فصلنامه پژوهش‌های پولی_ بانکی
سال سیزدهم، شماره ۴۳، بهار ۱۳۹۹
صفحات ۱_۲۴

بررسی اثر آستانه‌ای و نامتقارن تمایلات سرمایه‌گذاران بر بازدهی سهام شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران

ام‌البنین دادار [*]
علی نجفی مقدم [†]
فاطمه صراف [‡]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۴/۰۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۸/۲۸

چکیده

تمایلات سرمایه‌گذاران در خصوص آیندهٔ بازار سرمایه می‌تواند نقشی مؤثر بر روند قیمت و بازدهی سهام داشته باشد. دیدگاه مالی رفتاری نشان می‌دهد که برخی از تغییرات در قیمت اوراق بهادار، هیچ دلیل بنیادی نداشته و به رفتارهای غیرمنطقی سرمایه‌گذاران بستگی دارد. برای بررسی آثار آستانه‌ای و نامتقارن تمایلات سرمایه‌گذاران در بازدهی سهام، از داده‌های شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دورهٔ ۱۳۹۷_۱۳۸۳ استفاده شد. برای بررسی فرضیه، ابتدا با یافتن مقادیر آستانه‌ای و آزمون معناداری آماری این آستانه‌ها، نشان داده شد که بین تمایلات سرمایه‌گذاران و بازدهی سهام رابطه‌ای غیرخطی و نامتقارن وجود دارد؛ لذا با استفاده از حداقل‌سازی مجموع مجذورات باقی‌مانده‌ها و حداکثرسازی ضرایب تعیین، مقادیر آستانه‌ای به‌ترتیب ۲۳ و ۶۷ برآورد شد. در ادامه برای افزایش درجهٔ اطمینان نسبت به نتایج، از روش داده‌های تلفیقی پویا و تخمین معادله به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته استفاده شد. نتایج حاکی از این است که در حد آستانه‌ای بالا و محدوده بین دو حد آستانه‌ای تمایلات سرمایه‌گذاران، بازدهی سهام به صورت مثبتی از تمایلات سرمایه‌گذاران تاثیر می‌پذیرد. در حالی که حد پایین تمایلات سرمایه‌گذاران بر بازده سهام بی‌تأثیر بوده است.

واژه‌های کلیدی: تمایلات سرمایه‌گذاران، گشتاور تعمیم‌یافته، داده‌های تلفیقی
طبقه‌بندی JEL: C33، G19، G32

[*] دانشجوی دکتری مهندسی مالی ،دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب ؛ndadar@yahoo.com
[†] استادیار دانشکده حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب(نویسنده مسئول)؛
alinajafimoghadam@gmail.com
[‡] استادیار دانشکده حسابداری ، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب؛Aznyobe@yahoo.com

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.43.5.4]

۱ مقدمه

نظریه‌های مالی سنتی بر پایهٔ دو اصل عقلایی بودن عامل‌های اقتصادی و فرضیهٔ بازار کارا شکل گرفته‌اند و بیان می‌کنند رقابت بین سرمایه‌گذارانی که در پی کسب سودهای غیرعادی هستند، باعث می‌شود قیمت اوراق بهادر همیشه به ارزش بنیادی آن نزدیک شود. ظهور استثنائات و پدیده‌های غیرعادی در بازار چالش‌های جدی را در برابر دو پایهٔ اصلی نظریه‌های مالی سنتی قرار داد و این سؤال اساسی را به‌وجود آورد که چه عواملی به‌جز ارزش‌های بنیادی شرکت در تغییرات بازده سهام تأثیرگذار است. در این زمینه، ادبیات مالی رفتاری به‌عنوان رویکردی جدید در پاسخ به پدیده‌های غیرعادی در بازار که مالی سنتی قادر به توضیح آن نیست، بیان می‌کند برخی از سرمایه‌گذاران به‌صورت بخردانه تصمیم‌گیری نمی‌کنند و دارای رفتارهای غیرمنطقی هستند و تصمیمات آن‌ها منتج از پس‌زمینه‌های ذهنی یا تعصبات آن‌هاست (ژو و نیو[1]، ۲۰۱۶)؛ بنابراین، تغییرات قیمت سهام تنها به ارزش‌های بنیادی شرکت متکی نیست، بلکه به رفتارهای غیرمنطقی سرمایه‌گذاران که توسط تمایلات سرمایه‌گذاران اندازه‌گیری می‌شود نیز بستگی دارد. به‌دلیل ناتوانی مالی کلاسیک در تبیین ناهنجاری‌های مشاهده‌شده در بازار سرمایه، مطالعه و پژوهش دربارهٔ موضوع‌های رفتاری و روانی سرمایه‌گذاران اهمیت خاصی یافته است، زیرا به اعتقاد کارشناسان و صاحب‌نظران این حوزه، عامل اصلی بروز این قبیل ناهنجاری‌ها در بازار سرمایه مسائل رفتاری و روانی سرمایه‌گذاران است و رفتارهای مختلف سرمایه‌گذاران به‌نوعی می‌تواند عملکرد بازار و کارایی آن را تحت تأثیر قرار داده و درنتیجه تأثیری بسزا در بازده سهام داشته باشد.

تمایلات سرمایه‌گذاران دارای مفهومی گسترده شامل باورها، اعتقادات، احساسات، و هیجانات سرمایه‌گذار است (براون و کلیف[2]، ۲۰۰۵). تمایلات مثبت (منفی) منجر می‌شود که سرمایه‌گذاران اعتمادبه‌نفس بیشتر (کمتر) در مورد توانایی‌های خود برای ارزیابی موقعیت‌ها و تمایل (ترس) به ریسک داشته باشند. ازاین‌رو، هنگامی‌که سرمایه‌گذاران خوش‌بین هستند، تمایل دارند ارزش سهام را بیش‌ازحد ارزیابی کنند (کوهنن و کنوتسن[3]، ۲۰۰۵).

با توجه به مطالب ذکرشده، باید بر اساس متغیرهای احساسی، شرایط رفتاری فعالان بورس را بررسی کرد؛ یعنی به‌جز عوامل بنیادی، باید تأثیر عوامل رفتاری و احساسی

---

[1] Zhu & Niu

[2] Brown & Cliff

[3] Kuhnen & Knutson

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.43.5.4]

سرمایه‌گذاران را نیز بر بازده سهام در نظر گرفت. طی پژوهش‌های گذشته، مطالعات حاکی از آن است که احساسات سرمایه‌گذار یکی از دلایل عدم تقارن در بازدهی سهام است و بیشتر، تأثیر احساسات سرمایه‌گذار در بازدهی سهام در آن پژوهش‌ها لحاظ شده است؛ اما سعی شده است که در پژوهش حاضر برای الگوسازی تأثیر تمایلات سرمایه‌گذاران در بازدهی سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، به وجود احتمالی رابطهٔ آستانه‌ای و نامتقارن، حدود آستانه، و تغییر رژیم تمایلات سرمایه‌گذاران توجه شود؛ لذا هدف پژوهش حاضر شناسایی آثار آستانه‌ای در روابط بین تمایلات سرمایه‌گذاران و بازدهی سهام شرکت‌هاست.

ساختار کلی پژوهش به‌صورت زیر است که در بخش دوم، چهارچوب نظری و ادبیات پیشین، در بخش سوم، روش‌شناسی پژوهش، در بخش‌های چهارم، پنجم، و ششم به‌ترتیب فرضیه، یافته‌های پژوهش، و آزمون فرضیه و درنهایت در بخش آخر، مبحث نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۲ مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش

در دیدگاه مالی سنتی، تأثیر عوامل روان‌شناسی مدنظر قرار نمی‌گیرد، اما نتایج پژوهش‌های مالی رفتاری نشان داده است که گرایش احساسی فردی و ساختاریافتهٔ سرمایه‌گذاران تأثیری مهم در بازده سهام دارد (لیستون[1]، ۲۰۱۶). در حقیقت، فعل‌وانفعال پویا بین معامله‌گران اختلال‌گر و آربیتراژگران منطقی قیمت‌ها را شکل می‌دهد و اگر یک سهام، معامله‌گرهای اختلال‌زای بیشتر یا معامله‌گرهای منطقی کمتری داشته باشد، نوسانات قیمتی آن چشمگیر است (لی[2]، ۲۰۱۰).

مالی رفتاری پیشنهادهای نظری مبتنی بر روان‌شناسی را برای توضیح ناهنجاری‌های بازار سهام مانند افزایش یا کاهش شدید قیمت سهام، ارائه می‌دهد. هدف این است که شناسایی و درک کنیم چرا مردم انتخاب‌های مالی خاصی را انجام می‌دهند. در حوزهٔ مالی رفتاری، ساختار اطلاعات و خصوصیات شرکت‌کنندگان در بازار به‌طور ساختارمند در تصمیمات سرمایه‌گذاری افراد و همچنین نتایج بازار تأثیر می‌گذارد. مالی رفتاری سوگیری‌های مختلف روان‌شناختی انسان‌ها را موردمطالعه قرار می‌دهد. این سوگیری‌ها یا

[1] Liston
[2] Li

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.43.5.4]

میان‌برهای ذهنی، درحالی‌که محل و هدف خود را در طبیعت دارند، منجر به تصمیمات غیرمستقیم سرمایه‌گذاری می‌شوند.

