نشریــه علمــی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار
دوره ۱۷ / شماره ۶۳ / پاییز ۱۴۰۳
صفحه ۲۷ تا ۴۴

احساسات سرمایه‌گذار، ریسک دنباله چپ و بازده مقطعی سهام

مریم دولو[1*]

رها بهمنش[2]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۵/۲۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۸/۰۱

چکیده

هدف پژوهش حاضر بررسی اثر احساسات سرمایه‌گذار بر رابطه ریسک دنباله چپ و بازده مورد انتظار سهام است. برای این منظور، نمونه‌ای متشکل از ۲۰۱ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی بازه زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۹ بررسی می‌شود. جهت آزمون فرضیه پژوهش مبنی بر «احساسات سرمایه‌گذار بر رابطه ریسک دنباله چپ و بازده مورد انتظار سهام موثر است»، از رویکردهای «تحلیل پرتفوی» و «رگرسیون فاما-مک‌بث (۱۹۷۳)» استفاده می‌گردد. طبق یافته‌های پژوهش، رابطه معکوس ارزش در معرض خطر و بازده مورد انتظار سهام در دوره احساسات بالا، تایید و در دوره احساسات پایین تایید نگردید. در دوره احساسات بالا، اثر نوسان‌پذیری بر توان توضیحی ارزش در معرض خطر جهت تبیین تغییرات بازده مقطعی سهام غلبه می‌کند. با افزایش احساسات سرمایه‌گذاران اخلال‌گر، خوش‌بینی آنها و متعاقباً قیمت سهام افزایش می‌یابد. همین امر منجر به محدودیت آربیتراژ و عدم اصلاح اثر معامله‌گران اخلال‌گر می‌شود. با افزایش احساسات سرمایه‌گذار، بازده سهام بیش‌برآورد و ریسک آن کم‌برآورد می‌شود. در نتیجه، تقاضای سهام با نوسان‌پذیری بالاتر افزون شده و بازده آتی کمتری خواهد داشت. نتایج نشان داد احساسات سرمایه‌گذاران می‌تواند رابطه ارزش در معرض خطر و بازده مورد انتظار را متاثر نماید.

واژه‌های کلیدی: ریسک دنباله چپ، ارزش در معرض خطر، احساسات سرمایه‌گذار

[1]. دانشیار، گروه مدیریت مالی و بیمه، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران (نویسنده مسئول). *m_davallou@sbu.ac.ir*

[2]. کارشناس ارشد مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. *rbehmanesh97@gmail.com*

مقدمه

بحث پیرامون رابطه ریسک و بازده، از دیرباز در ادبیات دانش مالی مطرح بوده است. معیارهای سنتی ریسک هم‌چون واریانس و بتا، همزمان نوسانات رو به بالا و پایین قیمت را در برگرفته و تمایزی بین آنها قائل نمی‌شوند. برخی دیگر از معیارهای ریسک هم‌چون ارزش در معرض خطر (VaR) و ریزش مورد انتظار (ES)، تنها انحرافات کمتر از بازده هدف را به عنوان ریسک شناسایی می‌کنند و از همین روی، با عنوان «معیارهای ریسک نامطلوب» شناخته می‌شوند. طبق تئوری‌های مالی، بازده بالاتر متضمن ریسک بالاتر است. با این وجود شواهد متعددی هم‌چون آنگ[1] و همکاران (۲۰۰۶ و ۲۰۰۹) نشان داد این رابطه لزوماً مثبت نیست. در سال‌های اخیر رابطه منفی VaR و بازده آتی سهام در بورس‌های مختلف اوراق بهادار مشاهده شده و از آن تحت عنوان «خلاف قاعده» یاد کرده‌اند (همانند چن و چیانگ[2] (۲۰۱۶) آتیلگان[3] و همکاران (۲۰۱۸)).

در توضیح رفتاری رابطه معکوس VaR و بازده مورد انتظار سهام می‌توان استدلال کرد زمانی که سطح احساسات سرمایه‌گذاران بالا است، خوش‌بینی آن‌ها باعث می‌شود پایداری ریسک دنباله چپ را فروبرآورد کرده و سهامی که اخیراً کاهش ارزش شدیدی را تجربه کرده، بیش‌ارزش‌گذاری کنند[4] (همانند آتیلگان و همکاران (۲۰۱۸)). چن و چیانگ (۲۰۱۶) نشان دادند رابطه VaR و بازده آتی سهام، قبل از بحران مالی ۲۰۰۸، هم‌جهت و مثبت بوده اما پس از آن، رابطه‌ای منفی مشاهده گردید. مادامیکه احساسات سرمایه‌گذار در سطوح بالایی قرار گیرد (نوسان‌پذیری افزایش می‌یابد)، احتمال بروز رفتار غیرعقلایی سرمایه‌گذاران متصور است. سرمایه‌گذاران غیرعقلایی می‌توانند باعث گمراهی بازار شوند و در نتیجه، سرمایه‌گذاران عقلایی که عموماً شمار کمتری دارند، توان حذف تقاضای غیرعقلایی را ندارند (بیکر[5] و همکاران (۲۰۱۱)). برخی خلاف قاعده‌ها در سطوح بالای احساسات سرمایه‌گذاران، شدیدتر ظاهر می‌شود (استمباگ[6] و همکاران (۲۰۱۲)). از آنجاکه سطوح مختلف احساسات سرمایه‌گذاران تأثیر متفاوتی بر برخی خلاف قاعده‌ها دارد، می‌توان استدلال کرد رابطه VaR و بازده مورد انتظار سهام در سطوح مختلف احساسات سرمایه‌گذاران تغییر می‌کند. بر همین اساس، تاثیر احساسات سرمایه‌گذاران بر رابطه VaR و بازده مورد انتظار در بورس اوراق بهادار تهران بررسی می‌شود.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

رابطه مثبت VaR و بازده مورد انتظار سهام در مطالعات بسیاری به تایید رسیده است (مانند بالی[7] و همکاران (۲۰۰۹)، اقبال[8] و همکاران (۲۰۱۳) و چن[9] و همکاران (۲۰۱۴)). اما آتیلگان و همکاران (۲۰۱۸) شواهدی دال بر تاثیر معکوس ریسک دنباله چپ بر بازده مورد انتظار سهام ارائه کردند. استدلال آن‌ها مبتنی بر یافته‌های دو سری شواهد تجربی بنا شد؛ اول، مطالعاتی که نشان می‌داد سرمایه‌گذاران، استمرار (ماندگاری) ریسک دنباله چپ را دست‌کم می‌گیرند و دوم، مطالعات موید فروواکنشی سرمایه‌گذاران نسبت به اخبار مربوط به ریسک دنباله چپ. سرمایه‌گذاران با عدم تصور ماندگاری ریسک دنباله چپ و باور بازگشت به میانگین آن در کوتاه‌مدت، سهامی را که VaR بالایی داشته و به تبع

---

[1] .Ang
[2] .Chen and Chiang
[3] .Atilgan

[4]. در دوره احساسات بالا، تمایل به انتخاب سهام با VaR بالاتر وجود دارد، چراکه یا به اعتقاد آتیلگان و همکاران (۲۰۱۸) پایداری ریسک دنباله چپ را فروبرآورد کرده و بر این باورند که سهام با VaR بالاتر عملکرد آتی بهتری دارد و یا دارایی‌های حائز افزایش ارزش را به فروش رسانده و طبق اثر تمایلاتی، دارایی‌های با زیان سرمایه‌ای را نگهداری می‌کنند.

[5] .Baker
[6] .Stambaugh
[7] .Bali
[8] .Iqbal
[9] .Chen

آن، کاهش قیمت زیادی را در دوره اخیر تجربه کرده، بیش‌ارزش‌گذاری می‌کنند. به عقیده سرمایه‌گذاران، سهام مورد نظر قیمت‌های کمتر از این حد را تجربه نخواهد کرد و تداوم وجود این زیان در آینده را دست‌کم می‌گیرند. آن‌ها به امید اینکه سهام با ریسک بالای دنباله چپ، در آینده ریسک کمتری خواهند داشت و با انتظار جبران این زیان در آینده، به نگهداری سهام خود ادامه می‌دهند، بدون تصور آنکه شاید ریسک دنباله چپ زمان طولانی‌تری ادامه یابد (آتیلگان و همکاران (۲۰۱۸)). سرمایه‌گذاران در تفسیر اطلاعات ناملموس‌تر مانند ریسک دنباله چپ، ضعیف‌تر عمل می‌کنند، لذا محدودیت توجه سرمایه‌گذاران نسبت به این عامل افزون است (هیرشلیفر[1] و همکاران (۲۰۱۳)). عدم توجه به این‌گونه اطلاعات، در سرمایه‌گذاران خرد رایج‌تر است و به فروواکنشی نسبت به تداوم ریسک دنباله چپ منجر می‌شود. چن و چیانگ (۲۰۱۶) دریافتند رابطه VaR و بازده سهام قبل و بعد از بحران مالی ۲۰۰۸ متفاوت است. رابطه ارزش در معرض خطر و بازده سهام قبل از این بحران، هم‌جهت و مثبت و پس از آن، منفی است. وقوع بحران مالی ۲۰۰۸ و بازده‌های نامطلوب متعاقب آن برای سرمایه‌گذاران باعث شد در آن زمان رفتار سرمایه‌گذاران در قبال سرمایه‌گذاری‌های صورت گرفته تغییر کند و از همین روی، تغییراتی در نوسان‌پذیری بازار، چولگی، کشیدگی و رفتار کلی بازار حاصل شود. طی دوره زمانی پژوهش بالی و همکاران (۲۰۰۹)، حدفاصل ۱۹۵۸ تا ۲۰۰۱، شرایطی یکنواخت و بدون شوک‌های قابل توجه بر بازار حاکم بود. وجود رخدادهای حدی که بازار را از روند یکنواخت خود خارج کند، لزوم بررسی مجدد رابطه ریسک نامطلوب و بازده سهام را ضروری می‌نماید (چن و چیانگ (۲۰۱۶)).

