راهبرد مدیریت مالی
سال ششم، شماره بیست و یکم
تابستان ۱۳۹۷
صص ۱۵۸-۱۳۱

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت:۱۳۹۷/۰۲/۰۵
تاریخ تصویب: ۱۳۹۷/۰۳/۰۳

آزمون اثر احساسات و الگوی رفتار معاملات سرمایه‌گذاران بر بازده مازاد سهام در بورس اوراق بهادار تهران[1]

کیارش مهرانی[2] ، مهدی معدنچی زاج[3]

چکیده

چگونگی تأثیرگذاری الگوی رفتار معاملات و احساسات سرمایه‌گذاران بر بازده مازاد سهام در بازارهای مالی، یکی از چالش‌های روز در مالی رفتاری است. هدف از این پژوهش بررسی اثر احساسات سرمایه‌گذاران و الگوی رفتار معاملاتی آن‌ها بر بازدهی مازاد سهام در مدل سه عاملی فاما و فرنچ است. در این پژوهش با استفاده از داده‌های ۱۵۵ سهام پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، طی دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ و تحلیل رگرسیون به بررسی رابطه رفتار معاملاتی سرمایه-گذاران، احساسات سرمایه‌گذاران و بازده مازاد سهام پرداخته شد. نتایج بررسی‌ها نشان داد که اضافه کردن شاخص احساسات سرمایه‌گذاران در مدل سه عاملی فاما و فرنچ باعث بهبود مدل وافزایش بازده مازاد سهام گردید، اما شاخص رفتار معاملاتی نه‌تنها نتایج را بهبود نداده است؛ بلکه اثر آن بر بازدهی مازاد معنادار نبوده است. این نتیجه، یک پیام مهم دارد. سرمایه‌گذاران آن‌طوری که احساس می‌کنند رفتار نمی‌کنند، بنابراین باید برای تدوین استراتژی معاملاتی سالانه به جنبه‌های احساسی بیشتر از موازنه خریدوفروش سهام توجه نمود. نهایتاً نتایج پژوهش نشان داد که شاخص‌های احساسات بیشتر از شاخص‌های معاملات در توسعه مدل‌های سرمایه‌گذاری کاربرد دارد.

واژه های کلیدی: احساسات سرمایه‌گذاران، رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران، مدل سه عاملی، بازده مازاد سهام.
طبقه‌بندی موضوعی: G40, G11, G41, G14, D91, D84

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/jfm.2018.16581.1445
۲. استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد پردیس، نویسنده مسئول، Email:kmehrani1@gmail.com
۳. استادیاردانشگاه آزاد اسلامی واحد الکترونیکی،Email:madanchi@iauec.ac.ir

مقدمه

مدل‌های سنتی قیمت‌گذاری دارایی‌ها فرض می‌کنند که سرمایه‌گذاران عقلایی رفتار می‌کنند؛ یعنی احساسات را در مدل صفر در نظر می‌گیرند. در سال‌های اخیر پژوهش‌های گسترده‌ای به نقش احساسات در بازار سهام پرداخته است. به‌صورت کاربردی، احساسات را می‌توان به خوش‌بینی و بدبینی یک فرد در یک موقعیت ارزیابی تعریف کرد (نیکو مرام و همکاران، ۱۳۹۵، ٦٦-۳۹). هدف از این پژوهش درک اثرگذاری احساسات سرمایه‌گذاران و رفتار معاملاتی آن‌ها بر بازدهی مازاد سهام است. این پژوهش به پیروی از پژوهش‌های (کیم و ها[1] ،۲۰۱۰) و (یانگ و گائو[2] ۲۰۱۴، ۱۸۲-۱۷۱) نقش احساسات سرمایه‌گذاران را مجزا از رفتار حجم معاملاتی آن‌ها برای بازده مازاد سهام بررسی نموده است. در مدل سه عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌ها (فاما و فرنچ[3] ۱۹۹۳، ۵۶-۳) از عواملی چون بازده بازار، عامل اندازه شرکت و عامل ارزش دفتری به ارزش بازار برای تشریح بازده مازاد بازار استفاده نمودند. این در حالی است که یکی از مهم‌ترین نکات بااهمیت در مطالعات (فاما و فرنچ ۱۹۹۳، ۲۰۱۲، ۲۰۱۵، ۳-۵۶، ۴۵۷-۴۷۲، ۱-۲۲) این است که اکثر مدل‌های قیمت-گذاری دارایی‌ها قادر نیستند که بازدهی را در کل بازار پیش‌بینی کنند. ما متغیرهای احساسات سرمایه‌گذاران و رفتار معاملاتی را در مدل فاما و فرنچ سه عاملی وارد نموده و با استفاده از تحلیل رگرسیون چندگانه به اثر هر یک از شاخص‌های مدل پرداخته‌ایم. در مطالعه حاضر این پرسش‌ها مطرح می‌شوند که:

(الف) آیا رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران بر بازده مازاد سهام تأثیرگذار است؟

(ب) آیا احساسات سرمایه‌گذاران بر بازده مازاد سهام تأثیرگذار است؟

(ج) آیا اثر احساسات سرمایه‌گذاران بر بازده مازاد سهام بیشتر است یا شاخص رفتار معاملاتی؟

تلاش این پژوهش این است تا اولاً: شاخص‌هایی را در اختیار سرمایه‌گذاران و پژوهشگران قرار دهد تا احساسات سرمایه‌گذاران و رفتار آن‌ها را محاسبه نماید. ثانیاً: اثر این احساسات و رفتار را در مدل‌های قیمت‌گذاری چندعاملی به‌عنوان عوامل اثرگذار وارد نموده و بسنجد. این پژوهش از این حیث دارای نوآوری است که به‌جز متغیرهای کلان اقتصادی و متغیرهای مالی با واردکردن عوامل

---

1. Kim and Ha
2. Yang and Gao
3. Fama & French

رفتاری بتواند دانش مالی رفتاری را توسعه دهد. از طرفی قصد داشتیم تا با ترکیبی از عوامل بنیادی بتوانیم به یک مدل قیمت‌گذاری ترکیبی برای پیش‌بینی بازده مازاد سهام برسیم.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

در سال‌های اخیر، مدل‌های چندعاملی برای افزایش تبیین عوامل مؤثر بر بازده سهام و بهبود مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای توسعه‌یافته‌اند. فاما و فرنچ (۱۹۹۳) برای پیش‌بینی بازده سهام از سه عامل بتا، اندازه شرکت و نسبت ارزش بازار استفاده نمودند. نتایج آن‌ها نشان داد که بتا در مدل تک عاملی تا ۷۰ درصد از بازده سهام یک پرتفوی متنوع را توجیه می‌نمود، اما مدل سه عاملی قدرت تبیین ۹۵ درصدی داشته است (اشراق نیا و نشوادیان ۱۳۸۷، ۴۶-۳۹) با خلق مدل‌های چندعاملی، دانشمندان مالی سعی کردند تا این دسته از مدل‌ها را توسعه دهند. در پژوهش دیگر، (کارهارت[1] ۱۹۹۷، ۸۲-۵۷) با واردکردن عامل مومنتوم و (پاستر و استامباو[2] ۲۰۰۰، ۳۸۱-۳۳۵) با واردکردن متغیرهای نقدینگی این مدل‌ها را آزمون نمودند. فاما و فرنچ (۲۰۱۵) نیز اخیراً با افزودن متغیرهای سرمایه‌گذاری و سودآوری در دوره ۱۹۶۲ تا ۲۰۱۳ در بورس آمریکا نتایج دو مدل سه عاملی و پنج عاملی را مقایسه کردند. آن‌ها نشان دادند که ضریب تعیین مدل در مدل پنج عاملی بالاتر از مدل سه عاملی است، اما نتایج آن‌ها منجر به حذف متغیر صرف ارزش (نسبت ارزش دفتری به بازار) گردید و حتی در سبدهای کوچک‌تر، معناداری مدل از بین رفت. کوبوتا و تاکهرا[3] (۲۰۱۷) نتایج مدل سه عاملی و پنج عاملی را در بورس ژاپن آزمون نموده و یافتند که متغیرهای سودآوری و سرمایه‌گذاری باعث می‌شود تا معناداری مدل از بین برود. درواقع می‌توان گفت که مدل‌های سنتی مالی تغییرات بازده سهام را فقط به تغییرات متغیرهای بنیادی وابسته می‌دانند و بازده مازاد را تابعی از ریسک‌های سیستماتیک در نظر می‌گیرند (فاما و فرنچ، ۱۹۹۳، ۱۹۹۵، ۲۰۱۲، ۲۰۱۵). جدیداً بسیاری از پژوهش‌های جدید مالی نشان می‌دهند که بازده مازاد سهام، به‌راحتی توسط متغیرهای بنیادی قابل توضیح نیست و بازده سهام شرکت متأثر از عوامل احساسات سرمایه‌گذاران نیز می‌باشد (بیکر و ورگلر[4] ، ۲۰۰۶، ۲۰۰۷، ۱۶۸۰-۱۶۴۵، ۱۵۱-۱۲۹؛ بیکر و