ارتباط بین تمایلات سرمایه‌گذار و بازده بازار سهام، با تعامل بین سرمایه‌گذارانی از نوع معامله‌گران اختلال‌زا و آربیتراژکننده که ممکن است طی یک دوره رفتاری متفاوت و انتظاراتی متمایز داشته باشند، قابل‌بررسی است. مالی رفتاری معتقد است که به‌دلیل رفتار غیرقابل‌پیش‌بینی سرمایه‌گذاران و محدودیت‌های آربیتراژ در دنیای واقعی، آربیتراژ نمی‌تواند انحراف بین قیمت سهام و ارزش ذاتی آن را که ناشی از سرمایه‌گذاران غیرمنطقی است، فوراً اصلاح کند؛ بنابراین، قیمت و بازده سهام با توجه به ریسک بنیادی و قیمت‌گذاری اشتباه ناشی از تمایلات سرمایه‌گذار غیرمنطقی تعیین می‌شود (گنگ[1]، ۲۰۲۰). سرمایه‌گذاران بسته به روحیات خود به هنگام تصمیم‌گیری، ممکن است از عقلایی بودن دور شوند و انتظارات ناهمگنی از وقایع آتی و پویایی بازار داشته باشند که در اینجا الگوی تمایلات سرمایه‌گذار می‌تواند نقشی مهم در توضیح ناهنجاری‌های بازار سهام داشته باشد (لی،گوآ و پارک[2]، ۲۰۱۷).

سرمایه‌گذاران عقلایی قیمت دارایی‌ها را بر اساس اطلاعات موجود پیش‌بینی می‌کنند، اما سرمایه‌گذاران غیر عقلایی بر اساس احساسات و هیجانات خود واکنش غیرمنطقی دارند. چنین حالتی سبب ایجاد ناهمگنی بین سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی و تأثیر تمایلاتشان در تعیین قیمت و بازدهی سهام می‌شود (باربر[3]، ۲۰۰۹).

پویایی بازده سهام را می‌توان با در نظرگرفتن واکنش سرمایه‌گذاران منطقی و احساسی تعیین کرد و به‌دلیل هدایت قیمت سهام توسط این دو گروه، دو رژیم قابل‌شناسایی است. در رژیم اول، سرمایه‌گذاران از اصول بنیادی پیروی می‌کنند و محافظه‌کارند؛ اما در رژیم دوم، سرمایه‌گذاران از احساسات خود پیروی می‌کنند. ترکیبی از این دو نوع رفتار سرمایه‌گذار، امکان ایجاد رابطه‌ای غیرخطی در گرایش‌های سرمایه‌گذاران را سبب می‌شود (ترازویرتا[4]، ۱۹۹۴). انتقال از رژیمی به رژیم دیگر با تغییر در شاخص تمایلات سرمایه‌گذار صورت می‌گیرد؛ این آستانه به‌صورت درون‌زا تعیین می‌شود. انتقال بین رژیم‌های کم‌واکنشی

---

[1] Gang
[2] Li, Guo & Park
[3] Barber
[4] Terasvirta

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.43.5.4]

و بیش‌واکنشی و نامتقارن بودن رفتار سرمایه‌گذاران را می‌توان با تابع انتقال ملایم نشان داد (باربریس[1]، ۱۹۹۸).

بازده سهام را می‌توان از مجموع واکنش‌های معامله‌گران عقلایی و غیرعقلایی به‌دست آورد که در آن بخش خطی مربوط به منطقی‌ها و بخش غیرخطی مربوط به سرمایه‌گذاران غیرمنطقی است. حالت اول به کارا بودن بازار و حالت دوم به ناکارا بودن بازار اشاره دارد (شیلر[2]، ۱۹۸۴). با الگوی رگرسیون انتقال ملایم پنل[3] (PSTR) می‌توان وجود ناهمگنی رفتاری سرمایه‌گذاران را نشان داد و حدود آستانه را توسط متغیر درون‌زا و توابع با انتقال ملایم تعیین و رژیم‌های سرمایه‌گذاری را مشخص کرد (ناموری[4]، ۲۰۱۸).

پس از ظهور علوم مالی رفتاری، بررسی تمایلات سرمایه‌گذاران به‌عنوان موضوعی جدید، پژوهشگران زیادی را به خود جلب کرد و مطالعات متعددی به پژوهش در این زمینه پرداختند (مانند باکر و ورگلر[5]، ۲۰۰۶، ۲۰۰۷؛ کرنل[6] و همکاران، ۲۰۱۷؛ و حیدرپور و همکاران، ۱۳۹۲)؛ اما اخیراً برخی مطالعات در حوزهٔ مالی رفتاری تلاش کرده‌اند تا سازوکاری را در زمینهٔ تأثیر تمایلات سرمایه‌گذاران در بازده سهام ارائه کنند.

۱.۲ تمایلات سرمایه‌گذار

متداول‌ترین تعریف از تمایلات سرمایه‌گذاران که در ادبیات مالی رفتاری بیشتر به آن توجه شده، تعریف باکر و وارگلر (۲۰۰۶) است که تمایلات سرمایه‌گذاران را تمایل به سفته‌بازی تعریف کردند که به ایجاد تقاضای نسبی برای سرمایه‌گذاری‌های سفته‌بازانه منتج می‌شود و آثار مختلفی در قیمت و بازده سهام در پی خواهد داشت.

تمایلات سرمایه‌گذاران را می‌توان به نگرش و نظر سرمایه‌گذاران در مورد سرمایه‌گذاری در سهام تعریف کرد. نگرش سرمایه‌گذار نسبت به سرمایه‌گذاری تحت تأثیر شایعات، شهود، رفتار توده‌ای در میان سرمایه‌گذاران، و پوشش رسانه‌ای سهام قرار دارد. تمایلات سرمایه‌گذاران غالباً از باورهای ذهنی یا اطلاعات غیرمرتبط با ارزش سهام سرچشمه می‌گیرد و می‌تواند باعث ایجاد واکنش‌های افراطی یا واکنش‌های کم به اخبار خوب یا بد، انتظارات

---

[1] Barberis
[2] Shiller
[3] Panel Smooth Transition Regression, PSTR
[4] Namouri
[5] Baker & Wurgler
[6] Cornell

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.43.5.4]

متعصبانه، خوش‌بینی، یا بدبینی سرمایه‌گذاران به ارزش واقعی سهام شود. (براون و کلیف، ۲۰۰۵).

۳ مطالعات پیشین

در راستای بررسی پیشینهٔ پژوهش، مطالعات کمی در مالی رفتاری به بررسی اثر آستانه‌ای و نامتقارن در روابط بین تمایلات سرمایه‌گذار و بازدهی سهام پرداخته‌اند.

آنتونیس[1] و همکاران (۲۰۱۴) در پژوهشی احساسات روزانه و رفتار معاملاتی در ۲۰ بازار سهام بین‌المللی را موردمطالعه قرار دادند و دریافتند که احساسات تأثیری بااهمیت در بازده سهام دارد، ولی این تأثیرگذاری معمولاً در روزها و هفته‌های بعد اثر خود را در بازده سهام نشان می‌دهد؛ بنابراین، انتظار می‌رود که به‌دنبال برانگیخته شدن احساسات سرمایه‌گذاران، به‌ویژه زمانی که این احساسات زودگذر نباشد، قیمت سهام شرکت‌هایی که اخبار خوب و بد مربوط به آن‌ها باعث تحریک احساسات سرمایه‌گذاران شده است، تغییر کند.

لی،گوآ و پارک (۲۰۱۷) در پژوهشی با عنوان «رابطهٔ نامتقارن بین تمایلات سرمایه‌گذار و بازده سهام در بازار سهام امریکا» با استفاده از رویکرد علیت کوانتیل، طی رژیم‌ها و موقعیت‌های مختلف اقتصادی نشان دادند که تمایلات سرمایه‌گذار فقط در حالت تعادل و رکود اقتصادی قدرت پیش‌بینی‌کنندگی بازار سهام را داشته است. آن‌ها این عدم تقارن را به واکنش عوامل به سود و زیان نسبت دادند.

دوجین ریو[2] و همکاران (۲۰۱۷) در پژوهشی با عنوان «احساسات سرمایه‌گذار، رفتار معاملاتی، و بازده سهام در بورس اوراق بهادار کره»، چگونگی تأثیر احساسات سرمایه‌گذار و رفتار معاملاتی در بازده سهام را موردبررسی قرار دادند و دریافتند که احساسات بالای سرمایه‌گذاران سبب افزایش بازده سهام می‌شود. همچنین دریافتند که معاملات فردی رابطه‌ای مثبت با بازده سهام داشته و درنهایت اینکه احساسات سرمایه‌گذار نقشی مهم در توضیح رفتار معاملاتی سرمایه‌گذار بر بازدهی سهام دارد.

