Journal*, *67*(1), 40-54.

7.Bali, T. G., & Peng, L. (2006). Is there a return–risk tradeoff? Evidence from high- frequency data. *Journal of Applied Econometrics*, *21*(8), 1169-1198.

8.Barber, B. M., & Odean, T. (2000). Trading is hazardous to your wealth: The common stock investment performance of individual investors. *The journal of Finance*, *55*(2), 773-806.

9.Barber, B. M., & Odean, T. (2008). All that glitters: The effect of attention and news on the buying behavior of individual and institutional investors. *The review of financial studies*, *21*(2), 785-818.

10.Bekaert, G., & Wu, G. (2000). Asymmetric volatility and risk in equity markets. *The review of financial studies*, *13*(1), 1-42.

11.Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, *31*(3), 307-327.

12.Booth, G. G., Fung, H. G., & Leung, W. K. (2016). A risk-return explanation of the momentum-reversal "anomaly". *Journal of Empirical Finance*, *35*, 68-77.

13.Brandt, M. W., & Kang, Q. (2004). On the relationship between the conditional mean and volatility of stock returns: A latent VAR approach. *Journal of Financial Economics*, *72*(2), 217-257.

14.Campbell, J. Y., & Cochrane, J. H. (1999). By force of habit: A consumption-based explanation of aggregate stock market behavior. *Journal of political Economy*, *107*(2), 205-251.

15.Campbell, J. Y., & Hentschel, L. (1992). No news is good news: An asymmetric model of changing volatility in stock returns. *Journal of financial Economics*, *31*(3), 281-318.

16.Corsi, F. (2009). A simple approximate long-memory model of realized volatility. *Journal of Financial Econometrics*, 7(2), 174-196.

17.De Long, J. B., Shleifer, A., Summers, L. H., & Waldmann, R. J. (1990). Noise trader risk in financial markets. *Journal of political Economy*, *98*(4), 703-738.

18.Engle, R. (2001). GARCH 101: The use of ARCH/GARCH models in applied econometrics. *Journal of economic perspectives*, 15(4), 157-168.

19.Fama, E. F. (1970). Efficient market hypothesis: A review of theory and empirical work. *Journal of Finance*, *25*(2), 28-30.

20.Fama, E. F., & French, K. R. (1989). Business conditions and expected returns on stocks and bonds. *Journal of financial economics*, *25*(1), 23-49.

21.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.

22.French, K. R., Schwert, G. W., & Stambaugh, R. F. (1987). Expected stock returns and volatility. *Journal of financial Economics*, *19*(1), 3-29.

23.Ghonghadze, J., & Lux, T. (2016). Bringing an elementary agent-based model to the data: Estimation via GMM and an application to forecasting of asset price volatility. *Journal of Empirical Finance*, *37*, 1-19.

24.Ghysels, E., Santa-Clara, P., & Valkanov, R. (2005). There is a risk-return tradeoff after all. *Journal of Financial Economics*, *76*(3), 509–548.

25.Glosten, L. R., Jagannathan, R., & Runkle, D. E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The journal of finance*, *48*(5), 1779-1801.

26.Goyal, A., & Santa- Clara, P. (2003). Idiosyncratic risk matters!. *The journal of finance*, *58*(3), 975-1007.

27.Haidarpour, Farzaneh, Tari Verdi, Yadollah, Mehrabi, Maryam. (2013). The Impact of Investors' Emotional Tendencies on Stock Returns. Financial Knowledge of Securities Analysis. 6 (No. 1 (17th consecutive)), 1-13. (In Persian).

28.Harvey, C. R. (2001). The specification of conditional expectations. *Journal of Empirical Finance*, *8*(5), 573-637.

29.He, Z. (2022). Asymmetric impacts of individual investor sentiment on the time-varying risk-return relation in stock market. *International Review of Economics & Finance*, *78*, 177-194.

30.Hervé, F., Zouaoui, M., & Belvaux, B. (2019). Noise traders and smart money: Evidence from online searches. *Economic Modelling*, *83*, 141-149.

31.Hessary, Y. K., & Hadzikadic, M. (2017). Role of behavioral heterogeneity in aggregate financial market behavior: An agent-based approach. *Procedia Computer Science*, *108*, 978-987.

32.Kapoor, S., & Prosad, J. M. (2017). Behavioural finance: A review. *Procedia computer science*, *122*, 50-54.

33.Kim, J. S., Kim, D. H., & Seo, S. W. (2017). Individual mean-variance relation and stock-level investor sentiment. *Journal of Business Economics and Management*, *18*(1), 20-34.

34.Kumar, A., & Lee, C. M. (2006). Retail investor sentiment and return comovements. *The Journal of Finance*, *61*(5), 2451-2486.

35.Lee, C. F., Chen, G. M., & Rui, O. M. (2001). Stock returns and volatility on China's stock markets. *Journal of Financial Research*, *24*(4), 523-543.

36.Lettau, M., & Ludvigson, S. C. (2010). Measuring and modeling variation in the risk-return tradeoff. In *Handbook of financial econometrics: Tools and techniques* (pp. 617–690). North-Holland.