1. Carhart
2. Pastor & Stambaugh
3. Kubota & Takehara
4. Baker and Wurgler

همکاران، ۲۰۱۲، ۲۷۲-۲۸۷؛ براون و کلیف[1] ، ۲۰۰۴، ۲۷-۱؛ گرینوود و شلیفر[2] ، ۲۰۱۴، ۷۱۴-۷۴۶؛ کیم و ها، ۲۰۱۰؛ لیائو[3] و همکاران، ۲۰۱۱، ۲۰۷-۲۱۲؛ یانگ و گائو[4] ، ۲۰۱۴، ۱۸۲-۱۷۱؛ یانگ و ژانگ[5] ، ۲۰۱۴، ۹۶۶؛ یو و یوان[6] ، ۲۰۱۱، ۳۸۱-۳۶۷). برخی از این مطالعات از شاخص احساسات سرمایه‌گذاران برای بررسی نقش احساسات سرمایه‌گذاران در توضیح بازده سهام استفاده کرده‌اند (کن[7] و همکاران، ۲۰۱۳، ۱۰۷۶-۱۰۹۱؛ فانگ و تاه[8] ، ۲۰۱۴، ۲۰۱-۱۹۰؛ استامباو[9] و همکاران، ۲۰۱۲ ، ۲۰۱۴، ۲۸۸-۳۰۲، ۶۱۳-۶۱۹؛ یو و یوان، ۲۰۱۱، ۳۶۷-۳۸۱). همچنین در برخی از پژوهش‌های دیگر، بازده سهام را تحت تأثیر رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران حقیقی و سرمایه-گذاران نهادی بررسی نموده‌اند (باربر[10] و همکاران، ۲۰۰۹، ۱۵۱-۱۸۶؛ چن[11] و همکاران، ۲۰۱۴، ۳۵۸-۳۷۴؛ هان و کومار [12] ، ۲۰۱۳، ۴۰۴-۳۷۷؛ هویژائر[13] ، ۲۰۰۶، ۲۰۰۸، ۴۹۱-۴۵۷، ۱۱۲۳-۱۱۵۱؛ لی و رداکریشنا[14] ۲۰۰۰، ۱۱۱-۸۳؛ مالمندیر و شاندیکومار[15] ، ۲۰۰۷، ۴۸۹-۴۵۷؛ کیان[16] ، ۲۰۱۴، ۲۴۶-۲۱۹).

به‌طورکلی پژوهش‌های مرتبط با احساسات را می‌توان به چهار گروه طبقه‌بندی کرد. گروه اول: به اثر مثبت احساسات بر بازده سهام اعتقاددارند (آنتونیو و همکاران[17] ، ۲۰۱۴، ۲۷۵-۲۴۵؛ ما، ۲۰۱۴؛ یانگ و کوپلند، ۲۰۱۴). گروه دوم: معتقدند که اعتقاددارند که بین احساسات و بازده آتی سهام ارتباط منفی وجود دارد (بیکر و ورگلر[18] ، ۲۰۰۷، ۱۵۱-۱۲۹). گروه سوم: اعتقاددارند که احساسات علت نیست؛ بلکه معلول است و از بازده سهام و ریسک اثر می‌پذیرد (باربری و همکاران[19] ،

---

1. Brown and Cliff
2. Greenwood and Shleifer
3. Liao
4. Yang and Gao
5. Yang and Zhang
6 . Yu and Yuan
7 . Cen
8 . Fong and Toh
9 . Stambaugh
10. Barber
11. Chen
12. Han and Kumar
13. Hvidkjaer
14. Lee and Radhakrishna
15. Malmendier and Shanthikumar
16. Qian
17. Antoniou et al
18. Baker & Wurgler
19. Barberis et al

۱۹۹۸، ۳۴۳-۳۰۷؛ براون و کلیف، ۲۰۰۴؛ ۱-۲۷؛ هاچیچا و بوری[1] ، ۲۰۰۸، ۱۹۲-۱۷۵؛ کانیل و تیتمن[2] ، ۲۰۰۸،۲۷۳-۳۱۰؛ وانگ و همکاران[3] ، ۲۰۰۶، ۱۲۳-۱۰۹). گروه چهارم: نقشی برای احساسات قائل نیستند و معتقدند احساسات بر بازدهی بی‌اثر است (درین و همکار[4] ،-۲۰۰۹،۷۸۷ ۸۱۳). (بیکر و ورگلر،۲۰۰۰، ۲۲۱۹-۲۲۵۷) با استفاده از داده‌های انتشار سهام و انتشار سهام جدید به‌عنوان شاخص احساسات رابطه آن را بررسی و رابطه منفی با بازدهی را به‌عنوان رد فرضیه کارایی بازار ارائه کردند. آن‌ها در سال ۲۰۰۶ با استفاده از شاخصی ترکیبی از شش مؤلفه اصلی شامل تعداد سهام در عرضه اولیه، درصد انتشار سهام جدید، بازده سهام عرضه اولیه، مازاد بابت تقسیم سود، حجم معاملات و صندوق‌های سرمایه ثابت با کارمزد تنزیلی، شاخص احساسات را اندازه‌گیری کردند. هرچند روش تحلیل عاملی با برخی انتقادات در استفاده برای تحلیل‌های گسترده مواجه است، بااین‌حال به دلیل اقبال علوم اجتماعی به‌ویژه روانشناسی به آن، از مدل‌های قابل‌توجه برای ارزیابی متغیرهای غیرقابل مشاهده، اما دارای نماینده‌های قابل‌مشاهده به شمار می‌رود. مقوله احساسات نیز شبیه هوش است که خود دارای متغیری مشاهده‌پذیر نیست و باید احساسات را از روی چندین متغیر دیگر که مشاهده پذیراند، به دست آورد. در پژوهش (بیکرو ورگلر، ۲۰۰۶، ۱۶۴۵-۱۶۸۰) بر اساس مرتب‌سازی چندین سبد سهام طبق ویژگی‌هایی مالی و الگوهای میانگین بازدهی با شاخص احساسات، نشان دادند که چگونه احساسات با بازدهی برای سهام شرکت‌های کوچک، جوان، دارای نوسان بالا، بحرانی، دارای سود غیرقابل‌پیش‌بینی، بدون تجربه مالی و سهام دارای رشد فوق‌العاده اثر دارد. آن‌ها در سال ۲۰۰۷ عامل احساسات را یکی از علل واکنش‌های رفتاری سرمایه‌گذاران یافتند. در پژوهش‌های آن‌ها، هنگامی‌که احساسات بازار زیاد بود بازده بازار پایین بود. هنگامی احساسات بیش از یک انحراف معیار بالاتر از میانگین بود متوسط بازده ماهانه ۰/۴۱- بود. هنگامی‌که احساسات بازار خیلی پایین بود و بیش از یک انحراف معیار پایین‌تر از میانگین تاریخی بود متوسط بازدهی ۲,۷۵٪ بود. این متوسط‌ها هنگامی‌که از شاخص وزنی سبد استفاده می‌شود برای حالت احساسات بالا در حدود ۰/۳۴- درصد و برای احساسات پایین در حدود ۱,۱۸٪ بود که علت تفاوت آن وزن برابر در اثر احساسات بر سهام شرکت‌های کوچک می‌باشد. گیزلیس و چادوری[5](۲۰۱۶) به بررسی «احساسات سرمایه‌گذاران و بازده سهام: شواهدی از آتن» پرداختند.

---

1. Hachicha & Bouri
2. Kaniel & Titman
3. Wang et al
4. Derrien and Kecskés
5. Gizelis and Chowdhury

نتایج حاصل از پژوهش آنان نشان داد که احساسات سرمایه‌گذاران توضیح‌دهنده ضعیفی برای بازده سهام می‌باشد و به نظر می‌رسد که عوامل رفتاری ممکن است در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های تجربی برای بازار یونانی تأثیرگذار باشد. (زارمبا و کنیژکا[1] ، ۲۰۱۳) در پژوهشی با عنوان فاکتورهای تکانه[2] ، ارزش، اندازه و نقدینگی در بازار لهستان، با استفاده از داده‌های بورس اوراق بهادار ورشو مشاهده کردند که پرتفوی‌هایی که بر اساس چهار عامل اندازه (ارزش بازار)، ارزش (نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار)، تکانه (نرخ سالانه بازده به‌استثنای سود سهام برای ۱۲ ماه قبل از ۳۱ نوامبر) و نقد شوندگی (متوسط گردش معاملات روزانه در ماه گذشته) شکل‌گرفته بودند بازده سهام مثبت داشتند.

چن[3] و همکاران (۲۰۱۴) به بررسی تأثیرات نامتقارن احساسات سرمایه‌گذاران بر بازده سهام صنایع پرداختند. آنان به این منظور، از داده‌های صنایع یازده کشور آسیایی طی سال‌های ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۰ استفاده نمودند. نتایج بررسی‌های آنان مشخص نمود که پیوند بین بازده صنعت و احساسات و تمایلات سرمایه‌گذار، متغیر است. (بینیک و بروکس[4] ، ۲۰۱۰، ۱۵۷-۱۴۶) به بررسی این موضوع که آیا حجم معاملات سهام به پیش‌بینی جهت تغییرات بازده در بازار سهام استرالیا[5] کمک می‌کند یا خیر، پرداختند. آن‌ها این فرضیه را با استفاده از چهار معیار متفاوت از حجم معاملات برای نمونه‌ای از شرکت‌های پذیرفته‌شده در بازار سهام استرالیا در دوره پنج‌ساله ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۵ مورد آزمون قراردادند. نتایج حاصل از پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که حجم معاملات تا حدودی دارای قدرت پیش‌بینی برای شرکت‌های با حجم معاملاتی بالا و صنایع خاص در بازار استرالیا می‌باشد؛ ولی برای شرکت‌های کوچک، حجم معاملات به همان اندازه دارای قدرت پیش‌بینی برای توضیح بازده سهام نبود. (هاتسن[6] و همکاران، ۲۰۰۸، ۱۲۵۵-۱۲۶۸) به بررسی ارتباط میان حجم معاملات و چولگی[7] بازده در یازده بازار سهام بین‌المللی با استفاده از داده‌های روزانه و ماهانه طی دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۴ پرداختند. نتایج آن‌ها نشان داد که حجم معاملات بالا، منجر به چولگی منفی در بازده می‌شود. در

---

1. Zarembaand and Konieczka
2. Momentum factors
3. Chen
4. Bheenick and Brooks
5. Australia
6. Hutson
7. Skewness

مطالعات اخیر، از داده‌های معاملاتی برای طبقه‌بندی معاملات فروشندگان و خریداران و تبیین الگویی برای رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران استفاده کرده‌اند (رویکرد لی و ردی[1] ، ۱۹۹۱).