ناموری و همکاران (۲۰۱۸) در پژوهشی تحت عنوان «وجود اثر آستانه در روابط بین احساسات سرمایه‌گذار و بازده سهام در کشورهای G7»، با استفاده از داده‌های پانل طی سال‌های ۱۹۸۷ تا ۲۰۱۴ و الگوی انتقال ملایم، نشان دادند که در این کشورها این رابطهٔ آستانه‌ای از سه رژیم پیروی می‌کند. در رژیم اول، تأثیر تمایلات سرمایه‌گذار در بازدهی سهام

---

[1] Antonios

[2] Doojin Ryu

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.43.5.4]

بی‌معنی (نشان عقلایی بودن سرمایه‌گذار)، در رژیم دوم، دارای اثر معنادار و مثبت (نشان خوش‌بینی و اعتمادبه‌نفس سرمایه‌گذار)، و در رژیم سوم، دارای اثر معنادار و منفی (نشان خوش‌بینی و اعتمادبه‌نفس بیش‌ازحد) بوده است.

گنگ و همکاران (۲۰۲۰) در پژوهشی به بررسی ارتباط غیرخطی بین احساسات سرمایه‌گذار و بازده سهام و نوسانات پرداختند. آن‌ها بر اساس الگوی DSSW[1] دریافتند که تأثیر احساسات سرمایه‌گذار در بازده بازار سهام چین به‌صورت نامتقارن بوده است و زمانی که بازار در حال تعادل یا رکود بود، به‌دلیل وجود اثر فریدمن، احساسات خوش‌بینانه اثر غیرخطی معناداری در بازده سهام داشت و نیز زمانی که بازار در تعادل بود، با اثر فضایی در بازار، احساسات بدبینانه اثر غیرخطی در نوسانات بازار سهام داشت.

نیکومرام و همکاران (۱۳۹۱) در پژوهش با عنوان «تأثیر سوگیری شناختی سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران در ارزشیابی سهام»، بر اساس اطلاعات مالی تک‌تک شرکت‌ها و به تفکیک صنایع، معیار ارزشیابی نادرست سهام را اندازه‌گیری کردند و به‌دلیل درگیر بودن سرمایه‌گذاران با سوگیری‌های شناختی ازجمله شهود نمایندگی، اطمینان بیش‌ازحد، لنگراندازی، و... پرتفوی‌هایی تشکیل و نحوهٔ عکس‌العمل سرمایه‌گذاران به روند اطلاعات بررسی شد. آن‌ها تأیید کردند که وجود واکنش بیش‌ازحد و کمترازحد تحت تأثیر سوگیری‌هایی نظیر شهود نمایندگی و اطمینان بیش‌ازحد و همچنین ارتباط شاخص رفتاری با فاکتورهایی مانند اندازهٔ شرکت، نسبت B/M، قیمت، و بازده گذشته سهام است.

حیدرپور و همکاران (۱۳۹۲) در پژوهشی با عنوان «تأثیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران در بازده سهام»، تأثیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران در بازده سهام پرتفوی‌های مرتب‌شده بر اساس اندازه، قیمت، نسبت ارزش دفتری به بازار، و نسبت مالکیت نهادی در قلمرو زمانی ۱۳۸۰ لغایت ۱۳۸۸ را موردبررسی قرار دادند و به وجود رابطهٔ مثبت و معنادار میان رفتارهای احساسی سرمایه‌گذاران با بازده سهام شرکت‌های دارای کمترین اندازهٔ نسبت ارزش دفتری به بازار و نسبت مالکیت نهادی پی بردند.

نیک‌بخت و همکاران (۱۳۹۵) در پژوهشی با عنوان بررسی تأثیر رفتار احساسی سرمایه‌گذاران و اطلاعات حسابداری بر قیمت سهام، طی دوره زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳ از طریق روش همبستگی دریافتند که رفتار احساسی سرمایه‌گذاران، رشد عایدات مورد انتظار را تغییر می‌دهد و سپس بر روی قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران

[1] Del Negro, Schorfheide, Smets, and Wouters (DSSW model)

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.43.5.4]

تأثیر می‌گذارد. هرچند رفتار احساسی سرمایه‌گذاران در نرخ بازده موردتوقع تأثیر معناداری ندارد.

درخشنده و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهشی با بررسی تأثیر باورهای خوش‌بینانه و بدبینانه سرمایه‌گذاران در روند قیمت بازار و روند معاملات ۵۰ شرکت که دارای بیشترین ارزش بازار در دورهٔ پنج‌سالهٔ ۱۳۸۹ـ۱۳۹۳ بوده‌اند، دریافتند که باورهای خوش‌بینانه و بدبینانه سرمایه‌گذاران در روند معاملات بازار به‌ترتیب تأثیر مثبت و منفی دارد، اما در روند قیمت بازار تأثیر معنادار ندارد.

شمس‌الدینی و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهشی با بررسی تأثیر رفتار سرمایه‌گذار و مدیریت بر بازدهی سهام طی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۴ نشان دادند که متغیرهای رفتاری موردبررسی در پژوهش تأثیری معکوس و معنادار در بازده سهام شرکت‌ها دارد. به این صورت که با افزایش میزان اطمینان بیش‌ازحد مدیران، رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران و همچنین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران بازدهی سهام کاهش می‌یابد.

بهارمقدم و همکاران (۱۳۹۸)، از طریق بررسی تأثیر تمایلات سرمایه‌گذاران در نرخ رشد سود موردانتظار طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۴ و با تحلیل مدل ارزیابی سود باقیمانده نشان دادند در دوره‌هایی که سرمایه‌گذاران احساساتی‌تر هستند، تمایل دارند پیش‌بینی‌های خوش‌بینانه‌تری برای نرخ رشد سود موردانتظار داشته باشند و این انتظارات منجر می‌شود که تمایلات سرمایه‌گذاران نرخ رشد سود موردانتظار را تغییر دهد و سپس بر اطلاعات حسابداری و قیمت سهام تأثیر بگذارد.

۴ روش‌شناسی پژوهش

همانطور که اشاره شد، این پژوهش به دنبال بررسی این فرضیهٔ است که «بین تمایلات سرمایه‌گذاران و بازدهی سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطهٔ آستانه‌ای و نامتقارن وجود دارد». در این راستا روش پژوهش، از نوع کاربردی، توصیفی و از نوع همبستگی است که به روش کتابخانه‌ای با بررسی گزارش‌ها و سایر منابعِ تنظیم‌شده است. هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر تمایلات سرمایه‌گذاران در بازدهی سهام در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش رگرسیون آستانه‌ای است. با توجه به ماهیت پژوهش، داده‌ها به‌صورت روزانه و تلفیقی (پانل) جمع‌آوری شده و با استفاده از آمار استنباطی به بررسی ارتباط بین متغیرها پرداخته شده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.43.5.4]

قلمرو زمانی این پژوهش دربرگیرندهٔ سال‌های ۱۳۸۳ تا پایان ۱۳۹۷ است. قلمرو مکانی یا همان جامعهٔ آماری این پژوهش شامل شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران بوده که طی این دورهٔ زمانی پانزده‌ساله دارای شرایط زیر بوده‌اند:

۱ـ سال مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفند هر سال باشد؛
۲ـ طی قلمرو زمانی پژوهش، سه ماه پیاپی توقف معاملاتی نداشته باشند؛
۳ـ جزء شرکت‌های بیمه و سرمایه‌گذاری نباشند؛ و
۴ـ سهام شرکت در تمام سال‌های دورهٔ پژوهش معامله شده باشد.

۱.۴ مدل پژوهش

روش رگرسیون آستانه‌ای ارائه‌شده توسط هانسن[1] به‌دنبال پاسخ به این سؤال است که آیا توابع رگرسیونی به‌طور یکنواخت از همهٔ مشاهدات عبور می‌کند یا می‌تواند به گروه‌های مجزا شکسته شود؟ تجزیه‌وتحلیل سنتی روابط غیرخطی معمولاً بر اساس رهیافت تقسیم نمونه به دو گروه به‌صورت برون‌زاست که بر پایهٔ داوری و ترجیحات فردی استوار است. در صورت استفاده از این روش، انتخاب تعداد رژیم‌ها و محل آن اختیاری و بر اساس راهنمایی‌های نظریات اقتصادی قبلی است؛ لذا در این صورت، صحت نتایج و پارامترهای تخمین‌زده سؤال‌برانگیز است، زیرا به‌طوری گسترده به انتخاب نقطه‌ای که آستانه در آنجا رخ می‌دهد، وابسته است. روش دیگری که در تجزیه‌وتحلیل‌های آستانه‌ای مورداستفاده قرار می‌گیرد، روش رگرسیونی پی‌درپی یا درخت رگرسیونی است که شمار و محل آستانه‌ها را به‌طور کاملاً درون‌زا و با بهره‌گیری از مرتب‌سازی داده‌های موجود تعیین می‌کند. این مبحث به‌طورجدی توسط هانسن (۱۹۹۷) با ارائه تکنیکی جدید در اقتصادسنجی توسعه داده شده است. از مزایای دیگر این روش این است که تصورات ذهنی در شکل‌گیری نوع رابطهٔ غیرخطی دخالتی نداشته و نیاز به هیچ‌گونه فرم تابعی معین غیرخطی در بررسی روابط غیرخطی ندارد (زیبایی و مظاهری، ۱۳۸۸).