نقش احساسات سرمایه‌گذاران در توضیح تغییر بازده دارایی‌ها در پژوهش‌های متعددی به تایید رسیده است. پژوهش بیکر و ورگلر (۲۰۰۷) یکی از مهم‌ترین مطالعات حوزه اخیر است. فعالیت سرمایه‌گذاران خرد بخشی از فرایند ایجاد بازده است؛ مادامی‌که توجه این سرمایه‌گذاران نسبت به سهامی افزون شود، تأثیرپذیری آن سهم از احساسات بیشتر می‌شود (باربریس[2] و همکاران (۲۰۰۵)). زمانی که احساسات سرمایه‌گذاران افزایش می‌یابد، خوش‌بینی ایشان را به همراه داشته و در نتیجه، تمایل به نگهدارای دارایی‌های ریسکی افزایش می‌یابد. چنان‌که سطح احساسات کاهش یابد، تمایل به نگهداری دارایی‌های ریسکی نیز تنزل می‌یابد (لی[3] و همکاران (۲۰۰۲)). هوآنگ و همکاران (۲۰۱۵) نشان دادند سهام با اندازه کوچک‌تر، نسبت بالای ارزش دفتری به ارزش بازار و عملکرد تاریخی نامطلوب (مومنتوم پایین) نسبت به تغییر احساسات تأثیرپذیرتر است. از دیدگاه استمباگ و همکاران (۲۰۱۲) احساسات سرمایه‌گذار عاملی است که مؤلفه‌های سطح بازار را در برگرفته و می‌تواند هم‌زمان بر روند قیمتی بسیاری از سهام تاثیر بگذارد. زمانی که سطح احساسات سرمایه‌گذارن اخلال‌گر افزایش می‌یابد، خوش‌بینی آنها در ارتباط با سهام نیز افزون می‌شود. در نتیجه، این قبیل سهامداران می‌توانند قیمت سهام را به سطوح بالاتر افزایش دهند. در همین زمان، آربیتراژگران که در زمره سرمایه‌گذاران عقلایی محسوب می‌شوند، به لحاظ تئوری باید طرف فروش قرار گیرند. با این وجود، نگرانی از تداوم خوش‌بینی معامله‌گران اخلال‌گر و افزایش بیش از پیش قیمت توسط آن‌ها، باعث محدودیت انجام معاملات آربیتراژی می‌شود. در این صورت، آربیتراژ قادر به خنثی نمودن اثر فعالیت معامله‌گران اخلال‌گر نیست (فو[4] و همکاران (۲۰۲۱)). طبق شواهد روپانده[5] و همکاران (۲۰۱۹) احساسات سرمایه‌گذاران عامل مهمی در توضیح بازده سهام و نوسان‌پذیری آن است. زمانی که سطح احساسات به میانگین آن نزدیک می‌شود، سرمایه‌گذاران اخلال‌گر از بازار خارج می‌شوند و اثر فعالیت آن‌ها بر بازار کاهش می‌یابد. در نتیجه، نوسان‌پذیری بازده سهام کاهش می‌یابد. در سطوح بالای احساسات، قیمت‌گذاری نادرست ناشی از بیش‌ارزش‌گذاری سهام افزایش می‌یابد. در بررسی اهمیت اثر احساسات سرمایه‌گذاران دو موضوع قابل تأمل مطرح است؛ اول، تأثیر سرمایه‌گذاران احساسی

[1]. *Hirshleifer*
[2]. *Barberis*
[3]. *Lee*
[4]. *Fu*
[5]. *Rupande*

در دوره احساسات بالا بیش از دوره احساسات پایین است زیرا در این دوره، مشارکت سرمایه‌گذاران احساسی افزایش یافته و تهاجمی‌تر معامله می‌کنند. به علاوه، در سطح احساسات پایین، بی‌میلی معاملات فروش توسط این سرمایه‌گذاران باعث می‌شود تأثیرگذاری آن‌ها بر قیمت در دوران احساسات بالا، قابل‌توجه‌تر باشد. دوم، سرمایه‌گذاران احساسی عموماً تازه‌کار و بی‌تجربه هستند و در اندازه‌گیری ریسک با مشکل مواجه هستند. این موضوع باعث تخمین نادرست واریانس بازده سهام و در نتیجه، تضعیف رابطه میانگین-واریانس می‌شود. احساسات سرمایه‌گذاران بر رابطه ریسک و بازده موثر است. بررسی یو و یوآن[1] (۲۰۱۱) نشان داد رابطه میانگین بازده سهام و واریانس، دو الگوی متفاوت را ارائه می‌دهد و احساسات سرمایه‌گذاران می‌تواند این دو الگو را متمایز کند. زمانی که سطح احساسات پایین است، بده-بستان قوی و مثبتی بین واریانس و بازده مورد انتظار سهام وجود دارد. اما وقتی سطح احساسات بالا است، از آنجاکه مشارکت سرمایه‌گذاران احساسی افزایش می‌یابد، رابطه ضعیفی بین این دو متغیر برقرار است (یو و یوآن (۲۰۱۱)). یافته‌های پیکولی[2] و همکاران (۲۰۱۸) نشان داد در دوران احساسات پایین (بالا) بین ریسک و بازده مورد انتظار ماهانه سهام رابطه‌ای مثبت (منفی) برقرار است. این رابطه برای سهام شرکت‌های کوچک‌تر، همواره در هر دوره احساسات، معکوس است. آن‌ها دلیل اصلی تغییر جهت این رابطه را افزایش مشارکت سرمایه‌گذاران خرد (غیرعقلایی) در دوره احساسات بالا ذکر کردند. زمانی که بازار صعودی و سطح احساسات بالا است، سرمایه‌گذاران به فروش سهام سودآور و نگهداری سهام زیان‌ده ترغیب می‌شوند (بی و ژو[3] (۲۰۲۰)). بی و ژو (۲۰۲۰) پس از مشاهده رابطه منفی VaR و بازده مورد انتظار توسط محققانی مانند آتیلگان و همکاران (۲۰۱۸)، نشان دادند رابطه بازده مورد انتظار سهام و VaR (ES) در دوره احساسات بالا (پایین) منفی و معنادار (منفی و بی‌معنی) است.

آگبونا و الوبسیه[4] (۲۰۲۱) با استفاده از معیار ریسک دنباله چپ از معیار ارزش در معرض خطر خودتوضیح شرطی ($CVaR$) به پیش‌بینی بازده سهام منطقه آسیا و اقیانوسیه پرداختند. نتایج نشان داد ریسک دنباله توان توضیح شاخص بورس‌های منتخب را دارد. ریسک دنباله چپ خاص کشور منتج به افزایش (کاهش) بازده در شرایط بد (خوب) بازار می‌شود (آگبونا و الوبسیه، ۲۰۲۱). ژن[5] و همکاران (۲۰۲۰) قیمت‌گاری ریسک دنباله چپ را در بورس اوراق بهادار چین آزموده و دریافتند خلاف قاعده ریسک دنباله چپ مبنی بر اثر معکوس آن بر بازده سهام به لحاظ آماری و اقتصادی معنادار است. شواهد این پژوهش نشان داد حساسیت بازده سهام این بازار در مقایسه با ایالات متحده، بالاتر است (ژن و همکاران، ۲۰۲۰). هو[6] و همکاران (۲۰۲۳) در مقایسه مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر گشتاورهای مرتبه بالاتر در ایالات متحده و چین ضمن تایید اثر چولگی و کشیدگی سیستماتیک بر بازده سهام دریافتند مدل حاوی گشتاورهای بالاتر توان توضیحی بیشتری نسبت به $CAPM$ سنتی دارد خصوصاً در چین. زیرا در این بازار حساسیت سهام نسبت به ریسک دنباله بازار بالاتر است که می‌توان خاستگاه آن را در عدم بلوغ بازار و نسبت بالاتر سرمایه‌گذاران انفرادی دانست (هو و همکاران، ۲۰۲۳). مرسیک[7] (۲۰۲۳) توان توضیحی تغییرات بازده شاخص ۵۰ کشور را طی سال‌های ۱۹۲۶ تا ۲۰۲۱ بررسی کرده و نشان داد اگر معیارهای ریسک دنباله به طور مستقل در مدل منظور شود، قادر است تغییرات بازده شاخص را تبیین کند. اما وقتی سایر عوامل موثر بر این رابطه منظور می‌شود، توان توضیحی آن از بین می‌رود. بدان مفوم که ریسک دنباله حاوی اطلاعات فزاینده‌ای نسبت به سایر عوامل ریسک نمی‌باشد (مرسیک و همکاران، ۲۰۲۳).