37.Li, Q., Yang, J., Hsiao, C., & Chang, Y. J. (2005). The relationship between stock returns and volatility in international stock markets. *Journal of Empirical Finance*, *12*(5), 650-665.

38.Lintner, J. (1965). Security prices, risk, and maximal gains from diversification. *The journal of finance*, *20*(4), 587-615.

39.Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. The Journal of Finance 7 (1): 77-91.

40.Merton, R. C. (1980). On estimating the expected return on the market: An exploratory investigation. *Journal of financial economics*, *8*(4), 323-361.

41.Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 347-370.

42.Osoolian, M., SadeghiSharif, S., Sharifiana, V. (2000). The Effect of Investor Sentiment on the Formation of Bubbles in the Stock Market. *Journal of Financial Management Perspective*, 11(35), 91-118. doi: 10.52547/jfmp.11.35.91.(In Persian).

43.Piccoli, P., da Costa Jr, N. C., da Silva, W. V., & Cruz, J. A. (2018). Investor sentiment and the risk–return tradeoff in the Brazilian market. *Accounting & Finance*, *58*, 599-618.

44.Rossi, A. G., & Timmermann, A. (2015). Modeling covariance risk in Merton's ICAPM. The Review of Financial Studies, 28(5), 1428-1461.

45.Saranj, A., Tehrani, R., Abbasi Museloo, K., Nadiri, M. (2018). Identifying the Trading Behaviors and Risk of Noise Traders in Iran Stock Market. *Financial Management Strategy*, 6(3), 31-58. doi: 10.22051/jfm.2018.19836.1639. (In Persian).

46.Schmeling, M. (2009). Investor sentiment and stock returns: Some international evidence. *Journal of empirical finance*, *16*(3), 394-408.

47.Scruggs, J. T. (1998). Resolving the puzzling intertemporal relation between the market risk premium and conditional market variance: A two- factor approach. *The Journal of Finance*, *53*(2), 575-603.

48.Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The journal of finance*, *19*(3), 425-442.

49.Shefrin, H. M., & Statman, M. (1984). Explaining investor preference for cash dividends. *Journal of financial economics*, *13*(2), 253-282.

50.Shefrin, H., & Statman, M. (2000). Behavioral portfolio theory. *Journal of financial and quantitative analysis*, *35*(2), 127-151.

51.Shiller, R. J. (2015). *Irrational exuberance*. Princeton university press.

52.Shleifer, A., & Summers, L. H. (1990). The noise trader approach to finance. *Journal of Economic Perspectives*, *4*(2), 19-33.

53.Statman, M. (2014). Behavioral finance: Finance with normal people. *Borsa Istanbul Review*, *14*(2), 65-73.

54.Turner, C. M., Startz, R., & Nelson, C. R. (1989). A Markov model of heteroscedasticity, risk, and learning in the stock market. *Journal of Financial Economics*, *25*(1), 3-22.

55.Wang, H., Yan, J., & Yu, J. (2017). Reference-dependent preferences and the risk-return tradeoff. *Journal of Financial Economics*, *123*(2), 395-414.

56.Wang, W. (2018a). Investor sentiment and the mean-variance relationship: European evidence. *Research in International Business and Finance*, *46*, 227-239.

57.Wang, W. (2018b). The mean-variance relation and the role of institutional investor sentiment. *Economics Letters*, *168*, 61-64.

58.Wang, W., & Duxbury, D. (2021). Institutional investor sentiment and the mean-variance relationship: Global evidence. *Journal of Economic Behavior & Organization*, *191*, 415-441.

59.Whitelaw, R. F. (1994). Time variations and covariations in the expectation and volatility of stock market returns. *The Journal of Finance*, *49*(2), 515-541.

60.Wooldridge, J. M. (2010). Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data. *Cambridge, MA: MIT Press*.

61.Yang, C., & Jia, Y. (2016). Buy-sell imbalance and the mean-variance relation. *Pacific-Basin Finance Journal*, 40, 49-58.

62.Yu, J. (2011). Disagreement and return predictability of stock portfolios. *Journal of Financial Economics*, *99*(1), 162-183.

63.Yu, J., & Yuan, Y. (2011). Investor sentiment and the mean-variance relation. *Journal of Financial Economics*, *100*(2), 367-381.

64.Yu, J., Huang, H. H., & Hsu, S. W. (2014). Investor sentiment influence on the risk-reward relation in the Taiwan stock market. *Emerging Markets Finance and Trade*, *50*(sup2), 174-188.

استناد

ندیری، محمد و خانی، علی (۱۴۰۱). احساسات سرمایه‌گذاران و رابطه میانگین–واریانس در بورس اوراق بهادار تهران. *چشم‌انداز مدیریت مالی*، ۱۲(۳۸)، ۱۳۱–۱۶۰.

Citation

Nadiri, Mohammad & Khani, Ali (2022). Investor Sentiment and Mean-Variance Relationship in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Management Perspective*, 12(38), 131 - 160. (*in Persian*)