اگر داده‌های ترکیبی متوازن به‌صورت $\{y_{it}, q_{it}, x_{it}: 1 \le i < n, 1 \le t < T\}$ باشند، اندیس i نشان‌دهندهٔ مقاطع و اندیس t نمایانگر زمان است. متغیر وابسته y_{it} و متغیر آستانه‌ای q_{it}،اسکالر هستند، درصورتی‌که رگرسور x_{it} بردار است. فرم ساختاری این الگو به‌صورت زیر بوده که در آن $I(0)$ تابع شاخص است.

[1] Hansen

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.43.5.4]

$$Y_{it} = \mu_i + \hat{\beta}_1 x_{it} g(q_{it} \le \gamma) + \hat{\beta}_2 x_{it} g(q_{it} > \gamma) + e_{it} \quad (۱)$$

تابع $g(q_{it};\gamma,c)$ که تابع انتقال لجستیک یا تابع نمایی، پیوسته و کران‌دار بین صفر و ۱ بوده است و انتقال ملایم بین رژیم‌ها را نشان می‌دهد، همچنین این تابع به متغیر انتقال q_{it} وابسته است. گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) تابع انتقال را طبق رابطهٔ (۲) در نظر می‌گیرند.

$$g(q_{it},\gamma,c) = \left(1 + \exp(-\gamma \prod_{j=1}^{m} q_{it} - c_j)\right)^{-1} \quad (۲)$$

در این تابع $c_j=(c_1,c_2,\ldots,c_m)'$ بردار m بُعدی از پارامترهاست. در این تابع، q_{it} نشان‌گر متغیر انتقال، γ پارامتر سرعت انتقال، و c نشان‌دهندهٔ حد آستانه یا محل وقوع تغییر رژیم است. پارامتر m نیز تعداد دفعات تغییر رژیم را نشان می‌دهد. به‌طور مثال برای m=1 ، مدل دارای دو رژیم حدی است که با مقادیر کم و زیاد q_{it} و انتقال یکنواخت از ضریب β_1 به $\beta_1+\beta_2$ با افزایش مقدار q_{it} از هم جدا می‌شود. برای مقادیر بزرگ‌تر γ و میل آن به بی‌نهایت، $g(q_{it},c)=1$ خواهد شد؛ درصورتی‌که $q_{it}>c$ و در غیر این صورت تابع شاخص $g(q_{it},c)=0$ خواهد بود. مشاهدات بر اساس اینکه متغیر آستانه q_{it} کمتر یا بیشتر از γ آستانه‌ای باشد، به دو رژیم تقسیم می‌شود. این رژیم‌ها توسط تفاوت شیب‌های رگرسیون β_1 و β_2 مشخص می‌شود. شناسایی β_1 و β_2 مستلزم آن است که عناصر x_{it} در طول زمان تغییرناپذیر نباشد. همچنین فرض شده است که متغیر آستانه‌ای q_{it} نیز در طول زمان تغییرناپذیر نیست. در مورد جملهٔ خطا، فرض شده است که غیروابسته و به‌طور یکسان توزیع شده است و دارای میانگین صفر و واریانس محدود σ^2 است. پس از تعیین نقاط آستانه‌ای به روش هانسن مدل این تحقیق به شرح ذیل برآورد می‌شود:

$$y_{it} = \begin{cases} \mu_i + \acute{\theta} x_{it} + \alpha_1 q_{it} + \varepsilon_{it} & if \quad q_{it} \le \gamma \\ \mu_i + \acute{\theta} x_{it} + \alpha_2 q_{it} + \varepsilon_{it} & if \quad q_{it} > \gamma \end{cases} \quad (۳)$$

$$\theta = (\theta_1,\theta_2,\theta_3,\theta_4)' , x_{it} = (q_{it}, m_{it}, g_{it}, c_{it}) \quad (۴)$$

نمایش دیگری از مدل فوق که در این پژوهش مورداستفاده و برآورد قرارگرفته، به‌صورت زیر است:

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.43.5.4]

$$Y_{it} = \mu_i + \hat{\beta}_1 x_{it} g(q_{it} < \gamma_1) + \hat{\beta}_2 x_{it} g(\gamma_1 \le q_{it} \le \gamma_2) + \hat{\beta}_3 x_{it} g(q_{it} > \gamma_2) + e_{it} \quad (۵)$$

آنچه در روابط بالا مهم است، تخمین مقدار γ است که بتوان بر اساس آن، داده‌ها را به گروه‌های مجزا ازنظر تأثیر تمایلات سرمایه‌گذار در بازدهی سهام تقسیم‌بندی کرد. برای تخمین مقدار γ، به‌ازای هریک از مقادیر در نظر گرفته‌شده برای γ، یک رگرسیون تخمین زده و مجموع مجذورات باقیمانده‌ها به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$S_1(\gamma) = \hat{e}^*(\gamma)' \hat{e}^*(\gamma) \quad (۶)$$

تابع مجموع مربعات خطا $S_1(\gamma)$، از طریق توابع شاخص $g(q_{it} \le \gamma)$ به γ بستگی دارد. مقدار بهینهٔ γ مقداری است که شرط زیر را برقرار سازد:

$$\hat{\gamma} = arg_{\gamma}\, min S_1(\gamma) \quad (۷)$$

سپس مجموع مجذور باقی‌مانده‌ها را محاسبه می‌کنیم. مجموع مجذورات باقی‌مانده‌ها هنگامی‌که مقدار $\hat{\gamma}$ به‌دست آمده است، حداقل مقدار ممکن را به خود اختصاص می‌دهد. چان[1] (۱۹۹۳) نشان می‌دهد که در صورت نامعلوم بودن پارامتر آستانه‌ای، می‌توان با حداکثر کردن ضریب تعیین (R^2) یا حداقل کردن مجموع مجذورات باقیمانده‌ها (SSR)، تخمین‌های سازگار از پارامتر آستانه‌ای را به‌دست آورد.

۲.۴ آزمون معناداری آستانه

پس از تخمین ارزش آستانه‌ای $\hat{\gamma}$، آنچه بسیار مهم است استنباط معنادار بودن آن است. در این مرحله باید آزمون کرد که آیا ضرایب$\hat{\beta}_2$ و $\hat{\beta}_3$ تفاوت معناداری با یکدیگر دارند یا خیر. آمارهٔ مورداستفاده در این زمینه، آمارهٔ F است که به‌صورت زیر برای الگوی به‌کار گرفته‌شده در این پژوهش به‌دست می‌آید. تحت فرضیهٔ صفر و نبود آستانه، رابطهٔ زیر برقرار است:

$$Y_{it} = \mu_i + \beta_1 x_{it} + \beta_2 u_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۸)$$

پس از انجام دادن میانگین‌گیری و کسر کردن روابط، خواهیم داشت:

[1] Chan

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.43.5.4]

$$Y^*_{it} = \mu_i + \beta_1 x^*_{it} + \beta_2 u^*_{it} + \varepsilon^*_{it} \quad (۹)$$

با تخمین رابطهٔ بالا به روش حداقل مربعات معمولی (OLS)، پارامتر رگرسیونی $\beta_۲$ به‌صورت $\tilde{\beta}_2$ ، باقی‌مانده‌ها $\tilde{e}^*_{it}$ و مربعات خطا $S_0 = \tilde{e}^{*\prime}\tilde{e}^*$ به‌دست می‌آید و اما در حالت وجود آستانه، تأثیر شهودی تمایلات سرمایه‌گذاران در بازدهی موردانتظار را می‌توان از طریق الگوی گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) و رابطهٔ ۱۰ نشان داد و واریانس نیز از طریق رابطهٔ زیر محاسبه کرد.

$$Y_{it} = \mu_i + \acute{\beta}_1 x_{it} + \acute{\beta}_2 x_{it}\, g(q_{it}, \gamma, c) + e_{it} \quad (۱۰)$$

$$\acute{\sigma}^2 = \frac{1}{n(T-1)} \hat{e}^{*\prime} \hat{e}^* = \frac{1}{n(T-1)} S_1(\hat{\gamma}) \quad (۱۱)$$

و درنهایت آزمون نسبت درست‌نمایی برای فرضیهٔ H_0 به‌صورت زیر است:

$$F_۱ = \frac{S_0 - S_1(\gamma)}{\hat{\sigma}^2} \quad (۱۲)$$

S_1 و S_0 مجموع مربعات خطا در دو حالت با وجود آستانه و بدون وجود آستانه است.