دولو و صدری‌نیا (۱۳۹۴) در بررسی تأثیر سنجه‌های ریسک نامتقارن و معیارهای سنتی ریسک بر بازده مورد انتظار جهت تبیین خلاف قاعده نوسان‌پذیری استدلال کردند رابطه معکوس نوسان‌پذیری و بازده سهام

[1]. *Yu and Yuan*
[2]. *Piccoli*
[3]. *Bi & Zhu*
[4]. *Ogbonna & Olubusoye*
[5]. *Zhen*
[6]. *Hu*
[7]. *Mercik*

که توسط آنگ و همکاران (۲۰۰۶ و ۲۰۰۹) تایید گردید، ناشی از کاربرد معیارهای سنتی اندازه‌گیری ریسک مبتنی بر توزیع بازده نرمال است و در صورت استفاده از سنجه‌های نامتقارن مثل VaR، این رابطه تایید نمی‌شود. نتایج حاصل نشان داد بین تمامی سنجه‌های ریسک، اعم از نامتقارن و سنتی، و بازده رابطه مثبت وجود دارد و کنترل تأثیر اهرم مالی، اندازه شرکت، ارزش دفتری به ارزش بازار، نقدشوندگی، مومنتوم و بازگشت کوتاه‌مدت قادر به تغییر این رابطه مثبت نیست. شهرزادی و همکاران (۱۳۹۸) رابطه منفی VaR و بازده مورد انتظار سهام را تایید کردند. در بورس اوراق بهادار تهران این سرمایه‌گذاران انفرادی هستند که سهام خود را با وقوع شوک‌های قیمتی نامطلوب سریعاً به فروش رسانده و از ضرر بیشتر جلوگیری می‌کنند (برخلاف یافته آتیلگان و همکاران (۲۰۱۸)). به اعتقاد آن‌ها سرمایه‌گذاران خرد به دلیل محافظه‌کاری ناشی از عدم اعتماد به نفس در تصمیمات سرمایه‌گذاری، به سرعت نسبت به اخبار منفی واکنش نشان داده و با تجربه کاهش قیمت سهام در سریع‌ترین زمان ممکن برای فروش سهام مورد نظر اقدام می‌کنند. اما سرمایه‌گذاران نهادی، عملکرد بلندمدت شرکت را در نظر گرفته و واکنش سریعی نسبت به اخبار منفی منتشره نشان نمی‌دهند؛ لذا این سرمایه‌گذاران نهادی هستند که نسبت به ریسک دنباله چپ توجه محدودی دارند.

روش‌شناسی پژوهش

$$\begin{aligned} \mathrm{R_i}(t) - \mathrm{R_f}(t) = \alpha + \beta[\mathrm{R}_m(t) - \\ + hHML_t + sSM \\ + rRMW_t + cCM \\ + e_t \end{aligned}$$

که HML عامل ارزش، SMB عامل اندازه، RMW عامل سرمایه‌گذاری و CMW عامل سودآوری است.
که MKT عامل بازار، I/A عامل سرمایه‌گذاری و ROE عامل سودآوری می‌باشد.

جامعه آماری پژوهش، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و نمونه آماری شامل کلیه شرکت‌های جامعه به استثنای شرکت‌های واسطه‌گری مالی طی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۹ است (۲۰۱ شرکت). به منظور آزمون فرضیه پژوهش مبنی بر **تاثیر احساسات سرمایه‌گذار بر تاثیر ریسک دنباله چپ بر بازده مورد انتظار سهام**، از دو روش «تحلیل پرتفوی» و «رگرسیون فاما و مک‌بث (۱۹۷۳)» استفاده می‌شود. همانند آتیلگان و همکاران (۲۰۱۸) دو معیار «ارزش در معرض خطر» و «ریزش مورد انتظار» به عنوان شاخص سنجش ریسک دنباله چپ استفاده می‌شود.

تحلیل پرتفوی: در هر دوره احساسات بالا/پایین، تحلیل پرتفوی مبتنی بر طبقه‌بندی منفرد انجام می‌شود. به نحوی‌که در ابتدای هر ماه، سهام نمونه بر حسب ES/VaR سطح ۱ درصد از کمترین به بیشترین مرتب می‌شود. به طوریکه، اولین پرتفوی حاوی سهام دارای کمترین مقادیر ES/VaR و آخرین پرتفوی، سهام دارای بالاترین مقادیر می‌باشد. سهام مرتب شده به پنج پرتفوی مساوی تخصیص می‌یابد. بازده هر پرتفوی با استفاده از الگوی موزون بر حسب ارزش (VW) و با وزن مساوی (EW) محاسبه می‌شود. بازده پرتفوی حدی متشکل از خرید سهام دارای بالاترین ES/VaR و فروش سهام دارای پایین‌ترین مقدار آن محاسبه شده و معناداری تفاوت آن با صفر با استفاده از آماره t آزمون می‌گردد. سپس آلفای پرتفوی‌ها بر اساس مدل پنج عاملی فاما-فرنچ (۲۰۱۵) طبق رابطه (۱) و مدل چهارعاملی هو، ژو و ژانگ[1] (۲۰۱۴) در چارچوب رابطه (۲) برآورد می‌گردد:

$$\begin{aligned} r_t^i - r_t^f = \alpha_q^i + \beta_{MKT}^i MKT_t \\ + \beta_{ME}^i r_{ME,t} + \beta \\ + \beta_{ROE}^i r_{ROE,t} + \end{aligned}$$

برای کنترل اثر مومنتوم، بازگشت کوتاه‌مدت، نوسان‌پذیری و بحران مالی بر رابطه VaR و بازده مورد

[1]. *Hou, Xue, and Zhang*

انتظار سهام در چارچوب تحلیل پرتفوی، سهام نمونه برای هر دوره احساسات، در ابتدای هر ماه حسب مورد بر اساس مومنتوم/ بازگشت کوتاه‌مدت/نوسان‌پذیری/بحران مالی (که از کمترین به بیشترین مرتب شده‌اند) به سه پرتفوی مساوی تقسیم می‌شود. سپس، سهام موجود در هر یک از پرتفوهای فوق بر حسب ES/VaR به سه پرتفوی مساوی دیگر تقسیم می‌شود. به این ترتیب، پرتفوی تشکیل شده در هر سطح متغیر کنترل دارای سه پرتفوی زیرمجموعه می‌شود که بر حسب ES/VaR مرتب شده‌اند. سپس بازده پرتفوی حدی هر یک از پرتفوهای زیرمجموعه سطوح مختلف متغیر کنترل محاسبه و معنی‌داری بازده آن آزمون می‌شود. نهایتاً آلفای جنسن پرتفوی‌ها مبتنی بر مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵) برازش می‌شود.

رگرسیون فاما و مک‌بث (۱۹۷۳): در راستای بررسی رابطه ES/VaR و بازده مورد انتظار سهام، رگرسیون فاما –مک‌بث به تفکیک دوره احساسات بالا و پایین طبق رابطه (۳) برازش می‌شود.

$$E_x R_{i,t+1} = b_{0,t} + b_{1,t} VaR_{i,t} + b_{2,t} X_{i,t} + \varepsilon$$

که $E_x R_{i,t+1}$ بازده اضافی مورد انتظار سهام، $VaR_{i,t}$ ارزش در معرض خطر/ریزش مورد انتظار و $X_{i,t}$ متغیرهای کنترل شامل اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، مومنتوم، عدم نقدشوندگی، بتا، چولگی سیستماتیک، حداکثر بازده روزانه ماه قبل و نوسان‌پذیری می‌باشد.

تفکیک احساسات سرمایه‌گذاران: برای تفکیک دوره زمانی پژوهش به دوره احساسات «بالا» و «پایین»، از شاخص احساسات آرمز (۱۹۶۷) استفاده شده است. ماه‌هایی را که در آن شاخص احساسات کمتر (بیشتر) از یک است، به عنوان دوره احساسات بالا (پایین) شناسایی می‌شود.

نحوه اندازه‌گیری متغیرها

متغیرهای پژوهش به شرح ذیل اندازه‌گیری می‌شود:

ریسک دنباله چپ؛ برای اندازه‌گیری این رسیک از دو معیار ارزش در معرض خطر و ریزش مورد انتظار استفاده می‌شود:

- **ارزش در معرض خطر؛** با استفاده از روش شبیه‌سازی تاریخی محاسبه می‌شود. برای این منظور، بازده روزانه سهام از کمترین به بیشترین مرتب می‌شود. ارزش در معرض خطر q درصد به صورت q درصد بدترین شاهدات

به دست می‌آید[1]. همانند بی و ژو (۲۰۲۰) از قدرمطلق ES/VaR استفاده می‌شود.

- **ریزش مورد انتظار**؛ یا ارزش در معرض خطر شرطی، همانند آتیلگان و همکاران (۲۰۱۸) بر اساس میانگین زیان‌های بیش از ارزش در معرض خطر سطح q درصد بدست می‌آید.