کیم و ها (۲۰۱۰) با دخالت دادن عامل احساسات در مدل‌های چندعاملی به این نتیجه دست یافتند که احساسات سرمایه‌گذاران در شرکت‌های دارای اندازه کوچک، قیمت ارزان و دارای نسبت ارزش دفتری به بازار پایین اثرگذار است. یانگ و زو (۲۰۱۵) نیز مشابه با پژوهش کیم و ها (۲۰۱۰)، با ترکیبی از شاخص‌های احساسات و رفتار سرمایه‌گذاران سعی نمودند تا نقش احساسات را در مدل فاما فرنچ سه عاملی تبیین کنند. در پژوهش آن‌ها هر دو شاخص احساسات و رفتار سرمایه‌گذاران بر بازده مازاد اثر معناداری داشت، اما اثر رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران بر بازده مازاد بیشتر از اثر احساسات بوده است. ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل آن‌ها حدود ۹۶ درصد بود که به نتایج بسیاری قوی در بورس اوراق بهادار چین رسیدند.

پژوهش‌های داخلی

(نیکو مرام، سعیدی و مهرانی، ۱۳۹۵، ۶۶-۳۹) با استفاده از تحلیل پرتفوی، نشان دادند که وقتی احساسات بازار نرمال باشد بیشتر راهبردهای مالی رفتاری موفق هستند، اما کارایی رویکرد معکوس در شرایط نرمال نسبت به راهبرد توالی بیشتر است. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که تشکیل سبد سهام در دوره‌های خوش‌بینی و بدبینی نه‌تنها ایجاد بازدهی اضافی نمی‌نماید؛ بلکه عمدتاً منجر به زیان می‌شود. (سروش‌یار، ۱۳۹۵، ۱۴۷-۱۵۹) به بررسی نقش مومنتوم و احساسات سرمایه‌گذاران بر رفتار توده‌وار در بورس اوراق بهادار تهران پرداخت. نتایج پژوهش نشان داد که احساسات سرمایه‌گذاران بر رفتار توده‌وار تأثیر معنی‌داری دارد. آزمون علیت گرنجر[2] نیز مؤید این نتیجه است. لیکن شواهدی مبنی بر وجود تأثیر معنی‌دار متغیرهای مومنتوم و اندازه شرکت بر رفتار توده‌وار مشاهده نگردید. (بدری و عزآبادی، ۱۳۹۴، ۲۱-۳۸) به بررسی رفتار معاملاتی و عملکرد معاملاتی انواع سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج نشان داد درمجموع سرمایه‌گذاران حقیقی رفتاری جمعی دارند، اما سرمایه‌گذاران حقوقی راهبرد معاملاتی معکوس را در پیش می‌گیرند. باوجوداین، شواهدی در اتخاذ راهبرد مومنتوم از سوی سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی به دست نیامد. سرمایه‌گذاران حقوقی با اتخاذ راهبرد معکوس، در اغلب فواصل معاملاتی، عملکرد

1. Lee and Ready
2. Granger causality tests

معاملاتی بهتری داشتند و بخش شایان توجهی از بازده به دلیل زمان‌بندی معاملاتی مناسب بوده است؛ اگرچه انتخاب سهام نامناسب، بخشی از بازده آن‌ها را تحت‌الشعاع قرار داد. در مقابل، برای سرمایه‌گذاران حقیقی باوجود عملکرد مناسب از بعد انتخاب سهام، بخشی از بازده عملکرد معاملاتی به دلیل زمان‌بندی معاملاتی نامناسب، خنثی‌شده است. (حیدر پور و همکاران، ۱۳۹۲، ۱-۱۳) در مطالعه‌ای با عنوان «تأثیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام» به بررسی گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران، بر بازده سهام پرتفوی‌های مرتب‌شده بر اساس اندازه، قیمت، نسبت ارزش دفتری به بازار و نسبت مالکیت نهادی پرداختند. بدین منظور مدل چهار عاملی پرتفوی بازار، اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به بازار و گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران در تبیین بازده مورداستفاده قرار گرفت. نتایج آنان حاکی از وجود رابطه مثبت و معنی‌دار گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران با بازده سهام شرکت‌های دارای کمترین اندازه، نسبت ارزش دفتری به بازار و نسبت مالکیت نهادی بود. (رامشه و همکاران، ۱۳۹۱، ۱۲۱-۱۳۷) در پژوهشی تحت عنوان «پیش‌بینی جهت تغییرات بازده سهام بر اساس حجم معاملات[1] » با استفاده از مدل پرابیت برای شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، از داده‌های روزانه ۷۶ شرکت در بازار بورس اوراق بهادار تهران، طی دوره‌ای ۴ ساله از ۱۳۸۶ تا ۱۳۸۹ استفاده نمودند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که حجم معاملات سهام تا حدودی دارای قدرت پیش‌بینی جهت تغییرات بازده در شرکت‌های دارای حجم معاملات بالا و نیز شرکت‌های با نسبت بازده صفر پایین است، اما برای شرکت‌های با حجم معاملات پایین و نسبت بازده صفر بالا، حجم معاملات، قدرت پیش‌بینی مشابه برای توضیح جهت تغییرات بازده‌های سهام را ندارد.

(بابالویان و مظفری، ۱۳۹۵، ۱۷-۳۲) مدل‌های عاملی را در بورس اوراق بهادار تهران مورد آزمون قراردادند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که عوامل جدیدی مانند مومنتوم و سرمایه‌گذاری در بازده مازاد سهام اثر نمی‌گذارد. در پژوهش آن‌ها ضریب تعیین تعدیل‌شده در مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵)، مدل کارهارت[2] (۱۹۹۷، ۸۲-۵۷) و مدل هو، خو و ژانگ[3] (۲۰۱۴) به ترتیب ٪۶۸، ٪۴۷ و ٪۳۳ برای دوره ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ حاصل‌شده است. ایزدی نیا و همکاران (۱۳۹۳) در دوره ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۰ نتوانستند تفاوتی بین مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) و مدل چهار عاملی کارهارت (۱۹۹۷) پیدا کنند. (پورزمانی و بشیری، ۱۳۹۲، ۹۳-۱۰۷) با استفاده از مدل کارهارت (۱۹۹۷)

---

1. Turnover
2. Carhart Model
3. Hou Xue & Zhang

توانستند در بین سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۸۹ بازده سهام رشدی و ارزشی را مقایسه کنند. نتایج آنها نشان داد که بازده سهام رشدی بیش از ارزشی است، اما ضریب تعیین برای سهام ارزشی ۲۲ درصد و برای سهام رشدی ۱۶ درصد حاصل‌شده است.

فرضیه‌های پژوهش

فرضیه‌های این پژوهش مشابه با پژوهش کیم و ها (۲۰۱۰) و (یانگ و زائو[1] ، ۲۰۱۵، ۶۲-۴۲) بر اساس سه فرضیه زیر ارائه است:

فرضیه ۱: احساسات سرمایه‌گذاران بر بازده مازاد سهام تأثیر معناداری دارد.

فرضیه ۲: رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران بر بازده مازاد سهام تأثیر معناداری دارد.

فرضیه ۳: شاخص احساسات سرمایه‌گذاران بر بازده اضافی سهام اثر بیشتری در مقایسه با شاخص رفتار معاملاتی دارد.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از جنبه هدف، از نوع پژوهش‌های توسعه‌ای به شمار می‌رود؛ زیرا نتایج حاصل از آن می‌تواند در تصمیمات مدیران، سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران مورداستفاده قرار گیرد. همچنین ازنظر داده‌های گردآوری‌شده به‌صورت ترکیبی (داده‌های سری زمانی و مقطعی) می‌باشد. نوع تحقق به‌صورت رگرسیون چند متغیری است و حوزه آن در دامنه پژوهش‌های مالی رفتاری است. جامعه آماری این پژوهش، شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ می‌باشد و ۱۵۵ شرکت به‌عنوان نمونه از طریق روش نمونه منتخب با ویژگیهای زیر از جامعه آماری انتخاب گردید:

۱. به‌منظور افزایش قابلیت مقایسه، دوره مالی آن‌ها ۱۲/۲۹ هر سال بود.

۲. در طول دوره پژوهش تغییر در دوره مالی نداشتند.

۳. جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها، مؤسسات مالی و اعتباری، بیمه‌ها و هلدینگ‌ها نبودند.

---

1. Yang & Zhou

داده‌های مورد نیاز برای آزمون فرضیه‌های پژوهش، از نرم‌افزارهای تدبیر پرداز و ره‌آورد نوین، صورت‌های مالی سالانه شرکت‌ها، گزارش هیئت‌مدیره به مجمع عمومی صاحبان سهام و وب‌سایت سازمان بورس اوراق بهادار، قابل‌استخراج است. تجزیه‌وتحلیل داده‌ها نیز بر اساس نرم‌افزار eviews صورت گرفته است.

مدل‌های پژوهش و متغیرهای آن

برای آزمون فرضیه‌های پژوهش، مشابه با پژوهش کیم و ها (۲۰۱۰) و یانگ و زو (۲۰۱۵) ۴ معادله رگرسیونی زیر بر اساس بازده مازاد سهام با مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) آزمون شد و متغیرهای احساسات سرمایه‌گذاران و رفتار معاملاتی نیز در مدل اضافه شد. مدل اول بازدهی مازاد را با مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) تخمین می‌زند. در مدل دوم متغیر احساسات به شیوه‌ای که در این مقاله گفته می‌شود به مدل سه عاملی اضافه می‌شود. در مدل سوم بجای احساسات سرمایه‌گذاران از شاخص رفتار سرمایه‌گذاران استفاده می‌شود و نهایتاً در مدل چهارم هر دو شاخص احساسات سرمایه‌گذاران و رفتار سرمایه‌گذاران اضافه می‌شود تا بررسی نماییم که حضور هم‌زمان این متغیرها چه اثری بر بازده مازاد سهام دارد.