۳.۴ متغیرهای پژوهش

متغیر وابسته: متغیری که تغییرات آن تحت تأثیر متغیر مستقل قرار می‌گیرد و هدف پژوهشگر این است که تغییرپذیری متغیر وابسته را تشریح و پیش‌بینی کند. متغیر وابستهٔ این پژوهش، بازدهی سهام ($R_{i,t}$) است که از تفاوت قیمت انتها و ابتدای دوره بر قیمت سهام در ابتدای دوره به‌دست می‌آید. معمولاً مهم‌ترین معیار ارزیابی عملکرد مؤسسات در حال حاضر، نرخ بازده سهام است[۱].

$$R_{i,t} = \frac{P_{i,t} - P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}} \times 100 \quad (۱۳)$$

متغیر مستقل: متغیر مستقل متغیری است که متغیر وابسته را به‌صورت مثبت یا منفی تحت تأثیر قرار می‌دهد. به‌عبارت‌دیگر، تغییرپذیری یا نوسان در متغیر وابسته به حساب متغیر

[۱] چون در این پژوهش فقط محاسبهٔ بازده قیمتی مدنظر بوده است و هدف شناسایی رشد بازدهی از طریق افزایش قیمت سهام بود، از این روش استفاده شد.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.43.5.4]

مستقل گذاشته می‌شود. در این پژوهش تمایلات سرمایه‌گذار به‌عنوان متغیر مستقل در نظر گرفته شده است.

تمایلات سرمایه‌گذار: برای محاسبهٔ متغیر تمایلات سرمایه‌گذاران سه روش وجود دارد. اولین گروه از شاخص‌های اندازه‌گیری تمایلات سرمایه‌گذاران مبتنی بر روش‌های پیمایشی است که به‌طور مستقیم گرایش‌های احساسی بازار را اندازه‌گیری می‌کند. این شاخص‌های احساسی پیمایشی درصددند با پرسش از سرمایه‌گذاران دربارهٔ میزان خوش‌بینی آن‌ها، بتوانند بینش و چشم‌انداز آیندهٔ سرمایه‌گذاران غیرعقلایی را به‌دست آورند. از این گروه می‌توان به شاخص تمایلات مصرف‌کنندگان میشیگان[1] اشاره کرد. در نقطه مقابل روش‌های مستقیم، روش‌های غیرمستقیم قرار دارد که برای اندازه‌گیری تمایلات سرمایه‌گذاران از داده‌های مالی بهره می‌گیرد و انتظارات سرمایه‌گذاران در یک گروه خاص را با تحلیل آمار و ارقام بازار که منعکس‌کنندهٔ رفتار آن گروه است، تفسیر می‌کند. از این گروه می‌توان به شاخص نبود تعادل در خریدوفروش[2]، شاخص اطمینان بارن[3]، و شاخص گرایش‌های احساسی بازار سرمایه[4] (EMSI) اشاره کرد. دستهٔ سوم از روش‌های اندازه‌گیری، مربوط به روش‌های ترکیبی است و معروف‌ترین آن شاخص ترکیبی ارائه‌شده از سوی باکر و ورگلر (۲۰۰۷) است که ترکیبی از روش‌های مستقیم و غیرمستقیم برای محاسبهٔ گرایش احساسی است.

در این پژوهش متغیر تمایلات سرمایه‌گذاران با توجه به شرایط و محدودیت‌های بازار (تعداد اندک عرضه‌های عمومی اولیه و صندوق‌های با سرمایهٔ بسته و اندک بودن سود نقدی پرداختی نسبت‌به قیمت سهم) و بر اساس الگوی پیشنهادی دوجین و همکاران (۲۰۱۶)، برای محاسبهٔ شاخص تمایلات سرمایه‌گذاران، از چهار سنجهٔ احساسی شاخص قدرت نسبی سهام[5] (RSI)، شاخص خط روان‌شناسی[6] (PLI)، لگاریتم حجم معاملات[7] (LTV)، و نرخ حجم معاملات تعدیل‌شده[8] (ATR) استفاده شد که رابطهٔ ۱۴ حاصل این مؤلفه‌هاست.

---

[1] Michigan Consumer Sentiment Index, MCSI
[2] Buy-Sell Imbalance
[3] Barron's Confidence Index
[4] Equity Market Sentiment Index, EMSI
[5] Relative Strength Index, RSI
[6] Psychological Line Indicator, PLI
[7] Logarithm of trading volume, LTV
[8] Adjusted turnover rate , ATR

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.43.5.4]

$$SENT_{i,t} = F_{i,1} * RSI_{i,1} + F_{i,2} * PLI_{i,t} + F_{i,3} * LTV_{i,t} + F_{i,4} * ATR_{i,t} \qquad (۱۴)$$

شاخص قدرت نسبی، $RSI_{i,t}$: شاخصی برای تعیین نقطهٔ خریدوفروش است. آراس‌آی مقدار سودهای اخیر بازار سهام را با مقدار ضررهای اخیر آن مقایسه می‌کند و اطلاعات حاصل‌شده را به‌صورت عددی در بازهٔ ۰ تا ۱۰۰ بازمی‌گرداند. زمانی که یک سهم یا نماد به‌صورت افراطی و غیرعادی خریداری می‌شود، شاخص آراس‌آی آن به‌سمت سطوح بالای ۷۰ متمایل می‌شود (رسیدن به سقف). معامله‌گران در این شرایط به‌اصطلاح می‌گویند سهم بیش‌خرید شده است. در این زمان احتمال کاهش قیمت‌ها وجود دارد و زمانی که یک سهم یا نماد به‌صورت افراطی و غیرعادی فروخته می‌شود، شاخص آراس‌آی آن به‌سمت سطوح زیر ۳۰ متمایل می‌شود (رسیدن به کف). معامله‌گران در این شرایط به‌اصطلاح می‌گویند سهم بیش‌فروش شده است. در این زمان احتمال افزایش قیمت‌ها وجود دارد.

$$RSI_{i,t} = \left[\frac{RS_{i,t}}{1+RS_{i,t}}\right] \times 100 \qquad (۱۵)$$

$$RS_{i,t} = \frac{\sum_{k=.}^{13} max(0\ ,P_{it-k}-P_{it-1-k})}{\sum_{k=.}^{13} max(0\ ,P_{it-1-k}-P_{it-k})} \qquad (۱۶)$$

شاخص خط روان‌شناسی، $PLI_{i,t}$: ثبات روانی سرمایه‌گذار و همچنین بیش‌خرید (۷۵ و بالاتر از آن) و بیش‌فروش (۲۵ یا کمتر از آن) فرد سرمایه‌گذار را در بازار اندازه‌گیری می‌کند.

$$PLI_{i,t} = 100 \times \sum_{k=0}^{11} \left\{\frac{max(0\ ,P_{it-k}-P_{it-1-k})}{P_{it-1-k}-P_{it-k}}\right\} /12 \qquad (۱۷)$$

$LTV_{i,t}$: لگاریتم حجم معاملات هر شرکت را نشان می‌دهد.

$$LTV_{i,t} = \ln(V_{i,t}) \qquad (۱۸)$$

نرخ حجم معاملات تعدیل‌شده، $ATR_{i,t}$: اِی‌تی‌آر برای تعیین اینکه سرمایه‌گذاران خوش‌بین هستند یا بدبین، استفاده می‌شود. مقدار مثبت (منفی) اِی‌تی‌آر در بازهٔ سهام مثبت (منفی) نشان‌دهندهٔ وضعیت بازار صعودی (نزولی) است.

$$ATR_{i,t} = \left[\frac{V}{of\ shares\ free\ float_{i,t}}\right] \times \left[\frac{R_{i,t}}{|R_{i,t}|}\right] \quad , \ R_{i,t} = \frac{R_{i,t}}{R_{it-1}} - 1 \qquad (۱۹)$$

متغیر ابزاری: اغلب زمانی که آزمایشی کنترل‌شده برای تست وجود رابطهٔ علّی امکان‌پذیر نیست و برخی همبستگی بین متغیرهای توضیحی اصلی و خطای احتمالی وجود دارد، برای

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.43.5.4]

تخمین از متغیرهای ابزاری استفاده می‌شود. در روش پویای جی‌ام‌ام[1] از وقفهٔ متغیر وابسته به‌عنوان ابزاری پویا با وقفه‌های مشخص استفاده می‌شود. همچنین به‌منظور رفع همبستگی متغیر وابسته با وقفه و جملهٔ خطا، وقفهٔ متغیرهای توضیحی نیز به‌عنوان ابزار مورداستفاده قرار می‌گیرد.