بازده سهام: بر اساس رابطه (۴) محاسبه می‌شود:

که R_{it} بازده سهم i در ماه t و P_t قیمت تعدیل‌شده بابت سود نقدی و افزایش سرمایه ماه t می‌باشد.

$$CHS_{Score} = -۲۰.۲۶ * NIMTAAV + ۱.۴۲ * TLMTA * EXRETAVG + * SIGMA - ۰.۰۴۵ * RSIZE - ۲.۱۳ * CASHMTA + * MB - ۰.۰۵۸ * P - ۹.۱۶$$

که $NIMTAAVG$ میانگین موزون نسبت سود خالص سه ماهه به ارزش بازار دارایی‌ها[5]، $TLMTA$ نسبت بدهی به ارزش بازار دارایی‌ها، $CASHMTA$ نسبت مجموع وجه نقد و معادل نقد به ارزش بازار دارایی‌ها، $EXRETAVG$ میانگین موزون بازده اضافی ماهانه نسبت به بازده شاخص بورس اوراق بهادار تهران، MB نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام، $PRICE$ لگاریتم قیمت سهام است. محاسبه سایر متغیرهای منعکس در رابطه (۵) به شرح زیر است:

$$NIMTA_{i,t} = \frac{\text{سود خالص}_{i,t}}{\text{ارزش بازار کل دارایی}_{i,t}}$$

$$TLMTA_{i,t} = \frac{\text{کل بدهی}_{i,t}}{\text{ارزش بازار کل دارایی}_{i,t}}$$

$$R_{it} = Ln\left[\frac{P_t}{P_{t-۱}}\right] \qquad (۴)$$

بحران مالی؛ با استفاده از معیارهای کمبل[2] و همکاران (۲۰۰۸) و اولسون[3] (۱۹۸۰) محاسبه می‌شود:

- **کمبل و همکاران (۲۰۰۸)**، برای محاسبه این معیار طبق رابطه (۵) از داده‌های صورت‌های مالی فصلی و داده‌های بازار استفاده می‌شود[4]:

$$EXRET_{i,t} = \log\left(۱ + R_{i,t}\right) - \log(۱ + R_T$$

که $R_{i,t}$ بازده ماهانه سهام i و $R_{TSE,t}$ بازده ماهانه شاخص بورس اوراق بهادار تهران است.

$$RSIZE_{i,t} = \log(\frac{\text{ارزش بازار حقوق صاحبان سهام}}{\text{ارزش کل بورس اوراق بهادار تهران}})$$

$$CASHMTA_{i,t} = \frac{\text{مجموع وجه نقد و معادل نقد}}{\text{ارزش بازار کل دارایی}_{i,t}}$$

$SIGMA$، بر اساس بازده روزانه سهام آن در سه ماه گذشته به‌دست می‌آید[6] و طبق رابطه (۱۱) محاسبه می‌شود:

$$SIGMA_{i,t-۱,t-۳} = (۲۵۲ * \frac{۱}{N-۱} \sum_{K\in\{t-۱,t-۲,t-۳\}} r_{i,k}^{۲})^{۱/۲}$$

که N تعداد مشاهدات و $r_{i,k}$ بازده روزانه سهم i در ماه k است. میانگین موزون $EXRET$ و $NIMTA$ به صورت زیر محاسبه می‌شود:

---

[1]. یکی از نکات حائز اهمیت در محاسبه ES/VaR بحث «معاملات اندک» می‌باشد. از آنجا که افق زمانی محاسبه ES/VaR در این پژوهش ۱۲ ماه گذشته است، محاسبات انجام شده با فرض لزوم وجود حداقل ۱۳۰ مشاهده غیرصفر (نیمی از سال) است. با احتساب محدودیت ۱۲۰ مشاهده غیرصفر نیز نتایج مشابهی حاصل شد.

[2]. *Campbell*

[3]. *Ohlson*

[4]. ضرایب رابطه (۵) از پژوهش ثقفی و معتمدی فاضل (۱۳۹۳) استخراج شده است.

[5]. از مابه‌التفاوت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت و بدهی‌ها محاسبه می‌شود.

[6]. پس از محاسبه، به مقیاس سال تبدیل می‌شود.

$$NIMTAAVG_{t-۱.t-۱۲} = \frac{۱-\emptyset^{۳}}{۱-\emptyset^{۱۲}}\left(NIMTA_{t.} + \cdots + \emptyset^{۹} NIMTA_{t-۹,}\right)$$

$$EXRETAVG_{t-۱.t-۱۲} = \frac{۱-\emptyset}{۱-\emptyset^{۱۲}}\left(EXRET + \cdots + \emptyset^{۱۱} EXRET_{t}\right)$$

که $\emptyset = ۲^{-۱/۳}$ می‌باشد و کاهش وزن مشاهدات هر فصل و هر ماه را به ترتیب برای $NIMTA$ و $EXRET$ نشان می‌دهد.

پس از محاسبه CHS_{score}، از رابطه (۱۴) استفاده می‌شود تا احتمال ورشکستگی به دست آید:

$$P(x) = \frac{۱}{۱+exp^{(-CHS)}} \qquad ۱۴)$$

- **معیار اولسون (۱۹۸۰)**، با استفاده از صورت‌های مالی سالانه طبق رابطه (۱۵) و مانند فروغی و همکاران (۱۳۹۸) محاسبه می‌شود:

$$O_{Score} = -۱.۳۲ - ۰.۴۰۷ log\left(\frac{TA_t}{GNP}\right) + ۶.۰۳\left(\frac{TL_t}{TA_t}\right) - ۱.۴۳\left(\frac{WC_t}{TA_t}\right) + ۰.۰۷۵۷\left(\frac{CL_t}{CA_t}\right) - ۱.۷۲X - ۲.۳۷\left(\frac{NI_t}{TA_t}\right) - ۱.۸۳\left(\frac{F}{}\right) + ۰.۲۸۵Y - ۰.۵۲۱\left(\frac{NI_t - NI_{t-}}{|NI_t| + |NI_{t-}|}\right)$$

که TA کل دارایی، GNP تولید ناخالص ملی، TL کل بدهی، WC سرمایه در گردش، CL بدهی جاری، CA دارایی جاری، NI سود خالص و FFO وجه نقد حاصل از عملیات است که از جمع سود قبل از بهره و مالیات و استهلاک حاصل می‌شود. متغیرهای X و Y به شرح ذیل اندازه‌گیری می‌شود:

- ✓ اگر دارایی کمتر از بدهی باشد، $X=1$ و در غیر این صورت $X=0$ می‌باشد.
- ✓ اگر شرکت در دو سال متوالی اخیر زیان‌ده باشد، Y برابر یک و در غیر این صورت، برابر صفر است. جهت محاسبه احتمال ورشکستگی مبتنی بر O_{Score}، از رابطه (۱۴) استفاده می‌شود.

چولگی سیستماتیک؛ همانند هاروی و سیدیک[1] (۲۰۰۰) با استفاده از داده‌های ۱۲ ماهه منتهی به ماه t بر اساس رابطه (۱۶) محاسبه می‌شود:

$$COSKEW_{i,t} = \frac{\frac{۱}{Dt}\sum_{d=۱}^{Dt} R_{i,d} R_{m,d}^{۲}}{\left(\frac{۱}{Dt}\sum_{d=۱}^{Dt} R_{m,d}^{۲}\right)\sqrt{\frac{۱}{D}\sum_{d=۱}^{Dt} R_{i,d}^{۲}}} \qquad ۱$$

که $D\ t$ تعداد روزهای معاملاتی دوره ۱۲ ماهه منتهی به ماه t، $R_{i,d}$ بازده اضافی سهام i در روز d و $R_{m,d}$ بازده اضافی بازار در روز d است.

احساسات سرمایه‌گذاران؛ با استفاده از شاخص آرمز[2] (۱۹۶۷) محاسبه می‌شود. این شاخص حجم موزون نسبت افت و خیز بازار را اندازه‌گیری می‌کند (همانند وانگ، کسوانی و تیلور[3] (۲۰۰۶)).

$$ARMS = \frac{Vol\ dec/N\ dec}{Vol\ adv/N\ adv}$$

که $N\ adv_t$ تعداد سهامی که در انتهای ماه t نسبت به پایان ماه قبل افزایش قیمت داشته، $N\ dec_t$ تعداد سهامی که در انتهای ماه t نسبت به پایان ماه قبل کاهش قیمت داشته، $Vol\ adv_t$ حجم معاملات سهامی که در انتهای ماه t نسبت به انتهای ماه قبل افزایش قیمت داشته و $Vol\ dec_t$ حجم معاملات سهامی که در انتهای ماه t نسبت به انتهای ماه قبل کاهش قیمت داشته است.

عدم نقدشوندگی، همانند آمیهود (۲۰۰۲) به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$ILLIQ_t = |r_t|/DVOL_t$$

که، r_t بازده سهام i در روز t و $DVOL_t$ حجم معاملات ریالی روز t است.

حداکثر بازده روزانه ماه قبل؛ همانند بالی و همکاران (۲۰۱۱) عبارت از حداکثر بازده روزانه سهام i در ماه t است.

[1]. *Harvey and Siddique*
[2] .*Arms*
[3].*Wang, Keswani, and Taylor*

مومنتوم؛ مومنتوم هر سهم در ماه t از بازده تجمعی ماه $(t\text{-}6)$ تا $(t\text{-}1)$ محاسبه می‌شود.

بتای بازار؛ با استفاده از داده‌های روزانه هر سال و در چارچوب رگرسیون سری زمانی بازده اضافی روزانه سهام i بر بازده اضافی بازار برآورد می‌شود[1].

نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار؛ از لگاریتم طبیعی نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایان ماه t محاسبه می‌شود.

اندازه شرکت؛ از لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت در پایان ماه t محاسبه می‌شود.

بازگشت کوتاه‌مدت؛ بازگشت کوتاه‌مدت هر سهم در ماه t، بازده اضافی سهام مورد نظر در ماه گذشته است.

نوسان‌پذیری؛ نوسان‌پذیری بازده سهام i در ماه t، با محاسبه انحراف معیار بازده روزانه در ماه t حاصل می‌شود. در راستای حذف اثر معاملات اندک بر این متغیر، فرض محدودیت حداقل ۱۵ مشاهده غیرصفر (نیمی از ماه) برای آن‌ها اعمال شده است.

بازده بدون ریسک؛ از نرخ اوراق مشارکت بانک مرکزی استفاده می‌شود.

تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول (۱) مشاهده می‌شود.