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_{1p}RMRF_t + \beta_{2p}SMB_t + \beta_{3p}HML_t + \varepsilon_{pt} \qquad \text{معادله ۱}$$

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_{1p}RMRF_t + \beta_{2p}SMB_t + \beta_{3p}HML_t + \beta_{4p}S_{RMRF,pt} + \varepsilon_{pt} \qquad \text{معادله۲}$$

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_{1p}RMRF_t + \beta_{2p}SMB_t + \beta_{3p}HML_t + \beta_{5p}BSI_{RMRF,pt} + \varepsilon_{pt} \qquad \text{معادله ۳}$$

معادله ۴

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_{1p}RMRF_t + \beta_{2p}SMB_t + \beta_{3p}HML_t + \beta_{4p}S_{RMRF,pt} + \beta_{5p}BSI_{RMRF,pt} + \varepsilon_{pt}$$

نمادها در این معادلات به شرح زیر است:

R_{pt} = بازدهی سهام شرکت i در سال t

R_{ft} = نرخ بهره بدون ریسک در سال t

$RMRF_t$ = بازده مازاد بازار

SMBt = عامل اندازه

HML_t = عامل نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در سال t

$S_{RMRF,t}$ = شاخص احساسات سرمایه‌گذاران در سال t

$BSI_{RMRF,t}$ = شاخص رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران در سال t

برای آزمون فرضیه اول معناداری و شدت ضریب β_{4p} در معادله شماره ۲ و برای آزمون فرضیه دوم معناداری و شدت ضریب β_{5p} در معادله شماره ۳ بررسی گردید و نهایتاً برای آزمون فرضیه سوم ضرایب β_{4p} و β_{5p} در معادله شماره ۴ مقایسه شد. ابتدا برای بررسی نرمال بودن متغیر وابسته (بازده مازاد سهام) از آزمون جارک-برا[1] استفاده کردیم زیرا برای به‌کارگیری مدل‌های رگرسیونی شرط نرمال بودن مهم است. سپس با روش ایم، پسران و شین[2] (۲۰۰۳، ۷۴-۵۳) مانایی متغیرهای پژوهش را سنجیدیم. برای تشخیص روش به‌کارگیری داده‌های ترکیبی و تشخیص همگن یا ناهمگن بودن آن‌ها از آزمون چاو[3] و آماره F لیمر بهره گرفتیم. درصورتی‌که نتایج این آزمون، مبنی بر به کارگیری داده‌ها به‌صورت داده‌های پانلی شود، می‌بایست برای تخمین مدل پژوهش از یکی از مدل‌های اثرات ثابت (FEM) یا اثرات تصادفی (REM) استفاده می‌شد. برای انتخاب یکی از این دو مدل آزمون هاسمن[4] اجرا شد. فرض صفر هاسمن مبنی بر مناسب بودن مدل اثرات تصادفی برای تخمین مدل‌های رگرسیونی داده‌های تابلویی است. در راستای برآورد ضرایب مدل اول پژوهش، ابتدا برای تعیین روش داده‌های ترکیبی و تشخیص همگن یا ناهمگن بودن آن‌ها، از آزمون چاو و آماره F لیمر استفاده می‌گردد و نهایتاً برای رفع اثرات احتمالی ناهمسانی واریانس از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته برآوردی (EGLS) استفاده کردیم.

تعریف عملیاتی متغیرهای پژوهش

متغیرهای پژوهش به شرح زیر به‌صورت عملیاتی تعریف‌شده است.

الف) شاخص احساسات سرمایه‌گذاران

برای محاسبه شاخص احساسات سرمایه‌گذاران مشابه با پژوهش کیم و ها (۲۰۱۰) و یانگ و زو (۲۰۱۵)، در گام نخست چهار شاخص ازجمله: شاخص قدرت نسبی، شاخص خط روانشناسی،

---

1. Jarck-Bra test
2. Im, Pesaran & Shin
3. Chow test
4. Hausman test

شاخص حجم معاملات و نرخ تعدیل‌شده گردش سهام، محاسبه گردید. شاخص‌های مذکور به شرح زیر تعریف عملیاتی شده‌اند:

(۱) شاخص قدرت نسبی

برای محاسبه شاخص قدرت نسبی، ابتدا اقدام به محاسبه RS_t می‌شود:

$$RS_t = \frac{\sum_{t=1}^{6} \max(P_t - P_{t-1}, 0)}{\sum_{t=1}^{6} \max(P_{t-1} - P_t, 0)}$$

در این معادله:

P_t = قیمت سهام در پایان دوره زمانی t

P_{t-1} = قیمت سهام در پایان دوره زمانی t-1

سپس شاخص قدرت نسبی (RSI_t) محاسبه می‌گردد:

$$RSI_t = 100 \times \frac{RS_t}{1+RS_t}$$

با توجه به این‌که t از یک تا شش منظور شده است و سایر داده‌ها بر پایه سالانه منظور می‌گردند، دوره زمانی t برای P به‌صورت دوماهه لحاظ می‌گردد. به این صورت، شاخص RSt و RSIt نیز به‌صورت سالانه محاسبه می‌شود.

(۲) شاخص خط روان‌شناسانه

به‌منظور محاسبه شاخص خط روان‌شناسانه، از معادله زیر استفاده می‌گردد:

$$PSY_t = 100 \times \frac{TU_t}{T}$$

در این معادله:

T^u = تعداد روزهایی که طی سال، قیمت سهام شرکت نسبت به‌روز قبل افزایش داشته است

T = تعداد روزهای معاملاتی طی سال

(۳) شاخص حجم معاملات (VOL_t)

برای محاسبه حجم معاملاتی سهام شرکت، از لگاریتم طبیعی تعداد سهام معامله‌شده شرکت طی سال استفاده می‌گردد.

(۴) نرخ تعدیل‌شده گردش سهام

در راستای محاسبه شاخص نرخ گردش تعدیل‌شده، از معادله زیر استفاده می‌گردد:

$$ATR_t = \frac{R_{it}}{|R_{it}|} \times \frac{VOL_{it}}{C_{it}}$$

که در آن:

R_{it} = بازده سهام شرکت i در سال t

VOL_{it} = تعداد سهام معامله‌شده شرکت i در سال t

C_{it}= تعداد سهام منتشرشده شرکت i در سال t

پس از محاسبه چهار شاخص فوق، با استفاده از روش تجزیه‌وتحلیل مؤلفه‌های اساسی (PCA)، اقدام به ترکیب این شاخص نمودیم که معادله زیر حاصل گردید:

$$S_t = 0.532\, RSI_t + 0.760 PSY_t + 0.686 VOL_t + 0.672 ATR_t$$

برای حذف اشتراکات بین شاخص احساسات طراحی‌شده (S_t) و بازده مازاد بازار ($RMRF_t$) از معادله رگرسیونی زیر برای هر شرکت در هرسال (شرکت – سال) استفاده گردید. در معادله‌ای که احساسات را بر اساس تحلیل مؤلفه‌های اساسی تخمین زده است؛ بین عوامل مشترک احساسات و بازده مازاد سهام نمی‌توانستیم تفاوت قائل شویم بنابراین برای حذف عوامل مشترک احساسات در هر سهم و بازده مازاد بازار هر سهم مدل رگرسیونی را ایجاد کردیم. پسماند مدل زیر تحت عنوان احساسات بازده مازاد بازار($S_{RMRF,t}$) تعریف شد که معیاری برای محاسبه احساسات سرمایه‌گذاران است. درواقع مشابه با روش پژوهش کیم و ها (۲۰۱۰) و یانگ و زو (۲۰۱۵) حذف مجموعه عوامل مشترک بین احساسات هر سهم و بازده مازاد بر بازار هر سهم طبق پسماند مدل را می‌توان به‌عنوان احساسات بازده مازاد بازار تعریف نمود.

$$S_t = b_0 + b_1 RMRF_t + \varepsilon_{pt}$$

در این معادله:

RMRFt = بازده مازاد بازار در سال t

St = شاخص احساسات سرمایه‌گذاران

ε_{pt} = پسماندمدل

ب) رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران:

برای محاسبه متغیر رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران از شاخص عدم توازن خرید- فروش سهام استفاده و طبق فرمول زیر استفاده کردیم.

$$BSI_t = \frac{BV_t - SV_t}{BV_t + SV_t}$$

که در آن:

BV_{it} = حجم (تعداد) خرید سهام شرکت i طی سال t

SV_{it} = حجم (تعداد) فروش سهام شرکت i طی سال t

برای حذف اشتراکات بین شاخص رفتار سرمایه‌گذاران (BSI_t) و بازده مازاد سهام ($RMRF_t$) از معادله رگرسیونی زیر برای هر شرکت در هرسال (شرکت – سال) استفاده گردید. در معادله شاخص عدم توازن خرید- فروش بین اجزای مشترک این شاخص و بازده مازاد سهام نمی‌توانستیم تفاوت قائل شویم بنابراین پسماند مدل زیر تحت نوان رفتار سرمایه‌گذاران در بازده مازاد بازار ($BSI_{RMRF,pt}$)، معیاری برای محاسبه رفتار سرمایه‌گذاران در نظر گرفته شد.

$$BSI_t = b_0 + b_1 RMRF_t + \varepsilon_{pt}$$

که در آن:

$RMRF_t$ = بازده مازاد بازار در سال t

BSI_t = شاخص رفتار سرمایه‌گذاران

ε_{pt} = پسماندمدل

بازدهی سهام شرکت i در سال t بر اساس بازده نقدی و بازده قیمتی هر سهم در سال t به‌دست‌آمده است. نرخ بهره بدون ریسک بر اساس نرخ اوراق مشارکت موجود در سال t به‌صورت سالانه برای سال ۹۰ تا ۹۴ در دامنه ۲۰ تا ۲۲ درصد مفروض قرار گرفت. بازده مازاد سهام از معادله زیر برای هر سهم i در هرسال به‌دست‌آمده و طبق مدل اصلی پژوهش از تخمین معادلات رگرسیونی ۱ و ۲ و ۳ و ۴ نیز حاصل گردیده که ملاک آزمون فرضیه‌های پژوهش نیز بوده است.

$$EX\ RET_t = R_{pt} - R_{ft}$$

$EX\ RET_t$ = بازده مازاد سهام i در سال t

RP_t = بازده سهم iسال t

Rf_t = نرخ سود بدون ریسک در t سال

بازده مازاد بازار از تفاوت نرخ بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادر تهران و نرخ بهره بدون ریسک (نرخ سود سپرده یک‌ساله بانکی) حاصل گردید.

$$RMRF_t = \text{TEDPIX}_t - RF_t$$

$RMRF_t$ = بازده مازاد بازار در سال t

TEDPIX_t = شاخص بورس اوراق بهادار سال t

RF_t = نرخ سود بدون ریسک در t سال

عامل اندازه (SMBt) از تفاوت بین بازده سهام شرکت‌های بزرگ و سهام شرکت‌های کوچک به دست می‌آید. نمونه‌های پژوهش، ازلحاظ لگاریتم دارایی‌ها به سه دسته طبقه‌بندی شد و شرکت‌های نمونه در یک‌سوم بالا به‌عنوان شرکت‌های بزرگ و شرکت‌های در یک‌سوم پایین به‌عنوان شرکت‌های کوچک شناسایی و میانگین بازده سهام آن‌ها باهم مقایسه شد. عامل نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (HML_t) از تفاوت بین بازده سهام با نسبت بالای ارزش دفتری به بازار و بازده سهام با نسبت پایین ارزش دفتری به بازار به‌دست‌آمده است. در نمونه‌های منتخب، از نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام به سه دسته طبقه‌بندی شد. شرکت‌های در یک‌سوم بالا به‌عنوان شرکت‌های دارای نسبت بالای ارزش دفتری به ارزش بازار سهام بالا و شرکت‌های در یک‌سوم پایین به‌عنوان شرکت‌های دارای نسبت پایین ارزش دفتری به ارزش بازار پایین طبقه‌بندی شد و میانگین بازده سهام آن‌ها باهم مقایسه گردید. مبنای هر پرتفوی بر اساس بازده وزنی ارزش هر سهم بوده است. همچنین برای بررسی تأثیر رفتار و احساسات سرمایه‌گذاران دو شاخص S_{RMRF} و $BSI_{RMRF,t}$ در مدل اضافه شد.

تجزیه‌وتحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

در جدول ۱ مقدار میانگین متغیر تفاضل بازدهی سهام شرکت و نرخ بهره بدون ریسک، ۰/۲۳۹ با میانه، ۰/۰۷۶- و انحراف معیار ۰/۹۰۴ است. گفتنی است بیشترین مقدار متغیر تفاضل بازدهی سهام شرکت و نرخ بهره بدون ریسک برابر با ۴/۳۸۲ و کمترین مقدار آن برابر با ۰/۸۲۴- است. ویژگی‌های سایر متغیرها نیز در

جداول ۴-۱ مشهود است. این ارقام نشان می‌دهد که طی دوره پژوهش هم بازده مازاد سبد سهام نسبت به نرخ بدون ریسک و هم نسبت به بازده کل بازار مثبت و قابل‌توجه بوده است. این جدول نشان می‌دهد که تفاوت بازدهی شرکت‌های بزرگ و کوچک ۰٫۱۸۴ است؛ یعنی تفاضل متوسط بازدهی شرکت‌های بزرگ خیلی بالاتر از متوسط بازدهی شرکت‌های کوچک در بورس تهران است. همچنین نتایج نمونه‌های ما نشان می‌دهد که تفاضل بازده بین بازده سبد سهام با نسبت بالای ارزش دفتری به بازار با سبد نسبت پایین ارزش دفتری به بازار ۰/۳۶۵- است؛ یعنی شرکت‌های با نسبت پایین عملکرد بهتری داشته‌اند. شاخص احساسات سرمایه‌گذاران نیز دارای میانگین ۳۷/۴ است و در دامنه صفر تا ۶۷/۵ قرار دارد. شاخص رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران نیز ۰٫۰۰۶- است که نشان می‌دهد به‌طور متوسط سرمایه‌گذاران فروشنده بوده‌اند تا خریدار. نتایج پسماند احساسات سرمایه‌گذاران در مدل بازده مازاد سهام در دامنه ۵۰/۹۵۹- و ۳۶/۶۵۹+ با میانگین ۰/۷۷۳- است؛ یعنی نتایج تخمین مدل و مقدار واقعی بازده مازاد منفی است که نشان می‌دهد احساسات سرمایه‌گذاران طی این دوره منفی بوده است.

جدول ۱. شاخص‌های توصیفی متغیرهای مرتبط با معادلات پژوهش

متغیرهای پژوهش	نماد	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
تفاضل بازدهی سهام و نرخ بهره بدون ریسک	$R_{pt} - R_{ft}$	۰/۲۳۹	-۰/۰۷۶	٤/۳۸۲	-۰/۸۲٤	۰/۹۰٤
بازده مازاد سهام نسبت به بازار	$RMRF_t$	۰/۱۳	۰/۰۷۲	۰/۸٤۷	-۰/٤۲۸	۰/٤۲۵
عامل اندازه	SMB_t	۰/۱۸٤	۰/۱۹۹	۰/۳۰۲	۰/۰٦۷	۰/۰۸۸
عامل نسبت ارزش دفتری به بازار	HML_t	-۰/۳٦۵	-۰/٤۰۷	۰/۰۰۱	-۰/٦۰۹	۰/۲۰۱
شاخص احساسات سرمایه‌گذاران	S_t	۳۷/٤	۳۵/٦	٦۷/۵	۰	۱٦/۸
شاخص رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران	BSI_t	-۰٫۰۰٦	۰	۰/۱۱	-۰/۱۰	۰/۰٦۲
پسماند احساسات سرمایه‌گذاران	$S_{RMRF,pt}$	-۰/۷۷۳	-۰/۰٦۸	۳٦/٦۵۹	-۵۰/۹۵۹	۱٦/۱۳۱
پسماند رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران	$BSI_{RMRF,pt}$	۰/۰۰۵	۰/۰۰۳	۰/۱٤٤	-۰/۱۲۱	۰/۰٦٤

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۲. شاخص‌های توصیفی متغیرهای مرتبط با شاخص احساسات سرمایه‌گذاران

متغیرهای پژوهش	RSI_t	PSY_t	VOL_t	ATR_t
میانگین	۵۹/۹۷	۰/۲۹۶	۱۶/۸۸	۰/۱۱
میانه	۴۹/۹۹	۰/۳۲۹	۱۷/۰۱	۰/۰۴۵
انحراف معیار	۲۸/۵۷	۰/۱۵۶	۲/۳۸	۰/۴۴۳
حداقل	۱/۱۹	۰/۰۰۴	۸/۵۱	−۱/۳۲
حداکثر	۹۸/۷۹	۰/۶۳	۲۲/۴۱	۲/۱۷
چولگی	۰/۰۴	−۰/۳۳	−۰/۶۲	۰/۸۳
کشیدگی	−۱/۳۵	−۰/۹۳	۱/۰۲	۳/۹۷

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۳ نشان می‌دهد متغیرهای مستقل پژوهش همبستگی بسیار قوی با یکدیگر نداشته (آماره همبستگی‌ها پایین‌تر از ۰/۸± است) و لذا مشکلی در تخمین مدل وجود ندارد. همان‌طور که در جدول نشان داده‌شده است، در همبستگی پیرسون، همبستگی مستقیم و معنادار بین تفاضل بازدهی سهام شرکت و نرخ بهره بدون ریسک با احساسات سرمایه‌گذاران و همبستگی معکوس و معنادار بین تفاضل بازدهی سهام شرکت و نرخ بهره بدون ریسک با رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران وجود دارد.

جدول ۳. همبستگی پیرسون متغیرهای مرتبط با معادلات پژوهش

متغیر	$R_{pt}-R_{ft}$	$RMRF$	SMB_t	HML_t	$S_{RMRF,pt}$	$BSI_{RMRF,pt}$
$R_{pt}-R_{ft}$	۱	۰/۵۲۲ (۰/۰۰۰)	−۰/۱۸۳ (۰/۰۰۰)	−۰/۴۰۹ (۰/۰۰۰)	۰/۳۰۸ (۰/۰۰۰)	−۰/۱۱۵ (۰/۰۰۱)
$RMRF$		۱	−۰/۰۶۷ (۰/۰۶۳)	−۰/۶۴ (۰/۰۰۰)	−۰/۱۵۲ (۰/۰۰۰)	−۰/۲۵۹ (۰/۰۰۰)
SMB_t			۱	−۰/۳۷۹ (۰/۰۰۰)	۰/۰۲۹ (۰/۴۱۴)	۰/۰۰۲ (۰/۹۵۴)
HML_t				۱	۰/۱۳۸ (۰/۰۰۰)	۰/۲۱۱ (۰/۰۰۰)
$S_{RMRF,pt}$					۱	۰/۰۴۴ (۰/۲۱۸)
$BSI_{RMRF,pt}$						۱

اعداد داخل پرانتز که زیر ضریب است بیانگر p-value می‌باشد. سطح معناداری ۵٪ است.
منبع: یافته‌های پژوهش

در هرکدام از خانه‌های موجود در جدول ۳ که حاصل تقاطع یک ستون و یک ردیف هستند، مقادیر مربوط به وضعیت همبستگی دو متغیر حاضر در ستون و ردیف ایجادکننده تقاطع ارائه‌شده است. گفتنی است که در هر خانه، عدد داخل پرانتز، نشانگر سطح معناداری همبستگی است که اگر کوچک‌تر از ۰/۰۵ باشد، همبستگی معنادار خواهد بود.