سازگاری تخمین‌زنندهٔ جی‌ام‌ام به معتبر بودن فرض عدم خودهمبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به‌وسیلهٔ دو آزمون تصریح‌شده توسط آرلانو و باند و آرلانو و یورو آزمون شود. اولی آزمون سارگان از محدودیت‌های از پیش تعیین‌شده است که معتبر بودن ابزارها را بررسی می‌کند و برای تعیین هر نوع همبستگی بین ابزارها و خطاها به‌کاربرده می‌شود. آمارهٔ سارگان (j-statistic) دارای توزیع کای دو است. دومین آزمون نیز آزمون همبستگی سریالی یا آزمون آرلاندو ـ باند است که به‌وسیله M2 وجود همبستگی سریالی مرتبهٔ دوم در اجزای اخلال تفاضلی مرتبه اول را آزمون می‌کند. وجود همبستگی سریالی در تفاضل مرتبهٔ اول خطاها در مراتب بالاتر تبعیت از رفتار AR(2) بر این موضوع دلالت دارد که شرایط گشتاوری به‌منظور انجام آزمون خودهمبستگی معتبر نبوده است، زیرا روش تفاضل‌گیری مرتبهٔ اول برای حذف آثار ثابت در صورتی روشی مناسب است که مرتبهٔ خودهمبستگی جملات اختلال از مرتبهٔ ۲ نباشد. به این منظور، باید ضریب رگرسیونی مرتبهٔ اول AR(1) معنادار باشد و ضریب خود رگرسیونی مرتبهٔ دوم AR(2) معنادار نباشد. در این روش می‌توان از متغیرهای درون‌زا استفاده کرد. یکی از راه‌های کنترل درون‌زایی متغیرها استفاده از متغیر ابزاری است. ابزار زمانی قدرت لازم را خواهد داشت که با متغیر موردنظر همبستگی بالایی داشته باشد، درحالی‌که با اجزای خطا همبستگی نداشته باشد.

متغیر کنترلی: در یک پژوهش، اثر تمام متغیرها را در یکدیگر نمی‌توان به‌طور هم‌زمان موردمطالعه قرار داد؛ بنابراین، محقق اثر برخی از متغیرها را کنترل و آن‌ها را خنثی می‌کند. در این پژوهش از ۲ متغیر کنترلی زیر به‌همراه وقفه‌هایشان استفاده شده است.

P/E: (نسبت قیمت به درآمد) این نسبت معیاری سودمند از ارزیابی بازار نسبت‌به فرصت‌های رشد شرکت است و از تقسیم قیمت جاری سهم بر سود ۱۲ ماههٔ گذشته شرکت به‌دست می‌آید.

DPS: این نسبت بازده سود یا عملکرد سود نامیده می‌شود که از حاصل تقسیم سود سهام نقدی پرداختی بابت هر سهم طی ۱۲ ماه اخیر به‌دست آمده است.

[1] Generalized Method of Moments, GMM

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.43.5.4]

۵ یافته‌های پژوهش

۱.۵ آمار توصیفی

یکی از مهم‌ترین آماره‌هایی که نرمال بودن توزیع داده‌ها را می‌سنجد، آمارهٔ جارک‌ـ برا[1] است که کشیدگی و چولگی را نسبت‌به توزیع نرمال سنجش می‌کند. در پژوهش حاضر، مقادیر بالای این آماره نشان‌دهندهٔ نرمال نبودن متغیرهاست. به‌منظور تجزیه‌وتحلیل اطلاعات، ابتدا آمار توصیفی متغیرها شامل شاخص‌های مرکزی، شاخص‌های پراکندگی، و انحراف از قرینگی محاسبه و در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱

آمار توصیفی متغیرها

متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	میانه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
R	۱۱۱۰	۰/۱۴۱۷	ـ۰/۰۵۳۵	۰/۸۰۸۵	۳/۳۹۲۲	۲۱/۷۸۶۲
SENT	۱۱۱۰	۳۹/۷۴۵۰	۳۸/۶۹۱۳	۲۱/۷۴۷۸	ـ۰/۰۶۱۳	۱/۹۸۵۸
LTV	۱۱۱۰	۷/۵۹۱۸	۷/۶۲۴۰	۱/۲۰۸۶	۴/۳۸۴۰	۳۲/۸۳۴۶
ATR	۱۱۱۰	ـ۰/۰۱۱۶	ـ۰/۰۲۰۰	۰/۱۱۵۹	۱۶/۴۰۷۴	۳۷۹/۰۶۸۹
PLI	۱۱۱۰	۲۰/۴۴۶۷	۱۶/۶۶۷۰	۲۱/۶۵۳۰	۰/۴۶۴۳	۱/۹۵۱۲
RSI	۱۱۱۰	۳۸/۸۳۲۸	۴۳/۸۵۱۰	۱۹/۰۶۲۷	ـ۰/۵۳۰۶	۲/۸۹۵۹
P/E	۱۱۱۰	۱۶/۰۹۰۹	۵/۷۶۰۰	۹۴/۴۶۳۵	۷/۲۸۷۷	۱۱۴/۲۶۴۸
DPS	۱۱۱۰	۰/۱۱۴۸	۰/۱۰۹۷	۰/۰۹۳۹	۱/۱۹۰۵	۶/۳۳۱۴

منبع: یافته‌های پژوهش

۲.۵ پیش‌آزمون‌های مربوط به برآورد مدل رگرسیون ترکیبی

۱.۲.۵ آزمون مانایی

یکی از مشکلات بالقوه در تحلیل داده‌های مالی وجود ریشهٔ واحد است. وجود ریشه‌های واحد به‌معنای نامانا بودن داده‌هاست و این امر می‌تواند به بروز مشکلاتی در اعتبار آزمون‌های انجام‌شده منجر شود؛ بنابراین پیش از تخمین مدل، مانایی متغیرهای مدل از طریق آزمون ریشهٔ واحد لوین لین و چو موردبررسی قرارگرفت. نتایج حاصل از آزمون ایستایی متغیرها در

[1] Jarque-Bera

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.43.5.4]

جدول ۲ مشاهده می‌شود. همهٔ متغیرها در سطح اطمینان ۹۹ درصد مانا هستند و تنها متغیر نامانا با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا شد.

جدول ۲

نتایج بررسی ایستایی متغیرها

متغیر	سطح مانایی	آمارهٔ آزمون (P-Value)	متغیر	سطح مانایی	آمارهٔ آزمون (P-Value)
R	I(0)	۱۳/۲۰۳-(۰/۰۰۰)	PLI	I(0)	۴/۳۹۷-(۰/۰۰۰)
SENT	I(0)	۶/۵۵۸-(۰/۰۰۰)	LTV	I(0)	۵/۶۰۷-(۰/۰۰۰)
P/E	I(1)	۱۱/۱۵۴-(۰/۰۰۰)	RSI	I(0)	۱۴/۰۲۷-(۰/۰۰۰)
DPS	I(0)	۷/۶۰۵-(۰/۰۰۰)	ATR	I(0)	۷/۱۷۹-(۰/۰۰۰)

منبع: خروجی نرم‌افزار Eviews

۲.۲.۵ آزمون F لیمر

در این پژوهش از الگوی رگرسیون چندگانه برای آزمون فرضیه استفاده شده است و برای اینکه بتوان مشخص کرد آیا داده‌های پانل برای برآورد تابع موردنظر کارآمدتر خواهد بود یا نه، فرضیه‌ای را آزمون می‌کنیم که در آن کلیهٔ عرض از مبدأها با یکدیگر برابرند؛ طبق نتایج جدول ۳، سطح معناداری آمارهٔ F لیمر کمتر از ۵ درصد است و نشان می‌دهد فرضیهٔ صفر مبنی بر برابری آثار فردی رد شده است و الگوی مناسب برای برآورد مدل موردبررسی در طبقهٔ پانل قرار دارد.

۳.۲.۵ آزمون هاسمن

به‌منظور انتخاب بین دو روش آثار ثابت و تصادفی، آزمون هاسمن را انجام می‌دهیم. نتایج این آزمون با درجهٔ آزادی ۴ توسط نرم‌افزار به مقدار ۶۱/۹۴ محاسبه شد؛ درنتیجه در سطح معناداری ۵ درصد فرضیهٔ صفر رد می‌شود و برای تخمین مدل، تفاوت بین عرض از مبدأ برای واحدهای مقطعی به‌صورت ثابت عمل می‌کند؛ بنابراین، این مدل از نوع داده‌های پانل با آثار ثابت است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.43.5.4]

جدول ۳
نتایج آزمون F لیمر و هاسمن

آزمون	مقدار آماره	*prob*	نتیجه آزمون
F لیمر	۱۹/۴۸	۰/۰۰۰۰	داده‌های پنلی
هاسمن	۶۱/۹۴	۰/۰۰۰۰	آثار ثابت

منبع: خروجی نرم‌افزار Eviews

۳.۵ تخمین مدل

تحلیل مؤلفه‌های اصلی[1] (PCA) تبدیلی در فضای برداری است که غالباً برای کاهش ابعاد مجموعه داده‌ها مورداستفاده قرار می‌گیرد. تحلیل مؤلفه‌های اصلی در سال ۱۹۰۱ توسط کارل پیرسون ارائه شد. این تحلیل شامل تجزیهٔ مقدارهای ویژهٔ ماتریس کوواریانس است. پی‌سی‌اِی با توجه به داده‌ها و دامنهٔ تغییراتِ هرکدام از آن‌ها، می‌تواند ویژگی‌هایی را انتخاب کند که تأثیر حداکثری در نتیجهٔ نهایی داشته باشد. این روش دو کارکرد مهم دارد، اولین کارکرد این روش آن است که عامل‌ها را به‌صورت مستقیم و بدون برآورد اشتراکات، از ماتریس همبستگی تعیین می‌کند. در این روش به‌منظور تبیین حداکثر مقدار واریانس متغیرها، ترکیب خطی آن‌ها برآورد می‌شود. بدین‌صورت که اولین مؤلفه بیشترین واریانس متغیرها را تبیین می‌کند. سپس مؤلفهٔ دوم بیشترین مقدار واریانس باقی‌مانده در متغیرها را بعد از مؤلفهٔ اول توضیح می‌دهد و به‌همین‌ترتیب الی‌آخر پیش می‌رود. کارکرد دیگر تحلیل مؤلفه‌های اصلی پی‌سی‌اِی این است که مجموعه‌ای از متغیرهای سنجیده‌شده را به مجموعه‌ای از ترکیب خطی متعامد با حداکثر مقدار واریانس تبدیل می‌کند.