جدول۱: آمار توصیفی

متغیر	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
ارزش در معرض خطر ۱٪	-۰/۰۵	-۰/۰۵	-۰/۰۰۵	-۰/۳۶	**۰/۰۲**
بازده ماهانه	۰/۰۳۶	۰/۰۰۲	۰/۵۶	-۰/۳۲	**۰/۱۵**
اندازه	۲۸/۲۴	۲۷/۸۸	۳۶/۱۴	۲۲/۸۸	**۲/۰۷**
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	۰/۴۵	۰/۳۷	۱/۷۷	-۰/۳۶	**۰/۳۶**
مومنتوم	۰/۱۲	۰/۰۳	۱/۴۵	-۰/۸	**۰/۴۵**
چولگی سیستماتیک	-۰/۱۶	-۰/۱۳	۱/۷۳	-۱/۶۸	**۰/۲۰**
نوسان‌پذیری	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۳۱	۰/۰۰	**۰/۰۱**
حداکثر بازده روزانه مازاد ماه قبل	۰/۰۳	۰/۰۳	۲/۴۴	-۰/۰۱	**۰/۰۶**
عدم نقدشوندگی (لگاریتم)	-۱۱/۲	-۱۱/۱	-۹	-۱۳/۳	**۰/۸**
بتا	۰/۷۸	۰/۷۲	۲/۷۶	-۰/۲۶	**۰/۵۸**

برای حذف اثر مشاهدات دورافتاده، متغیرهای بازده ماهانه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، عدم نقدشوندگی، مومنتوم و بتا در سطح ۱ و ۹۹ درصد به کف و سقف نزدیک شده‌اند. نتایج حاصل از بررسی رابطه بازده مورد انتظار و ES/VaR (رویکرد تحلیل پرتفوی) در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول۲. نتایج بررسی رابطه بازده مورد انتظار سهام و ارزش در معرض خطر/ریزش مورد انتظار (رویکرد تحلیل پرتفوی)، ارقام به درصد

	EW			***VW***		
پرتفوی	میانگین بازده	α *FF5*	α *Q4*	میانگین بازده	α *FF5*	α *Q4*
	پانل *A*					
اول	۳/۵۸***	۰/۴۳	۰/۷۰	۳/۷۲***	۰/۶۱	۱/۰۸**
دوم	۳/۶۸***	۰/۴۳	۰/۳۵	۳/۷۷***	۰/۴۴	۰/۳۹

[1]. یکی از نکات حائز اهمیت محاسبه معیارهای ریسک از جمله بتا بحث "معاملات اندک" می‌باشد. از آنجا که افق زمانی محاسبه بتا در این پژوهش سال گذشته است، لذا نتایج حاضر با فرض لزوم حداقل ۱۳۰ مشاهده غیر صفر (نیمی از سال) ارائه شده است. لحاظ محدودیت ۱۲۰ مشاهده غیرصفر نیز نتایج مشابهی را ارائه می‌کند.

سوم	۴/۰۲***	۰/۶۰	۰/۵۱	۳/۸۴***	۰/۶۸	۰/۳۹
چهارم	۳/۰۰***	۰/۳۰	۰/۲۳	۳/۹۵***	۱/۰۵*	۱/۰۰*
پنجم	۲/۷۰***	۰/۰۷	-۰/۱۲	۲/۹۱***	۰/۹۳*	۰/۶۲
پرتفوی حدی ($P_5 - P_1$)	-۰/۸۸**	-۰,۳۶	-۰/۷۲	-۰/۸۱*	-۰/۴۲	-۰/۵۶
			پانل B			
اول	۳/۹۹***	۰/۸۰	۱/۰۴**	۴/۳۰***	۱/۲۴***	۱/۳۸***
دوم	۴/۰۳***	۰/۷۲	۰/۷۲	۳/۸۷***	۰/۳۷	۰/۳۸
سوم	۳/۰۴***	۰/۱۵	۰/۰۵	۳/۲۴***	-۰/۰۱	-۰/۰۳
چهارم	۲/۹۷***	۰/۰۱	-۰/۰۷	۳/۱۳***	۰/۱۲	-۰/۰۹
پنجم	۲/۹۳***	۰/۱۳	-۰/۱۰	۳/۲۲***	۰/۲۸	۰/۱۶
پرتفوی حدی ($P_5 - P_1$)	-۱/۰۵**	-۰/۶۷	-۱/۱۴***	-۱/۰۸**	-۰/۸۶	-۱/۲۳**

همان‌گونه‌که در پانل A جدول (۲) ملاحظه می‌گردد با افزایش VaR، بازده موردانتظار پرتفوی به صورت غیرخطی کاهش یافته و از ۳/۵۸ به ۲/۷ درصد می‌رسد. بازده پرتفوی حدی برابر ۰/۸۸- درصد (۱/۷۷- $t=$) حاکی از بازده معنادار استراژی معاملاتی مبتنی بر VaR است. شواهد حاصله موید یافته شهرزادی و همکاران (۱۳۹۸) مبنی بر رابطه معکوس ارزش در معرض خطر ۱٪ و بازده مورد انتظار سهام است. عدم معناداری آماری آلفای پرتفوی حدی نشان می‌دهد بازده منفی آن توسط عوامل ریسک فراگیر احصاء شده توضیح داده می‌شود. نتایج حاصل قطع‌نظر از سنجه ریسک دنباله چپ (ریزش مورد انتظار) و الگوی وزنی محاسبه بازده پرتفوی، برقرار است. بر این اساس، نمی‌توان احتمال بیش‌ارزش‌گذاری سهام دارای VaR بالاتر توسط سرمایه‌گذاران را مردود دانست.

نتایج بررسی رابطه بازده مورد انتظار و ES/VaR به تفکیک دوره احساسات بالا و پایین با استفاده از رویکرد تحلیل پرتفوی در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول۳. نتایج بررسی رابطه بازده مورد انتظار و ارزش در معرض خطر/ریزش مورد انتظار (رویکرد تحلیل پرتفوی)، ارقام به درصد

			پانل A. دوره احساسات بالا			
پرتفوی	EW			VW		
	میانگین بازده	α $FF5$	α $Q4$	میانگین بازده	α $FF5$	α $Q4$
			رابطه بازده مورد انتظار و ارزش در معرض خطر			
اول	۴/۰۴***	۰/۵۶	۰/۷۲	۴/۷۵***	۰/۸۱*	۱/۱۱**
دوم	۳/۵۲***	-۰/۱۲	-۰/۱۳	۴/۴۶***	۰/۲۶	۰/۲۱
سوم	۳/۹۶***	۰/۰۷	-۰/۰۳	۴/۶۶***	۰/۷۰	۰/۱۸
چهارم	۳/۰۷***	۰/۰۹	۰/۰۱	۴/۷۳***	۱/۰۲	۰/۹۳
پنجم	۲/۸۳***	-۰/۳۳	-۰/۴۳	۳/۸۳***	۰/۶۲	۰/۶۴
پرتفوی حدی ($P_5 - P_1$)	-۱/۲۱**	-۰/۸۹	-۱/۱۵**	-۰/۹۲*	-۰/۶۹	-۰/۹۲*
			رابطه بازده مورد انتظار و ریزش مورد انتظار			
اول	۴/۲۶***	۰/۸۶*	۰/۹۸**	۵/۰۸***	۱/۳۷**	۱/۴۰**
دوم	۴/۱۰***	۰/۳۸	۰/۴۱	۵/۰۲***	۰/۷۳	۰/۶۰
سوم	۳/۱۷***	-۰/۲۴	-۰/۳۰	۴/۰۷***	۰/۳۱	۰/۰۹
چهارم	۳/۰۲***	-۰/۲۰	-۰/۳۴	۳/۵۳***	-۰/۵۱	-۰/۴۱
پنجم	۲/۹۱***	-۰/۵۵	-۰/۶۵	۳/۵۰***	-۰/۵۰	-۰/۵۵
پرتفوی حدی ($P_5 - P_1$)	-۱/۳۵**	-۱/۰۷*	-۱/۳۲**	-۱/۵۸**	-۱/۸۷**	-۱/۸۱**
			پانل B. دوره احساسات پایین			
	EW			VW		

پرتفوی	میانگین بازده	α FF5	α Q4	میانگین بازده	α FF5	α Q4
	رابطه بازده مورد انتظار و ارزش در معرض خطر					
اول	۲/۷۲***	-۱/۶۷	۰/۲۵	۲/۱۰**	-۱/۹۱	-۱/۴۶
دوم	۳/۸۶***	۰/۰۸	۳/۱۹	۲/۳۶**	۰/۰۴	-۰/۰۸
سوم	۴/۱۴***	۰/۸۸	۳/۵۳	۲/۶۳**	۲/۷۳*	۲/۷۳*
چهارم	۳/۱۰**	-۰/۹۲	۲/۷۴	۲/۷۵**	۰/۲۲	-۰/۲۰
پنجم	۲/۵۲**	-۰/۴۵	۱/۳۵	۲/۰۹**	-۱/۸۱	-۱/۴۶
پرتفوی حدی ($\boldsymbol{P_5 - P_1}$)	-۰/۲۰	۱/۲۲	۱/۱۰	-۰/۰۱۲	۱/۴۴	۱/۰۳
	رابطه بازده مورد انتظار و ریزش مورد انتظار					
اول	۳/۳۸***	-۱/۲۹	-۲/۱۰*	۲/۸۰***	-۰/۹۸	-۰/۹۲
دوم	۳/۸۱***	۰/۱۶	-۰/۴۴	۱/۷۷***	-۱/۰۱	-۰/۶۴
سوم	۲/۹۲**	-۰/۳۵	-۱/۴۳	۱/۵۰***	-۰/۷۳	-۲/۰۰
چهارم	۳/۴۶**	-۰/۰۹	-۱/۰۸	۲/۷۱**	۱/۱۹	۱/۵۶
پنجم	۲/۷۷**	-۰/۴۸	-۱/۲۰	۲/۸۰**	۱,۶۰	۲/۰۳
پرتفوی حدی ($\boldsymbol{P_5 - P_1}$)	-۰/۶۲	۰/۸۱	۰/۹۰	۰/۰۰	۲/۵۸***	۲/۹۵***