نتایج آزمون جارک-برا[1] برای بررسی نرمال بودن متغیر وابسته در جدول شماره ۴ ارائه‌شده است. بر اساس این آزمون چون سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ است، توزیع متغیر وابسته نرمال نمی-باشد.

جدول ٤. آزمون جارک برا

متغیر	آماره جارک‌برا	سطح معناداری
$R_{pt} - R_{ft}$	۱۲۵/۰٤۲	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه آزمون ایم، پسران و شین برای مانایی متغیرهای پژوهش در جدول ۵ ارائه‌شده است. با توجه به این ارقام، مقدار سطح معناداری متغیرهای پژوهش کمتر از ۵ درصد است، بنابراین، متغیر وابسته و متغیرهای اصلی پژوهش در دوره موردبررسی در سطح مانا هستند.

جدول ۵. آزمون ایم، پسران و شین

متغیرهای پژوهش	آماره t	سطح معناداری
$R_{pt} - R_{ft}$	-۷/۸۸٦	۰/۰۰۰
$S_{RMRF,pt}$	-۱۱/۸۵۵	۰/۰۰۰
$BSI_{RMRF,pt}$	-۸/۷۹۲	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

1. jarque bera

جدول٦. آزمون چاوو[1] و آزمون هاسمن [2] جهت تعیین آزمون مناسب آماری

	معادله ۱	معادله ۲	معادله ۳	معادله ٤
نتایج آزمون چائو				
آماره F لیمر	۱.۲۰۲	۱.۳۴۷	۱.۱۴۲	۱.۳۰۹
p-value	۰.۰۶۷	۰.۰۰۷	۰.۱۳۹	۰.۰۱۴
فرضیه استفاده از داده‌های ترکیبی	عدم رد	مردود	عدم رد	مردود
نتایج آزمون هاسمن				
آماره کای دو	نیازی ندارد	۷.۴۲۷	نیازی ندارد	۹.۹۶۱
p-value		۰.۱۱۴		۰.۰۷۶
فرضیه استفاده از مدل اثرات تصادفی		عدم رد		عدم رد

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول ۶ نشان می‌دهد که آماره F لیمر برای معادله ۱ و ۳ بیش از سطح معناداری ۵ درصد است؛ بنابراین برای آزمون این دو معادله، داده‌ها به‌صورت ترکیبی مورداستفاده قرار می‌گیرند. همچنین آماره F لیمر برای معادلات ۲ و ۴ از سطح معناداری ۵ درصد کمتر است. برای آزمون این ۲ معادله، داده‌ها به‌صورت تابلویی مورداستفاده قرار می‌گیرند. سطح معناداری آزمون هاسمن برای هر دو معادله ۲ و ۴ بیشتر از ۰/۰۵ است؛ لذا برای برآورد ضرایب مدل مذکور، باید از مدل اثرات تصادفی استفاده نمود.

نتایج آزمون معادلات ۱ و ۳ با استفاده از مدل داده‌های ترکیبی و روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته برآوردی (EGLS) و نتیجه آزمون معادلات ۲ و ۴ با استفاده از مدل اثرات تصادفی و روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته برآوردی (EGLS) باهدف رفع اثرات احتمالی ناهمسانی واریانس در هر یک از معادلات در جدول ۷ ارائه‌شده است. لازم به ذکر است که استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته برآوردی و همچنین تصحیح وایت قطری، منجر به رفع اثرات ناهمسانی واریانس احتمالی گردیده است.

1. Chow test
2. Hausman test

جدول ۷. آزمون معناداری ضرایب معادلات رگرسیونی و مدل‌های پژوهش

	معادله ۱	معادله ۲	معادله ۳	معادله ٤
α_p	۰.۰۹	۰.۱۷۵	۰.۰۹۵	۰.۱۶۵
	(۰.۱۴)	(۲.۹۳۶)	(۲.۱۴)	(۲.۷۸۲)
	۰.۰۴۴ ** ***	۰.۰۰۳ ***	۰.۰۲۳ ***	۰.۰۰۵ ***
β_{1p}	۰.۳۲۴	۰.۶۲۹	۰.۳۵۱	۰.۶۴۷
	(۳.۲۴۵)	(۴.۹۴۲)	(۳.۵۳)	(۴.۸۰۴)
	۰.۰۰۱ ** ***	۰.۰۰۰ ** ***	۰.۰۰۰ ***	۰.۰۰۰ ** ***
β_{2p}	-۳.۵۲۴	-۲.۷۸۲	-۳.۵۲۹	-۲.۷۹۷
	(-۱۱.۵۳۲)	(-۶.۱۴۷)	(-۱۱.۶۲۵)	(-۶.۱۴)
	۰.۰۰۰ ** ***	۰.۰۰۰ ** ***	۰.۰۰۰ ***	۰.۰۰۰ ***
β_{3p}	-۱.۹۳	-۱.۴۰۹	-۱.۹۱۱	-۱.۴۳۲
	(-۸.۳۰۹)	(۱۰.۷)	(-۸.۲۵)	(-۴.۴۹۴)
	۰.۰۰۰ ** ***	۰.۰۰۰ ** ***	۰.۰۰۰ ***	۰.۰۰۰ ***
β_{4p}		۰.۰۲۱		۰.۰۲۲
		(۱۰.۷)		(۱۰.۷۴)
		۰.۰۰۰ ** ***		۰.۰۰۰ ** ***
β_{5p}			۰.۴۰۵	.۱۷۳
			(۱.۶۶۵)	(۰.۴۴۷)
			۰.۰۹۶ ***	۰.۶۵۴ ***
r2	۰.۳۷۲	۰.۴۵۳	۰.۴۷۷	۰.۶۵۵
r2 تعدیل‌یافته	۰.۳۷۱	۰.۴۵	۰.۴۷۵	۰.۶۵۲
F	۳۴۱.۳۶	۱۵۸.۰۲۱	۲۵۸.۵۲	۱۲۶.۴
	۰.۰۰۰ ** ***	۰.۰۰۰ ** ***	۰.۰۰۰ ***	۰.۰۰۰ ***
آماره داربین–واتسون	۲.۲۴۸	۲.۴۰۹	۲.۲۵۱	۲.۲۴۸

اعداد داخل پرانتز که زیر ضریب است بیانگر آماره t و اعدادی که علامت *** دارند معناداری آماری در سطح ۵٪ است. آماره F نیز برای معناداری کل ضرایب رگرسیون می‌باشد.

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول ۷ نشان می‌دهد ضرایب β_p به‌جز ضریب حساسیت مرتبط با شاخص رفتاری $BSI_{RMRF,pt}$ در هر ۴ معادله معنادار است. این نتایج نشان می‌دهد که ارتباطی معنادار و مستقیم بین بازده مازاد بازار و تفاضل بازدهی سهام شرکت و نرخ بهره بدون ریسک شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران برقرار است. از سویی دیگر، ازآنجاکه آماره t متغیر عامل اندازه در هر ۴ م له بزرگ‌تر از ۱/۹۶۵- بوده و سطح معناداری آن کوچک‌تر از ۰/۰۵ است، ارتباطی معنادار و معکوس بین عامل اندازه و تفاضل بازدهی سهام شرکت و نرخ بهره بدون ریسک شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران برقرار است. متغیر عامل نسبت ارزش دفتری به بازار نیز شرایطی مشابه دارد و ارتباط معکوس و معنادار بین عامل نسبت ارزش دفتری به بازار و تفاضل بازدهی سهام شرکت و نرخ بهره بدون ریسک شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد.آماره دوربی آمارههسون مدل‌ها نیز بین ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد. ضمناً سطح معناداری آماره F نیز در هر چهار معادله صفر است که پایین‌تر از ۰/۰۵ بوده و نشان از معناداری کل معادلات دارد. دیگر نکته قابل‌توجه در جدول شماره ۷، ضریب تعیین تعدیل‌شده معادلات است. مقدار ضریب تعیین تعدیل‌شده معادله ۴ حدود ۶۵درصد می‌باش درصدد نشان می‌دهد حدود ۶۵درصد از تغی درصدد متغیر وابسته به‌وسیله متغیرهای مستقل و کنترلی قابل توضیح است که مقدار قابل‌توجه است. همچنین مقدار ضریب احساسات سرمایه‌گذاران (β_{4p}) حدود ۰,۰۲ و معنادار است که نشان می‌دهد با واردکردن متغیر احساسات به مدل سه عاملی فاما و فرنچ، ضریب تعیین تعدیل‌یافته از ۰۳۷ به .۰۴۵ افزایش می‌یابد و فرضیه اول پژوهش نیز تأیید می‌شود. همچنین فرضیه دوم پژوهش با توجه به اینکه در هر دو معادله ۲ و ۴ ضریب حساسیت شاخص رفتاری (β_{5p}) معناداری نیست رد شده است؛ یعنی واردکردن رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران که مبتنی بر حجم است نتوانسته است بازده مازاد سهام را در مدل ۳ عاملی فاما و فرنچ بهبود دهد. فرضیه سوم پژوهش نیز با توجه به اینکه معناداری ضریب احساسات سرمایه‌گذاران (β_{4p}) نسبت به ضریب حساسیت شاخص رفتاری (β_{5p}) بالاتر و مساعدتر است تأیید می‌گردد. نتایج آزمون فرضیه‌ها به‌طور خلاصه حاکی از این است که:

۱) احساسات سرمایه‌گذاران بر بازده مازاد سهام اثر مثبت و معناداری است؛ و

۲) اثر رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران بر بازده مازاد سهام معنادار نیست؛ و

۳) احساسات سرمایه‌گذاران بر مازاد بازده سهام اثر دارد، اما شاخص رفتار معاملاتی (حجم معاملات) براثر معناداری بر بازده مازاد سهام ندارد.