متغیر گرایش احساسی سرمایه‌گذار بر مبنای مؤلفهٔ اصلی به‌صورت زیر است.

[1] Principal Component Analysis, PCA

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.43.5.4]

$$SENT_{i,t} = 0.5899 * RSI_{i,۱} + 0.6469 * PLI_{i,t} + 0.4757 * LTV_{i,t} + 0.0846 * ATR_{i,t} \quad (۲۰)$$

جدول ۴

مؤلفه‌های اصلی

variable	PC ۱	PC ۲	PC 3	PC4
RSI	۰/۵۸۹۸	۰/۱۵۲۶	ـ۰/۵۱۲۷	۰/۶۰۴۸
PLI	۰/۶۴۶۹	ـ۰/۰۰۸۴	ـ۰/۱۴۱۹	ـ۰/۷۴۹۱
LTV	۰/۴۷۵۷	ـ۰/۳۴۲۵	۰/۷۶۳۸	۲
ATR	۰/۰۸۴۶	۰/۹۲۶۹	۰/۳۶۵۳	ـ۰/۰۰۶۶

۴.۵ تخمین مقادیر آستانه‌ای و آزمون معناداری آستانه‌ها

مقدار آمارهٔ F برابر با ۸۹/۴۵۱ در سطح اطمینان ۹۹ درصد پذیرفته می‌شود؛ بنابراین، نتیجه می‌گیریم که در مورد شرکت‌های منتخب، شواهد قوی مبنی بر وجود آثار دو آستانه تمایلات سرمایه‌گذار بر بازده سهام شرکت‌ها وجود دارد. نتایج در جدول ۵ آورده شده است. جدول ۶ روند درصد شرکت‌های منتخب را که در بین سال‌های ۱۳۸۳ الی ۱۳۹۷ تمایلات سرمایه‌گذاری کمتر از حد آستانه ۲۳ دارند، نشان می‌دهد و می‌بینیم که ۲۸/۳ درصد از شرکت‌های منتخب، تمایلات سرمایه‌گذاری کمتر از ۲۳ دارند. ۶۰/۳۶ درصد از شرکت‌های منتخب بین حد آستانه (۲۳-۶۷) و همچنین ۱۱/۴ درصد از شرکت‌های منتخب بیشتر از حد آستانه ۶۷ را نشان می‌دهند. با استفاده از روش حداقل‌سازی مجموع مجذورات باقی‌مانده‌ها و حداکثرسازی ضرایب تعیین هر دو، مقادیر آستانه‌ای ۲۳ و ۶۷ برآورد شده است. پس رابطهٔ اصلی مدل به‌صورت زیر خواهد بود:

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.43.5.4]

$$R_{it} = \mu_i + \acute{\beta}_1 R_{it-1} + \acute{\beta}_2 g(SEN_{it} < 23) + \acute{\beta}_3 g(23 \leq SEN_{it} \leq 67) + \acute{\beta}_4 g(SEN_{it} > 67) + {}^{P}/_{E_{it}} + DPS_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۲۱)$$

جدول ۵

آزمون آثار آستانه‌ای

برآورد مقدار γ_1	برآورد مقدار γ_2	مقدار آماره F برای دو نقطه شکست
۲۳	۶۷	۸۹/۴۵۱

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۶

درصد شرکت‌ها در یک از حد آستانه‌ها

	۸۳	۸۴	۸۵	۸۶	۸۷	۸۸	۸۹	۹۰	۹۱	۹۲	۹۳	۹۴	۹۵	۹۶	۹۷
SENT<23	۳۲	۵۴	۳۴	۴۵	۴۳	۳۴	۲۷	۴۵	۲۶	۱۴	۱۱	۲۰	۱۴	۲۶	۱
23≤SENT≤67	۵۹	۴۳	۵۴	۵۱	۵۳	۵۷	۵۷	۵۰	۶۹	۳۹	۸۵	۷۷	۷۳	۶۵	۷۳
SENT>67	۹	۳	۱۲	۴	۴	۹	۱۶	۵	۵	۴۷	۴	۳	۱۳	۹	۲۶

منبع: یافته‌های پژوهش

۵.۵ آزمون فرضیه

همانطور که اشاره شد فرضیه پژوهش این است که بین تمایلات سرمایه‌گذاران و بازدهی سهام رابطهٔ آستانه‌ای و نامتقارن وجود دارد. بر اساس نتایج حاصل‌شده از تخمین تأثیر تمایلات سرمایه‌گذار بر بازدهی سهام با استفاده از روش گشتاور تعمیم‌یافته(GMM) در جدول ۷ و ۸، متغیرهای مربوط به حد بالا و حد مابین آستانه‌ها و بازدهی با یک وقفه، در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار هستند.

آزمون سارگان از محدودیت‌های از پیش تعیین‌شده‌ای است که معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند و برای تعیین هر نوع همبستگی بین ابزارها و خطاها به کار برده می‌شود. برای اینکه ابزارها معتبر باشند، باید بین ابزارها و جملات خطا همبستگی وجود نداشته باشد. فرضیه صفر برای این آزمون این است که ابزارها تا آنجا معتبر هستند که با خطاها در رابطه تفاضلی مرتبه اول همبسته نباشند. عدم رد فرضیه صفر می‌تواند شواهدی دال بر مناسب بودن ابزارها فراهم آورد. طبق نتایج به‌دست‌آمده احتمال آماره J بالاتر از ۵ درصد است و عدم رد فرضیه صفر مبتنی بر مناسب بودن ابزارهای مورداستفاده پذیرفته می‌شود.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.43.5.4]

جدول ۷

نتیجه برآورد مدل بر اساس گشتاور تعمیم‌یافته(GMM) (آزمون فرضیه اصلی)

متغیرها	ضریب	آماره t	سطح معناداری
R(-1)	۰/۱۴_	۲۰/۲۱_	۰/۰۰۰۰
SENT>Up	۰/۰۴۳	۶۰/۲۷	۰/۰۰۰۰
low≤SENT≤Up	۰/۰۱۶	۲۰/۱۸	۰/۰۰۰۰
low>SENT	۰/۰۰۰۷	۰/۱۷	۰/ ۸۶
P/E	۰/۰۰۰۸_	۵/۲۷_	۰/۰۰۰
DPS	۰/۳۴	۲/۴۵	۰/۰۱
آماره J	۶۵/۵۴۹	احتمال آماره J	۰/۵۶۱۷
رتبه ابزاری	۷۴		

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۸

آزمون آرلانو_ باند

Test order	m-statistic	مقدار احتمال
AR(۱)	۸/۸۳۳۴_	۰/۰۰۰
AR(۲)	۱/۵۶۱۳_	۰/۱۱۸۴

منبع: یافته‌های پژوهش

۷ نتیجه‌گیری

در مالی نوین فرض منطقی بودن سرمایه‌گذاران و اعتقاد به کارا بودن بازارهای سهام موردانتقاد قرارگرفته است و طبق تئوری مالی سنتی تمایلات سرمایه‌گذار هیچ نقشی در بازده تحقق‌یافته و بازده مورد انتظار ندارد؛ اما ادبیات مالی رفتاری اظهار می‌دارد که سرمایه‌گذاران تحت تأثیر سوگیری‌های روان‌شناسانه بوده و نسبت به اطلاعات دریافتی واکنش بیشتر یا کمتر از حد از خود نشان می‌دهند که منجر به ارزشیابی نادرست سهام می‌گردد.