در دوره احساسات بالا و با استفاده از الگوی وزن مساوی بازده، به ازای افزایش ES/VaR، متوسط بازده مورد انتظار روند کاهشی داشته و از ۴/۰۴ به ۲/۸۳ درصد تنزل می‌یابد. روند یادشده به ازای الگوی موزون بر حسب ارزش بازده نیز برقرار است. بازده استراتژی سرمایه‌گذاری مبتنی بر ریسک دنباله چپ، همواره منفی و از نظر آماری معنادار است. آلفای هو و همکاران (۲۰۱۵) برای پرتفوی حدی مبتنی بر هر دو معیار ریسک و آلفای فاما و فرنچ (۲۰۱۵) برای ES مؤید آن است که عملکرد منفی پرتفوی مذکور توسط عوامل ریسک فراگیر موجود در این مدل‌ها قابل توضیح نیست. در دوره احساسات بالا، خرید سهام دارای ریزش مورد انتظار بالاتر، بازده مورد انتظار آتی کمتری خواهد داشت. یافته مذکور پیش از این توسط بی و ژو (۲۰۲۰) و گوئی و ژو (۲۰۲۱) تایید شده است. بازده پرتفوی حدی در دوره احساسات پایین به ازای سنجه‌های متفاوت ریسک و الگوی وزنی بازده، از نظر آماری معنادار نیست. بر این اساس، نمی‌توان رابطه ES/VaR و بازده مورد انتظار را در این دوره احساسات تایید کرد. آلفای این پرتفوی نشان می‌دهد بازده پرتفوی حدی به طور کامل توسط عوامل ریسک فراگیر این مدل‌ها توضیح داده می‌شود. با توجه به تایید رابطه معکوس ES/VaR و بازده مورد انتظار در دوره احساسات بالا (جدول ۳)، در ادامه با کنترل متغیرهای موثر بر بازده و متعامل با ریسک، رابطه مذکور بررسی می‌شود. برای کنترل اثر متغیرها بر رابطه اخیر در دوره احساسات بالا، از روش تحلیل پرتفوی مبتنی بر «طبقه‌بندی دوگانه وابسته» استفاده شده است.

جدول۴. کنترل اثر متغیرها بر رابطه بازده مورد انتظار و VaR در دوره احساسات بالا

	پانل A. مومنتوم			
	V_1	V_3	$V_3 - V_1$	$V_3 - V_1$ (α FF5)
MOM_1	۴/۳***	۳/۵***	-۰/۷	-۰/۰۳
MOM_2	۳/۹***	۳/۳***	-۰/۶	-۰/۰۴
MOM_3	۳/۶***	۱/۸**	-۱/۸**	-۱/۲*
$Avg(V_3 - V_1)$			-۱/۰۳**	-۰/۶
	پانل B. اندازه			
	V_1	V_3	$V_3 - V_1$	$V_3 - V_1$ (α FF5)
$SIZE_1$	۵/۶۴***	۴/۰۶***	-۱/۵۷**	-۱/۲۳*
$SIZE_2$	۳/۱۷***	۲/۳۴***	-۰/۸۳**	-۰/۱۵
$SIZE_3$	۳/۵***	۲/۶۸***	-۰/۸۲**	-۰/۶۹
$Avg(V_3 - V_1)$			-۱/۰۸**	-۰/۶۹*

پانل C. نوسان‌پذیری				
$V_3 - V_1$ (α FF5)	$V_3 - V_1$	V_3	V_1	
-۰/۷	-۰/۷۵	۳/۷۹***	۴/۸۹***	VOL_1
۰/۹۲	۰/۱۷	۴/۷***	۴/۰۷***	VOL_2
-۰/۴۶	-۰/۵۵	۳,۸۵***	۴/۳۳***	VOL_3
-۰/۸	-۰/۳۷			$Avg(V_3 - V_1)$
پانل D. بازگشت کوتاه‌مدت				
$V_3 - V_1$ (α FF5)	$V_3 - V_1$	V_3	V_1	
-۰/۲۷	-۰/۸۳**	۳/۰۶	۳/۸۸	REV_1
۰/۲۷	۰/۱۵	۳/۴۰	۳/۲۴	REV_2
-۱/۳***	-۱/۷۲**	۲/۴۲	۴/۱۵	REV_3
-۱/۰۳	-۰/۸			$Avg(V_3 - V_1)$
پانل E. معیار ورشکستگی اولسون				
$V_3 - V_1$ (α FF5)	$V_3 - V_1$	V_3	V_1	
-۰/۳۲	-۰/۴۲	۳/۳۹	۳/۸۱	*O_SCORE1*
۰/۶۷	۰/۰۳	۳/۳۵	۳/۳۲	*O_SCORE2*
-۱/۱۳*	-۱/۷۷**	۲/۴۱	۴/۱۸	*O_SCORE3*
-۰/۲۵	۰/۷۲			$Avg(V_3 - V_1)$
پانل F. معیار ورشکستگی کمبل				
$V_3 - V_1$ (α FF5)	$V_3 - V_1$	V_3	V_1	
-۰/۳۸	-۰/۴۴	۳/۴۰	۳/۸۳	*P-CH1*
-۰/۰۲	-۰/۸۷**	۲/۹۵	۳/۸۲	*P-CH2*
-۱/۲	-۱/۵۵**	۲/۱۹	۳/۷۵	*P-CH3*
-۰/۸۲	-۰/۹۵**			$Avg(V_3 - V_1)$

طبق نتایج پانل A جدول (۴) مومنتوم نمی‌تواند رابطه معکوس VaR و بازده مورد انتظار سهام را متاثر سازد. به نحوی‌که متوسط بازده پرتفوی‌های حدی برابر ۱/۰۳- درصد و به لحاظ آماری معنادار است. این رابطه منفی برای سهام با مومنتوم بالاتر، شدیدتر است (بازده پرتفوی حدی سهام دارای بالاترین مومنتوم ($MOM3$) برابر ۱/۸- درصد). این نتیجه موید یافته گویی و ژو (۲۰۲۱) است. عدم معناداری آلفای پرتفوی حدی پس از کنترل مومنتوم حاکی از تقویت فرضیه فروواکنشی سرمایه‌گذاران است. در دوره احساسات بالا، سرمایه-گذاران بر این باورند که سهام با VaR بالا و عملکرد تاریخی مثبت، بازده آتی بالایی خواهد داشت (گویی و ژو (۲۰۲۱)). لذا با هدف کسب بازده بالاتر، سهام با این ویژگی را خریداری می‌کنند؛ اما به دلیل دست کم گرفتن تداوم ریسک، بازده آتی کمتری کسب می‌کنند. طبق نتایج پانل B جدول (۴)، رابطه منفی VaR و بازده مورد انتظار در تمامی سطوح اندازه، پایدار است. این رابطه برای سهام با اندازه کوچک‌تر، قوی‌تر است؛ به طوری که بازده پرتفوی حدی سهام کوچک (۱,۵۷٪-) دو برابر بازده پرتفوی همتای خود با اندازه متوسط و بزرگ (۰/۸۳-) است. همانند بیکر و ولگر[1] (۲۰۰۷) می-توان استدلال کرد سهام کوچک‌تر، نسبت به تغییر احساسات سرمایه‌گذاران حساس‌تر است. ارزش‌گذاری این‌گونه سهام دشوار بوده و به همین دلیل نسبت به تغییر احساسات اثرپذیرتر است. در پانل C پس از کنترل اثر نوسان‌پذیری، رابطه منفی VaR و بازده مورد انتظار در دوره احساسات بالا تایید نمی‌شود. به طوری‌که میانگین بازده پرتفوی حدی برابر ۰/۳۷- درصد و (آماره t برابر ۱/۳۴-) معنادار نیست. به نظر می‌رسد همانند دی‌لانگ[2] و همکاران (۱۹۹۰) افزایش فعالیت معامله-گران اخلالگر منجر به افزایش نوسان‌پذیری قیمت سهام

[1]. *Baker and Wurgler*

[2]. *Delong*

می‌شود. احساسات از طریق تأثیرگذاری بر نوسان-پذیری، بازده را دستخوش تغییر می‌سازد. لذا اثر VaR بر بازده مورد انتظار در دوران احساسات بالا می‌تواند ناشی از تأثیر نوسان‌پذیری باشد. نتایج پانل F مؤید آن است که اثر منفی VaR بر بازده مورد انتظار پس از کنترل معیار ورشکستگی کمبل و همکاران (۲۰۰۸) پایدار باقی ماند. به طوری که میانگین بازده پرتفوی حدی برابر ۰/۹۵- درصد و آماره t آن ۳- است. برای سهام با احتمال ورشکستگی بالاتر، رابطه منفی قوی‌تری بین VaR و بازده مورد انتظار برقرار است. به طوری که بازده پرتفوی حدی سهام با احتمال ورشکستگی بالاتر ($P\text{-}CH3$) حائز منفی‌ترین بازده (۱/۵۵-) است ($P\text{-}CH1=$ ۰/۴۴- و $P\text{-}CH2=$ ۰/۸۷-).