نتیجه آزمون فرضیه اول مطالعه حاضر مبنی بر این‌که احساسات سرمایه‌گذاران بر بازدهی سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران به‌صورت افزایشی مؤثر است را می‌توان در انطباق با نتایج و استدلال‌های (کن و همکاران[1]، ۲۰۱۳، ۱۰۷۶-۱۰۹۱)، (فانگ و تاه[2] ، ۲۰۱۴، ۱۹۰-۲۰۱)، (استامباو و همکاران[3] ، ۲۰۱۴، ۶۱۳-۶۱۹)، (یو و یوان[4]، ۲۰۱۱، ۳۶۷-۳۸۱) و حیدر پور و همکاران (۱۳۹۲) و در تضاد با نتایج هوانگ و چانگ (۲۰۱۴) دانست. نتایج آزمون فرضیه دوم مطالعه حاضر مبنی بر این‌که رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران بر ارزش دارایی‌ها (بازده سهام) تأثیرگذار نیست را می‌توان در انطباق با نتایج فانگ و تاه (۲۰۱۴) و در تضاد با نتایج هوانگ و چانگ (۲۰۱۴) و (حبیبی ثمر و همکاران، ۱۳۹۴، ۳۹-۵۸) دانست.

نتیجه‌گیری و بحث

در مدل‌های سنتی مالی عوامل مؤثر بر بازده سهام را فقط به تغییرات متغیرهای بنیادی وابسته بوده و بازده مازاد تابعی از ریسک‌های مرتبط با متغیرها تعریف می‌گردید. پژوهش‌های بازار سرمایه و نتایج آن در بسیاری از پژوهش‌های جدید مالی نشان داد که بازده مازاد سهام، به‌راحتی توسط متغیرهای بنیادی قابل تبیین نبوده و متأثر از عوامل رفتاری سرمایه‌گذاران مانند احساسات سرمایه-گذاران و الگوهای معاملاتی آن نیز می‌باشد. در این پژوهش، متغیرهای احساسات سرمایه‌گذاران و رفتار معاملاتی به مدل فاما و فرنچ سه عاملی اضافه گردید و با استفاده از تحلیل رگرسیون چندگانه به اثر این شاخص‌ها بر بازدهی مازاد سهام بررسی شد.

نتیجه آزمون فرضیه اول پژوهش، مبنی بر این‌که احساسات سرمایه‌گذاران بر بازدهی سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران به‌صورت افزایشی مؤثر است را می‌توان در انطباق با نتایج و استدلال‌های پژوهش‌های پیشین دانست. نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش حاضر مبنی بر این‌که رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران بر بازده مازاد تأثیرگذار نیست را می‌توان در انطباق با نتایج فانگ و تاه (۲۰۱۴) و در تضاد با نتایج هوانگ و چانگ (۲۰۱۴) و (حبیبی ثمر و همکاران، ۱۳۹۴، ۵۸-۳۹) دانست. بر اساس نتایج پژوهش می‌توان به دو نتیجه مهم و قابل توسعه در بازار سرمایه ایران دست‌یافت. اول اینکه با اضافه کردن احساسات به عوامل مدل سه عاملی بازده مازاد

---

1. Cen & Yang
2. Fong & Toh
3. Stambaugh & Yuan
4. Yu & Yuan

افزایش می‌یابد؛ یعنی احساسات بر بازدهی مازاد مؤثر است که این نتیجه باعث توسعه مدل‌های تعادلی می‌شود. دوم اینکه رفتارهای معامله‌گران که موازنه خریدوفروش سهام را به هم می‌زند در طول دوره یک‌ساله اثری بازدهی مازاد ندارد. این نتیجه، یک پیام مهم دارد. سرمایه‌گذاران آن‌طوری که احساس می‌کنند رفتار نمی‌کنند؛ بنابراین باید برای تدوین استراتژی معاملاتی سالانه بجای تحلیل موازنه خریدوفروش سهام بیشتر به جنبه‌های احساسی توجه شود. تفاوت اصلی این پژوهش با سایر پژوهش‌های مشابه این است که اولاً از چند شاخص مجزا و معتبر برای تعیین احساسات استفاده گردیده است و ثانیاً با باریک‌بینی لازم نسبت به تفاوت رفتارهای معاملاتی و شاخص‌های احساسات پرداخته‌شده و دریچه جدیدی برای پژوهش‌های مالی رفتاری را ارائه نموده است.

درنهایت پیشنهادهای پژوهش برای مطالعات آتی به شرح زیر است:

۱. در این پژوهش، به بررسی ارتباط خطی رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران، تمایلات معاملاتی سرمایه‌گذاران و بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شد که می‌توان در مطالعات آتی، با بررسی بیشتر ادبیات نوین و همچنین رویکردهای جدید اقتصادسنجی، روابط غیرخطی درجه دوم و سوم آنان را نیز موردبررسی قرارداد.

۲. مدل رگرسیونی این پژوهش برای تمام صنایع، به‌صورت یکجا برآورد شده است؛ لذا بررسی مدل‌های به‌کاررفته را می‌توان در صنایع مختلف (به تفکیک) نیز استفاده و آزمون نمود.

۳. می‌توان از شاخص‌های دیگری برای بررسی احساسات و الگوهای رفتاری سرمایه‌گذاران استفاده نمود و نقش آن‌ها را در بازدهی سهام مورد ارزیابی قرارداد.

منابع

- اشراق‌نیای جهرمی، عبدالحمید و نشوادیان و نشوادیان، کامیار (۱۳۸۷). «آزمایش مدل سه عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران». *مجله علمی پژوهشی شریف*، دوره ۲۴، شماره ۴۵، تهران، صص. ۳۹-۴۶.
- ایزدی‌نیا، ناصر. ابراهیمی، محمد و حاجیان‌نژاد، امین (۱۳۹۳). «مقایسه مدل سه عاملی فاما و فرنچ با مدل چهار عاملی کارهارت در تبیین بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران». *فصلنامه مدیریت دارایی و تامین مالی*، سال دوم، شماره سوم، اصفهان.
- بابالویان، شهرام. مظفری، مهردخت (۱۳۹۵). «مقایسه قدرت پیش‌بینی مدل پنج عاملی فاما و فرنچ با مدل های چهار عاملی کارهارت و-q عاملی HXZ در تبیین بازده سهام». فصلنامه *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار (مطالعات مالی)*، دوره ۹، شماره ۳۰، تهران، صص. ۱۷-۳۲.
- بدری، احمد و عزآبادی، بهاره. (۱۳۹۴). «بررسی رفتار معاملاتی و عملکرد معاملاتی انواع سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران». *مجله تحقیقات مالی*، دوره ۱۷، شماره ۱، تهران، صص. ۲۱-۳۸.
- پورزمانی، زهرا. بشیری، علی (۱۳۹۲). «آزمون مدل کارهارت برای پیش بینی بازده مورد انتظار به تفکیک سهام رشدی و ارزشی». *مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، شماره شانزدهم، پاییز ۱۳۹۲، تهران، ۹۳-۱۰۷.
- حبیبی ثمر، جواد. تهرانی، رضا. انصاری، کامبیز (۱۳۹۴). «بررسی رابطه بین ریسک نقدشوندگی و ریسک بازار با بازده سهام رشدی و ارزشی با رویکرد مدل AHP در بورس اوراق بهادار تهران». فصلنامه *مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار (مدیریت پرتفوی)*، دوره ۶، شماره ۲۳، تهران، صص.صص. ۳۹-۵۸.
- حیدرپور، فرزانه. تاری وردی، یداله. محرابی، مریم (۱۳۹۵). «تاثیر گرایش های احساسی سرمایه گذاران بر بازده سهام». *فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، سال ششم، شماره هفدهم، تهران، صص.۱-۱۳.
- رامشه، منیژه. ایزدی نیا، ناصر. یادگاری، سعید. (۱۳۹۱). «پیش بینی جهت تغییرات بازده سهام بر اساس حجم معاملات با استفاده از مدل پرابیت برای شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران». *فصلنامه پژوهش حسابداری*، دوره ۱، شماره ۴، تهران، صص. ۱۲۱-۱۳۷.