تمایلات سرمایه‌گذاران یک عامل مهم در بازده بازار سهام است اما اثر آن با توجه به بازار و سطح تغییر تمایلات سرمایه‌گذاران متفاوت است. هنگامی‌که تمایلات سرمایه‌گذاران یا اعتمادبه‌نفس بیش‌ازحد آن‌ها، بیش‌ازحد آستانه شود، این امر منجر به پیش‌بینی غلط یا برداشت اشتباه از اطلاعات بازار و معامله بیش‌ازحد فرد شده و تأثیر منفی بر بازدهی سهام خواهد داشت. در چنین شرایطی، فرد تمایل به ارزیابی بیش‌ازحد باورها، آگاهی و دانش خود دارد. این تمایلات باعث می‌شود که در بازار فعال‌تر شود و سهام بیشتری را خریدوفروش

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.43.5.4]

نماید زیرا معتقد است که بازار باز جای پیشرفت دارد و از پیامدهای مستقیم آن، افزایش هزینه‌های معاملاتی است که بر منافع وی اثر منفی و بر بازده سهام اثر معکوس خواهد داشت.

در این پژوهش ابتدا ضمن یافتن نقاط شکستگی (مقادیر آستانه‌ای تمایلات سرمایه‌گذار) نشان دادیم که آثار تمایلات سرمایه‌گذاران بر بازدهی، یک رابطه غیرخطی و نامتقارن است و در بین سه رژیم مشخص‌شده، رژیم $SEN_{it} > ۶۷$ و رژیم $۶۷ \leq SEN_{it} \leq ۲۳$ ،تأثیر مستقیم و معنادار بر بازدهی سهام شرکت‌ها دارند. در رژیم اول، تمایلات سرمایه‌گذار بر بازده سهام تأثیر ندارد و این نشان می‌دهد که تصمیمات سرمایه‌گذاران عقلائی بوده و بیشتر بر پایه اصول هستند تا اینکه احساسات خود را دنبال کنند. اما در رژیم دوم و سوم، سرمایه‌گذاران بیشتر بر اعتقاداتشان تکیه می‌کنند و خوش‌بینانه عمل می‌نمایند.

نتایج این پژوهش با نتایج پژوهش ناموری (۲۰۱۸)، دوجین (۲۰۱۷)، بهارمقدم (۱۳۹۸) و نیکومرام (۱۳۹۱) سازگار است اما با نتایج پژوهش شمس‌الدینی (۱۳۹۷) ناسازگار است.

با توجه به نتایج پژوهش حاضر و پژوهش‌های قبلی، پیشنهاد می‌شود شاخص‌های احساسی به روش مستقیم و پیمایشی نیز محاسبه استخراج شوند، شاخص گرایش احساسی برای بازار و تک سهم نیز محاسبه شود و نقش گرایش احساسی در بازدهی سهام نوسان بازدهی و بروز و حباب آزمون گردد. به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود که به عواقب منفی رفتارهای خود بر بازدهی سهام توجه داشته و از تصمیم‌گیری‌های احساسی خودداری کنند و در شرایطی که تعداد سبد خریداران سهام خاصی زیاد هستند حتماً با مشورت اقدام به خرید سهام نمایند. همچنین به محققان آتی پیشنهاد می‌شود که به بررسی تأثیر سایر متغیرهای رفتاری مانند بیش اعتمادی سرمایه‌گذاران در بازدهی سهام و بررسی ارتباط بین گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران و بازده سهام در شرایط رونق و رکود بازار بپردازند. سیاست‌گذاران و نهادهای نظارتی نیز قادرند از شاخص‌های گرایش احساسی در کنار داده‌های دیگر برای تعیین جهت و سمت‌وسوی آینده بازار استفاده کنند تا بتوانند سیاست‌های خود را به‌موقع و متناسب با روند بازار اعمال نمایند. علاوه بر این، پیشنهاد می‌شود که بررسی امکان وجود رابطه چندبعدی بین تمایلات سرمایه‌گذاران و بازده سهام در یک چارچوب غیرخطی، مانند بردار انتقال ملایم دوبعدی (STVAR) انجام گیرد.

فهرست منابع

بهارمقدم،مهدی. پورحیدری، امید و حسین جوکار(۱۳۹۸). بررسی تمایلات سرمایه‌گذاران بر نرخ رشد سود مورد انتظار. دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، شماره ۴۲، ۳۳ـ۱۷.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.43.5.4]

حیدرپور، فرزانه. تاری وردی، یدالله و مریم محرابی(۱۳۹۲). تأثیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام. دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، شماره ۱۷، ۱۳ـ ۱

درخشنده، سیدهادی. علی‌احمدی، سعید. (۱۳۹۶). ارزیابی نقش باورهای سرمایه‌گذاران بر جهت‌گیری قیمت و حجم معاملات در بازار سرمایه. دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، شماره ۳۳، ۵۱-۶۳.

زیبایی، منصور و زهرا مظاهری (۱۳۸۸). " اندازه دولت و رشد اقتصادی ایران با تأکید بر رشد بخش کشاورزی : رهیافت رگرسیون آستانه‌ای " ، مجله اقتصاد و توسعه کشاورزی، شماره ۹۶. ۹۰ ۱۱

شمس‌الدینی، کاظم. دانشی، وحید. سیدی، فاطمه. (۱۳۹۷)." بررسی تأثیر رفتار سرمایه‌گذاران و مدیریت بر بازدهی سهام". مجله دانش حسابدار. دوره ۹، شماره ۲، ۱۸۹ـ۱۶۳

نیک‌بخت، محمدرضا. حسین پور، امیرحسین.(۱۳۹۵). "بررسی تأثیر رفتار احساسی سرمایه‌گذاران و اطلاعات حسابداری بر قیمت سهام". پژوهش‌های تجربی حسابداری، شماره ۲۲، ۲۴۵ـ۲۱۹

نیکومرام، هاشم. رهنمای رودپشتی، فریدون (۱۳۹۱). تأثیر سوگیری شناختی سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران بر ارزشیابی سهام. دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، شماره ۱۳.

Antonios, S., Evangelos, V, &Patrick, V. (2014)."Facebooks daily sentiment and international stock markets". Journal of Economic Behavior and Organization, 107(B), 730-743.

Baker, M. & Wurgler, J. (2006a). "Investor sentiment in the stock market". Journal of Economic Perspectives, 21(2), 129-151.

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

Baker, M., & Wurgler, J. (2007). Investor sentiment in the stock market. Journal of Economic Perspectives, 21 (2): 129–151.

Barber, B. Y. T. Lee, Y. J. Liu, and T. Odean. (2009). "Just How Much Do Investors Lose from Trade?" Review of Financial Studies 22 (2): 609–632

Barberis, N., Vishny, A., & Shleifer, R. W. (1998). A model of investor sentiment. Journal of Financial Economics, 49: 307-343.

Brown, G., & Cliff, M. (2005). Investor sentiment and the near-term stock market. Journal of Empirical Finance, 11 (1): 1–27.

Cornell, B., Landsman, W., & Stubben, S. (2017). Accounting information, investor sentiment, and market pricing. Journal of Law, Finance, and Accounting, 2(2), 325-345.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.43.5.4]

Doojin, R. Kim, H & Yang, H (2017). "Investor sentiment, trading behavior and stock Returns". Journal of Economics Letters. Volume 24, 2017 - Issue 12.

Gang, H. Shuzhen, Z. Haifeng, G. (2020)."The Nonlinear Relationship between Investor Sentiment, Stock Return, and Volatility". Discrete Dynamics in Nature and Society.Volume 2020, Article ID 5454625, 11 pages.

González, A. Teräsvirta, T. & van Dijk, D. (2005). Panel smooth transition regression model. Working Paper Series in Economics and finance.

Hansen, B. E. (May 1997). Threshold Effect in Non Dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference", Department of Economics, Boston College, Page: http://www2.bc.edu/"hansenb"/.

Kuhnen, C. M. and B. Knutson. 2005. "The Neural Basis of Financial Risk-Taking." Neuron 47: 763–770.

Li, H., Guo, Y., & Park, S. Y. (2017). "Asymmetric Relationship between Investors' Sentiment and Stock Returns: Evidence from a Quantile Non-Causality Test." International Review of Finance 24.

Li, M. (2010). "The effects of investor sentiment on returns and idiosyncratic risk in the Japanese Stock Market". International Research Journal of Finance and Economics, 60, 29-43.

Liston, D. (2016). "Sin stock returns and investor sentiment". The Quarterly Review of Economics and Finance, 59, 63-70.

Namouri, H. Javadi, F. (2018)." Threshold effect in the relationship between investor sentiment and stock market returns: a PSTR specification". Journal Applied Economics

Shiller, R. J. (1989). "Investor Behavior in The October 1987 Stock Market Crash: Survey Evidence. Market volatility. Cambridge, MA: MIT Press.

Terasvirta, T. 1994. "Specification, estimation and evaluation of smooth transition autoregressive models". J. Amer. Stat. Assoc. 89, 208–218 .

Zhu, B., & Niu, F. (2016). Investor sentiment, accounting information and stock price: Evidence from China. Pacific-Basin Finance Journal, 38 (3): 125-134.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.43.5.4]