به طور خلاصه، رابطه منفی VaR و بازده مورد انتظار در دوران احساسات بالا، توسط نوسان‌پذیری توضیح داده می‌شود. با این وجود، رابطه مذکور با کنترل اثر سایر متغیرهای مورد بررسی (مومنتوم، اندازه و ورشکستگی) هم‌چنان پایدار است. از آنجاکه در رویکرد تحلیل پرتفوی امکان کنترل هم‌زمان چند متغیر وجود ندارد، برای بررسی دقیق‌تر رابطه VaR و بازده مورد انتظار، رگرسیون فاما-مک‌بث (۱۹۷۳) به تفکیک دوره احساسات بالا/پایین برازش می‌شود.

جدول۵. بررسی تاثیر ارزش در معرض خطر بر بازده سهام با استفاده از رگرسیون فاما- مک‌بث (۱۹۷۳)

	مدل (۱)	مدل (۲)	مدل (۳)	مدل (۴)	مدل (۵)	مدل (۶)
پانل A. دوره احساسات بالا						
ارزش در معرض خطر	۰٫۵*-	۰/۲۳-	۰/۳۲-	۰/۱۱-	۰/۵۳**-	۰٫۳۶-
اندازه	-	-	-	-	۰/۰۱***-	۰/۰۱***-
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	-	-	-	-	۰/۰۶۷***	۰٫۰۶۸***
مومنتوم	-	-	-	-	۰/۰۰۵-	۰٫۰۰۳-
بازگشت کوتاه‌مدت	-	-	۰٫۰۹*-	۰/۰۸*-	۰/۱۱**-	۰٫۰۹*-
عدم نقدشوندگی	-	-	-	-	۰/۰۱*-	۰/۰۱*-
بتای بازار	-	-	-	-	۰/۰۰۶	۰/۰۱۱
چولگی سیستماتیک	-	-	-	-	-	۰/۰۰۱-
حداکثر بازده	-	-	-	-	۰/۰۶-	۰/۲
نوسان‌پذیری		۰٫۵۹**-	-	۰/۵۵**-	-	۱/۱***-
عرض از مبداء	۰٫۰۴۳**	۰٫۰۴۷**	۰٫۰۳۸**	۰٫۰۴۲**	۰/۳***	۰/۳۳***
ضریب تعیین	۰/۰۳	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۶	۰/۱۹	۰/۲۱
پانل B. دوره احساسات پایین						
	مدل (۱)	مدل (۲)	مدل (۳)	مدل (۴)	مدل (۵)	مدل (۶)
ارزش در معرض خطر	۰٫۱۱-	۰٫۳۷-	۰/۰۸-	۰/۲۵-	۰٫۵۶*-	۰٫۴۵*-
اندازه	-	-	-	-	۰/۰۱***-	۰/۰۱***-
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	-	-	-	-	۰٫۰۴۵***	۰٫۰۴۶***
مومنتوم	-	-	-	-	۰/۰۰۶	۰/۰۰۶
بازگشت کوتاه‌مدت	-	-	۰/۰۲-	۰/۰۴-	۰/۱*-	۰/۱*-
عدم نقدشوندگی	-	-	-	-	۰/۰۰۴	۰/۰۰۱
بتای بازار	-	-	-	-	۰/۰۰۴	۰/۰۰۳
چولگی سیستماتیک	-	-	-	-	-	۰/۰۰۷-
حداکثر بازده	-	-	-	-	۰٫۰۷-	۰/۰۶-
نوسان‌پذیری	-	۰/۵	-	۰/۴۶	-	۰/۰۲۷-
عرض از مبداء	۰/۰۲	۰٫۰۲۴	۰٫۰۲۴۴*	۰/۲۲	۰٫۳۹***	۰٫۳۸***
ضریب تعیین	۰٫۰۱۷	۰٫۰۵	۰٫۰۶	۰٫۰۸	۰٫۲۱	۰٫۲۴

طبق نتایج مدل (۱) رابطه معکوس VaR و بازده مورد انتظار در دوره احساسات بالا تایید می‌شود. افزودن نوسان‌پذیری در مدل (۲) توان توضیحی VaR را از بین می‌برد به نحوی‌که ضریب این متغیر به ۰/۲۳- و آماره t آن به ۱/۳۲- تقلیل می‌یابد. این نتایج با شواهد رویکرد تحلیل پرتفوی مبتنی بر طبقه‌بندی دوگانه همسو می‌باشد. حذف نوسان‌پذیری در مدل (۵) منجر به معناداری ضریب ۰/۵۳- درصدی VaR شده است. طبق نتایج حاصل از مدل (۱) در دوره احساسات پایین، رابطه VaR و بازده مورد انتظار تایید نمی‌شود؛ به گونه‌ای که ضریب VaR در مدل مذکور برابر ۰/۱۱- و آماره t آن برابر ۰/۲۶- است. همانند بی و ژو (۲۰۲۰) افزودن متغیرهای کنترل در مدل (۵) در سطح احساسات پایین منجر به معناداری اثر ارزش در معرض خطر بر بازده مورد انتظار گردید به طوری‌که ضریب آن از ۰/۱۱- در مدل (۱) به ۰/۵۸- (آماره t معادل ۱/۳۹-) رسید.

بحث و نتیجه‌گیری

نتایج پژوهش حاضر، رابطه معکوس ES/VaR و بازده مورد انتظار در بورس اوراق بهادار تهران را تایید می‌کند (مانند شهرزادی و همکاران (۱۳۹۸) و شهرزادی و همکاران (۱۳۹۸) در بورس اوراق بهادار تهران، آتیلگان و همکاران (۲۰۱۸) و بی و ژو (۲۰۲۰) در ایالات متحده). **رابطه منفی ریسک دنباله چپ و بازده مورد انتظار در دوره احساسات بالا** (همانند بی و ژو (۲۰۲۰) و گویی و ژو (۲۰۲۱))، **می‌تواند به تبع اثرات ناشی از نوسان‌پذیری بازده سهام باشد.** افزایش فعالیت معامله‌گران اخلالگر با افزایش نوسان‌پذیری قیمت سهام همراه است. احساسات سرمایه‌گذار از طریق تأثیرگذاری بر نوسان‌پذیری، بازده سهام را دستخوش تغییر می‌سازد. با افزایش سطح احساسات سرمایه‌گذاران اخلال‌گر، خوش‌بینی آنها افزایش می‌یابد، لذا عملکرد این گروه از سهامداران می‌تواند قیمت سهم را افزایش و متعاقباً بازده را کاهش دهد. در همین زمان آربیتراژگران (سرمایه‌گذاران عقلایی)، به لحاظ تئوری ملزم به معاملات فروش هستند. با این وجود، نگرانی از تداوم خوش‌بینی معامله‌گران اخلال‌گر و افزایش بیش از پیش قیمت توسط آن‌ها، محدودیت انجام معاملات آربیتراژ را به همراه دارد. در این شرایط آربیتراژ قادر به خنثی نمودن اثر معامله‌گران اخلال‌گر نمی‌شود. افزایش احساسات از یک‌سو منجر به کاهش بازده سهام و از سوی دیگر افزایش نوسان‌پذیری است. زمانی که سطح احساسات افزایش می‌یابد، سرمایه‌گذاران بازده سهام را بیش از حد تخمین می‌زنند و ریسک را دست‌کم می‌گیرند، در نتیجه این تخمین نادرست ریسک، به سمت سهامی با نوسان‌پذیری بالاتر هجوم می‌برند. لذا در این دوران، سهام با نوسان‌پذیری بالاتر نسبت به سهام با نوسان‌پذیری پایین‌تر، بازده آتی کمتری خواهد داشت. رابطه معکوس VaR و بازده مورد انتظار برای سهام شرکت‌های کوچک‌تر و شرکت‌های با احتمال ورشکستگی بالاتر، قوی‌تر است. این قبیل شرکت‌ها ارزش‌گذاری دشوارتری داشته و ارزش‌گذاری ذهنی برای آن‌ها صورت می‌گیرد. به همین دلیل، نسبت به تغییر احساسات سرمایه‌گذار حساس‌تر هستند. در دوره احساسات بالا، برای سهام با مومنتوم بالاتر و یا بازگشت کوتاه‌مدت بالاتر، رابطه منفی شدیدتری بین VaR و بازده مورد انتظار وجود دارد. این شواهد با نتایج گویی و ژو (۲۰۲۱) هم‌سو است. از آنجاکه در این دوره خوش‌بینی سرمایه‌گذاران افزایش می‌یابد، آنها بر این باورند که سهام با VaR بالا و عملکرد تاریخی مثبت در دوره آتی نیز بازده بالایی کسب خواهد کرد. در نتیجه با انتخاب چنین سهامی بازده آتی پایین‌تری کسب می‌کنند. این در حالی است که رابطه VaR و بازده مورد انتظار در دوره احساسات پایین تایید نمی‌شود (مانند بی و ژو (۲۰۲۰) و گویی و ژو (۲۰۲۱)). تأثیر سرمایه‌گذاران در دوران احساسات بالا بیش از دوره احساسات پایین است زیرا در این دوره، مشارکت سرمایه‌گذاران اخلالگر افزایش یافته و تهاجمی‌تر معامله می‌کنند. به علاوه، در دوره احساسات پایین، بی‌میلی انجام معاملات فروش توسط سرمایه‌گذاران عقلایی باعث می‌شود تأثیرگذاری آن‌ها بر قیمت در دوران احساسات بالا، قابل‌توجه‌تر باشد. مدیران پرتفوی با علم به تاثیر احساسات سرمایه‌گذار بر رابطه VaR و بازده مورد انتظار می‌توانند استراتژی‌های معاملاتی واقع‌بینانه‌تری طراحی

نموده و ضمن جلب نظر مشتریان خود، به سودآوری بالاتری دست یابند.