- سروش‌یار، افسانه. (۱۳۹۵). «بررسی نقش مومنتوم و احساسات سرمایه گذاران بر رفتار توده وار در بورس اوراق بهادار تهران». *دانش سرمایه‌گذاری*، دوره ۵، شماره ۱۸، تهران، صص. ۱۴۷-۱۵۹.
- نیکومرام، هاشم. سعیدی، علی. مهرانی، کیارش (۱۳۹۵). «آزمون راهبردهای های سرمایه گذاری مبتنی بر مالی رفتاری». *فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری*، سال پنجم، شماره بیست، تهران، صص. ۳۹-۶۶.
- Ashraghanei Jahromi, Abdolhamid and Nasvadiyan and Nishadian, Kamyar (2008). "Fama and French three-factor model tested in the Tehran Stock Exchange." Scientific Journal of Sharif, Volume 24, Number 45, Tehran, pp.39-46. (In Persion)
- Antoniou, C., Doukas, J. A., & Subrahmanyam, A. (2013). Cognitive dissonance, sentiment, and momentum. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 48(01), 245-275. doi: 10.1017/S0022109012000592.
- Babalvyan, Sh. Mozafari, Mehrdokht (2016). "Comparison of the predictive power of the Fama and French five-factor model with four-factor Carhart model and q-factor of HXZ in explaining stock returns". Journal of Financial Knowledge (Securities Analysis), Volume 9, issue 30, Tehran, pp.17-32. (In Persion)
- Badri, Ahmad and Aztabi, bahar. (2015). "Investigating Trading Behavior and Trading Performance of Types of Investors in Tehran Stock Exchange". Journal of Financial Research, Volume 17, Issue 1, Tehran, pp.21-38. (In Persion)
- Baker, M., & Wurgler, J. (2000). The equity share in new issues and aggregate stock returns. the Journal of Finance, 55(5), 2219-2257.
- Baker, M., & Wurgler, J. (2006). Investor sentiment and the crosstor sent of stock returns. The Journal of finance, 61(4), 1645-1680. doi: 10.3386/w10449
- Baker, M., & Wurgler, J. (2007). Investor sentiment in the stock market. The Journal of Economic Perspectives, 21(2), 129-151. doi: 10.3386/w13189
- Baker, M., Wurgler, J., & Yuan, Y. (2012). Global, local, and contagious investor sentiment. Journal of financial economics, 104(2), 272-287. doi: 10.1016/j.jfineco.2011.11.002
- Barber, B. M., Odean, T. and Zhu, N. (2009). Do retail trades move markets? Review of Financial Studies, 22(1), pp.151–186.
- Barberis, N., Shleifer, A., & Vishny, R. (1998). A model of investor sentiment. Journal of financial economics, 49(3), 307-343. doi: 10.3386/w5926.

- Bheenick, E. B. and Brooks, R. D. (2010). Does Volume Help in Predicting Stock Return? An Analysis of the Australian Market. Research in International Business and Finance, 24, pp.146-157.
- Brown, G. W., & Cliff, M. T. (2004). Investor sentiment and the near-term stock market. Journal of Empirical Finance, 11(1), pp.1-27. doi: 10.2139/ssrn.282915
- Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. The Journal of finance, 52(1), pp.57-82.
- Cen, L., Lu, H., & Yang, L. (2013). Investor sentiment, disagreement, and the breadth-return relationship. Management Science, 59(5), pp.1076–1091.
- Chen, Z., Lin, W. T., Ma, C. and Tsai, S. (2014). Liquidity provisions by individual investor trading prior to dividend announcements: Evidence from Taiwan. The North American Journal of Economics and Finance, 28, pp.358–374.
- Derrien, F., & Kecskés, A. (2009). How much does investor sentiment really matter for equity issuance activity? European Financial Management, 15(4), pp.787-813. doi: 10.1111/j.1468-036X.2008.00476.x
- Fama, E. F F. and French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. Journal of Financial Economics, 33(1), pp.3–56.
- Fama, E. F. and French, K. R. (1995). Size and book-to-market factors in earnings and returns. The Journal of Finance, 50(1), pp.131–155.
- Fama, E. F. and French, K. R. (2012). Size, value, and momentum in international stock returns. Journal of Financial Economics,105(3), pp.457–472.
- Fama, E. F. and French, K. R. (2015). A five-factor asset pricing model. Journal of Financial Economics, 116(1), pp.1–22.
- Fong, W. M., & Toh, B. (2014). Investor sentiment and the MAX effect. Journal of Banking & Finance, 46, pp.190–201.
- Gizelis, D., & Chowdhury, S. (2016). Investor Sentiment and Stock Returns: Evidence from the Athens Stock Exchange.
- Greenwood, R. and Shleifer, A. (2014). Expectations of returns and expected returns. The Review of Financial Studies, 27(3), pp.714–746.
- Hachicha, N., & Bouri, A. (2008). Behavioral beta and asset valuation models. International Research Journal of Finance and Economics, 16, pp.175-192.
- Habibi, Samar, Javad. Tehrani, Reza. Ansari, Kambiz (2014). "Investigating the Relationship between Liquidity Risk and Market Risk with Growth and Value Stock Returns Using the AHP Model Approach in Tehran Stock Exchange". Quarterly Journal of Financial Engineering and Management of Securities (Portfolio Management), Volume 6, Issue 23, Tehran, pp.39-58. (In Persion)

- Han, B. and Kumar, A. (2013). Speculative retail trading and asset prices. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 48(02), pp.377–404.
- Heydarpur, Farzaneh. Cordy Verdi, Yadollah. Alumni, Maryam (2016). "Impact of Investors' Emotional Trends on Stock Returns". Quarterly Journal of Financial Knowledge of securities, Sixth Year, No. 17, Tehran, pp.1-13. (In Persion)
- Hou, K., Xue, C., & Zhang, L. (2014). A comparison of new factor models (No. w20682). National Bureau of Economic Research.
- Hutson, E., Kearney, C. and Lynch, M. (2008). Volume and Skewness in International Equity Markets. Journal of Banking and Finance, 32, pp.1255-1268.
- Hvidkjaer, S. (2006). A trade-based analysis of momentum. Review of Financial Studies, 19(2), pp.457–491.
- Hvidkjaer, S. (2008). Small trades and the cross-section of stock returns. Review of Financial Studies, 21, pp.1123–1151.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. Journal of econometrics, 115(1), pp.53-74.
- Izidinia, Nasser. Ebrahimi, Mohammad and Hajiannejad, Amin (2014). "Comparison of the three-factor Fama and French model with Carhart Model in Explaining Stock Returns of Companies Listed in Tehran Stock Exchange". Quarterly Journal of Management of Finance and Asset Management, Second Year, No. 3, Esfahan. (In Persion)
- Kaniel, R., Saar, G., & Titman, S. (2008). Individual investor trading and stock returns. The Journal of finance, 63(1), pp.273-310. doi: 10.2139/ssrn.600084
- Kim, T. and Ha, N. (2010). Investor sentiment and market anomalies. In SSRN Working Paper.
- Kubota, K., & Takehara, H. (2017). Does the Fama and French Five-Factor Model Work Well in Japan?. International Review of Finance.
- Lee, C. and Ready, M. J. (1991). Inferring trade direction from intraday data. The Journal of Finance, 46(2), pp.733–746.
- Lee, C. M. and Radhakrishna, B. (2000). Inferring investor trading behavior: Evidence from TORQ data. Journal of Financial Markets,3(2), pp.83–111.
- Liao, T., Huang, C., & Wu, C. (2011). Do fund managers herd to counter investor sentiment?? Journal of Business Research, 64(2), pp.207–212.
- Ma, L. (2014). A Model of Momentum and Market States: Theory and Evidence (Working Paper). Retrieved from http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2517168
- Nicomaram, Hashem. Saeedi, Ali, Mehrani Kairash (2016). "Testing behavioral finance based strategies". Quarterly Journal of Investment Knowledge, Year 5, Number Twenty, Tehran, pp.39-66. (In Persion)

- Pástor, Ľ., & Stambaugh, R. F. (2000). Comparing asset pricing models: an investment perspective. Journal of Financial Economics, 56(3), pp.335-381.
- Pourzamani, Zahra. Bashiri, Ali (2013). "Carhert model test to predict expected returns by growth and value shares". Journal of Financial Engineering and Management of Securities, No 16, Autumn 2013, Tehran, pp.93-107. (In Persion)
- Qian, X. (2014). Small investor sentiment, differences of opinion and stock overvaluation. Journal of Financial Markets, 19, pp.219–246.
- Ramsche, Manije. Izadiya, Nasser yadegari, saeed (2012). "Prediction for stock returns changes based on trading volume using the quasi-equity model for companies admitted to Tehran Stock Exchange". Quarterly Journal of Accounting Research, Volume 1, Issue 4, Tehran, pp.121-137. (In Persion)
- Stambaugh, R. F., Yu, J. and Yuan, Y. (2012). The short of it: investor sentiment and anomalies. Journal of Financial Economics, 104, pp.288–302.
- Stambaugh, R. F., Yu, J., & Yuan, Y. (2014). The long of it: Odds that investor sentiment spuriously predicts anomaly returns.Journal of Financial Economics, 114(3), pp.613–619.
- Soroushir, afsaneh. (2016). "Investigating the role of momentum and investor sentiment on herding behavior in Tehran Stock Exchange". Investment Knowledge, Volume 5, Issue 18, Tehran, pp.149-157. (In Persion)
- Yang, C. and Gao, B. (2014). The term structure of sentiment effect in stock index futures market. The North American Journal of Economics and Finance, 30, pp.171–182.
- Yang, C., & Zhang, R. (2014). Does mixed-frequency investor sentiment impact stock returns? Based on the empirical study ofMIDAS regression model. Applied Economics, 46(9), pp.966–972.
- Yang, C., & Zhou, L. (2015). Investor trading behavior, investor sentiment and asset prices. The North American Journal of Economics and Finance, 34, pp.42-62.
- Yang, Y., & Copeland, L. (2014).The Effects of Sentiment on Market Return and Volatility and The Cross-Sectional Risk Premium of Sentiment-affected Volatility [Working Paper]. Retrieved from https://www.econstor.eu/handle/10419/10905۸.
- Yu, J., & Yuan, Y. (2011). Investor sentiment and the mean–variance relation. Journal of Financial Economics, 100(2), pp.367–381.
- Zaremba, A. and Konieczka, P. (2013). Momentum, Value, Size and Liquidity Factors in the Polish Market. Online<Available at SSRN: http://ssrn.com/abstract=2349875> 2014/01/08.