طبق برخی شواهد تجربی، رابطه ریسک و بازده تحت تاثیر شرایط بازار است؛ به نحوی‌که نادیده گرفتن شرایط صعودی/نزولی بازار موجب بروز خلاف قاعده‌ها نظیر رابطه معکوس ریسک-بازده شده است. بر این اساس، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی قیمت‌گذاری ریسک دنباله چپ با احتساب شرایط مختلف بازار مورد بررسی قرار گیرد.

منابع

دولو، مریم. و صدری‌نیا، مصطفی. (۱۳۹۶). ریسک نامتقارن و بازده مورد انتظار. تحقیقات حسابداری و حسابرسی زمستان. شماره ۳۶. ۱۱۴-۹۷.

فروغی، داریوش. امیری، هادی. و صدرالدرین، ابراهیم. (۱۳۹۸). توضیح بازده غیرعادی مرتبط با ریسک ورشکستگی با استفاده از الگوی دو بتا بر مبنای ریسک نرخ تنزیل و ریسک جریان نقدی. مدیریت دارایی و تامین مالی. شماره ۳، ۴۵-۵۸.

شهرزادی، مهشید. فروغی، داریوش. و امیری، هادی. (۱۳۹۸). اثر ریسک دنباله چپ بر بازده مازاد مورد انتظار و پیامد آن بر استمرار بازده دنباله چپ. *تحقیقات مالی، شماره ۴*، ۵۹۳-۶۱۱.

ثقفی، علی. و معتمدی فاضل، مجید. (۱۳۹۳). بررسی رابطه میان محافظه‌کاری در حسابداری (غیرمشروط و مشروط) و ریسک ورشکستگی. پژوهش‌های حسابداری مالی. شماره ۲، ۱-۱۶.

Ang, A., Chen, J., & Xing, Y. (2006). Downside Risk. The Review of Financial Studies, 19(4), 1191–1239.

Ang, A., Hodrick, R.J., Xing, Y., & Zhang, X. (2006). The Cross-Section of Volatility and Expected Returns. Journal of Finance, 61(1), 259–299.

Ang, A., Hodrick, R.J., Xing, Y., & Zhang, X. (2009). High Idiosyncratic Volatility and Low Returns: International and Further U.S. Evidence. Journal of Financial Economics, 91(1), 1-23.

Atilgan, Y., Bali, T.G., Demirtas, K.O., & Gunaydin, A.D. (2018). Left-tail Momentum: Underreaction to Bad News, Costly Arbitrage and Equity Returns. Journal of Financial Economics, 135(3), 725-753.

Baker, M., & Wurgler, J. (2007). Investor Sentiment in the Stock Market. Journal of Economic Perspectives, 21(2), 129–151.

Baker, M., Bradley, B., & Wurgler, J. (2011). Benchmarks as Limits to Arbitrage: Understanding the Low-Volatility Anomaly. Financial Analysts Journal, 67(1), 40–54.

Bali, T.G., & Cakici, N. (2004). Value at Risk and Stock Returns. Financial Analysts Journal, 60(2), 57–73.

Bali, T.G., & Hovakimian, A. (2009). Volatility Spreads and Expected Stock Returns. Management Science, 55(11), 1797-1812.

Bali, T.G., Cakici, N., & Whitelaw, R.F. (2011). Maxing out: Stocks as Lotteries and the Cross-section of Expected Returns. Journal of Financial Economics, 99(2), 427-446.

Bali, T.G., Demirtas. K.O., & Levy. H. (2009). Is There an Intertemporal Relation between Downside Risk and Expected Returns? The Journal of Financial and Quantitative Analysis, 44(4), 883–909.

Barberis, N., Sheifer, A., & Wurgler, J. (2005). Comovement. Journal of Financial Economics, 75(2), 283-317.

Bi, J. & Zhu, Y. (2020). Value at Risk, Cross-Sectional Returns and The Role of Investor Sentiment. Journal of Empirical Finance, 56, 1-18.

Campbell, J.Y., Hilscher, J., & Szilagyi, J. (2008). In Search of Distress Risk. Journal of Finance, 63(6), 2899–2939.

Chen, C.Y., & Chiang, T.C. (2016). Empirical Analysis of the Intertemporal Relationship between Downside Risk and Expected Returns: Evidence from Time-

Huang, D., Jiang, F., Tu, J., & Zhou, G. (2015). Investor Sentiment Aligned: A Powerful Predictor of Stock Returns. Review of Financial Studies, 28(3), 791–837.

Iqbal, J., Azher, S., Ijaz, A. (2013). Predictive Ability of Value-at-Risk Methods: Evidence from the Karachi Stock Exchange-100 Index. The IUP Journal of Financial Risk Management, X (1), 10, 26–40.

Lee, W.Y., Jiang, C.X., & Indro, D.C. (2002). Stock Market Volatility, Excess Returns, and the Role of Investor Sentiment. Journal of Banking & Finance, 26(12), 2277–2299.

Mercik, A. (2023). Is Tail Risk Priced in the Cross-Section of International Stock Index Returns? Modern Finance, 1(1), 17–29.

Ogbonna, A. E., & Olubusoye, O. E. (2021). Tail Risks and Stock Return Predictability: Evidence from Asia-Pacific. Asian Economics Letters, 2(3).

Ohlson, J.A. (1980). Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy. Journal of Accounting Research, 18(1), 109–131.

Piccoli, P., Newton C. A. da Costa Jr, Wesley Vieira da Silva, June A. W. Cruz. (2018). Investor Sentiment and the Risk–Return Tradeoff in the Brazilian Market. Accounting & Finance, 58(S1), 599-618.

Rupande, L., Hilary, T., & Paul-Francois, M. (2019). Investor Sentiment and Stock Return Volatility: Evidence from the Johannesburg Stock Exchange. Cogent Economics & Finance, 7(1), 1-16.

Stambaugh, R.F., Yu, J., & Yuan, Y. (2012). The Short of It: Investor Sentiment and Anomalies. Journal of Financial Economics, 104(2), 288–302.

Wang, Y.H., Keswani, A. & Taylor, S.J. (2006). The Relationships between Sentiment, Returns and Volatility. International Journal of Forecasting, 22(1), 109–123.

Yu, J., & Yuan, Y. (2011). Investor Sentiment and the Mean–Variance Relation. Journal of Financial Economics, 100(2), 367-381.

Varying Transition Probability Models. European Financial Management, 22(5), 749–796.

Chen, D., Chen, C., & Wu, S. (2014). VaR and the Cross-Section of Expected Stock Returns: An Emerging Market Evidence. Journal of Business Economics and Management, 15(3). 441–459.

De Long, J.B., Shleifer, A., Summers, L.H., & Waldman, R.J. (1990). Noise Trader Risk in Financial Markets. The Journal of Political Economy, 98(4), 703-738.

Fama, E. F., & MacBeth, J. D. (1973). Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. Journal of Political Economy, 81(3), 607–636.

Fama, E.F., & French, K.R. (2015). A Five-Factor Asset Pricing Model. Journal of Financial Economics, 116(1), 1–22.

Fu, J., Wu, X., Liu, Y., & Chen, R., (2021). Firm-specific Investor Sentiment and Stock Price Crash Risk. Finance Research Letters, 38, 1-11.

Gui, P., & Zhu, Y. (2021). Value at Risk and the Cross-Section of Expected Returns: Evidence from China. Pacific-Basin Finance Journal, 66, 1-67.

Harvey, C.R., & Siddique, A. (2000). Conditional Skewness in Asset Pricing Tests. Journal of Finance, 55(3), 1263–1295.

Hirshleifer, D., Hsu, P., & Li, D. (2013). Innovative Efficiency and Stock Returns. Journal of Fiancial Economics, 107(3), 632-654.

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

Hu, Debao., Li, Xin., Xiang, George., & Zhou, Qiyao. (2023). Asset Pricing Models in the Presence of Higher Moments: Theory and Evidence from the U.S. and China Stock Market. Pacific-Basin Finance Journal, 79.

Zhen, Fang, Ruan, Xinfeng b, & Zhang, Jin E., (2020). Left-tail Risk in China. Pacific-Basin Finance Journal, 63.

Journal of Financial Knowledge of Securities Analysis
Vol. 17 / No. 63, Autumn 2024

Investor Sentiment, Left tail Risk & Cross-sectional Stock Return

Maryam Davallou*[1]
Raha Behmanesh[2]

Abstract

This paper is aimed to investigate the effect of investor sentiment on relation between cross-sectional expected stock return and left tail risk. For this aim, a sample of 201 listed firms in Tehran Stock Exchange from 2009 to 2019 is examined. "Portfolio analysis" and "Fama-Mcbeth regression" (1973) approaches are used to test this hypothesis "investor sentiment affects the relation between expected stock return and left tail risk". According to findings, Reverse relation between VaR and expected stock return is confirmed for high sentiment period but isn't for low sentiment period. The volatility effect overcomes the VaR explanation power to elucidate cross-sectional stock return variations for High sentiment. Increased sentiment of noisy investors strengthens their optimism and subsequently increases stock price. This point results in limit to arbitrage therefore the effect of noisy investors can not be cancle out. By increasing the level of investor sentiment, stock retrun is overestimated and its risk is underestimated. Demand for stock having high volatility increases its price and consequently the future stock return decreases. The results show the relation between expected stock return and VaR affected by investor sentiment.

Key Words: *Left tail risk, Value at Risk, Investor Sentiment*

*[1]. Associate Prof., Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. (Corresponding Author) *.m_davallou@sbu.ac.ir*
[2]. MSc. Student in Financial Management, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. rbehmanesh97@gmail.com