تحقیقات مدلسازی اقتصادی/ دوره۱۱، شماره۴۲، زمستان۹۹، صفحه ۸۱-۵۱

«مقاله پژوهشی»

سنجش اثر معامله‌گران اختلال‌زا در بروز حباب در بورس اوراق بهادار تهران

محمد توحیدی[۱]

تاریخ دریافت: ۹۹/۲/۲۸ تاریخ پذیرش: ۹۹/۱۱/۲۰

چکیده

معامله‌گران اختلال‌زا، افراد و بنگاه‌هایی هستند که تحت تأثیر احساسات و هیجانات بازار تصمیم‌گیری کرده و دارایی‌ها را بر اساس اطلاعات غیر مرتبط خریدوفروش می‌کنند. این معامله‌گران عموماً زمان‌بندی ضعیفی داشته، روندها را دنبال نموده و واکنش بیش‌ازحد به اخبار خوب یا بد می‌دهند. تجربه بازارهای مالی نشان داده است که معامله‌گران اختلال‌زا با اقدام بر اساس اطلاعاتی که واقعاً اطلاعات محسوب نمی‌شود، سبب نوسان شدید و انحراف ارزش دارایی‌ها از ارزش ذاتی‌شان می‌شود. تمرکز این پژوهش بر ارزیابی و سنجش نقش معامله‌گران اختلال‌زا بر بروز حباب در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵ است؛ بنابراین فرضیه پژوهش عبارت است از: "اثر معاملات اختلال‌زا بر بروز حباب در بورس اوراق بهادار تهران مثبت و معنادار است ".

در این پژوهش از روش PCA برای استخراج شاخصی احساسی استفاده شده است که گویای رفتار معامله‌گران اختلال‌زا و هیجانی باشد. همچنین در تعیین دوره‌های حبابی شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران روش GSADF به‌کار گرفته شده است درنهایت جهت سنجش اثر معاملات اختلال‌زا بر بروز حباب در شاخص قیمت بورس اوراق بهادار نیز از روش لاجیت استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که اثر معاملات اختلال‌زا بر بروز حباب مثبت و معنادار است. همچنین تخمین اثر نهایی (حاشیه‌ای) گویای آن است که افزایش یک واحد احساسات خوش‌بینانه و احساسات خوش‌بینانه با وقفه در بازار سهام، احتمال بروز حباب را به ترتیب ۲۴ و ۲۸ درصد افزایش می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: معامله‌گر اختلال‌زا، گرایش احساسی، حباب، بورس اوراق بهادار تهران.

طبقه‌بندی JEL: G01 :JEL، G41، G10.

---

۱. استادیار گروه مدیریت مالی، دانشکده معارف اسلامی و مدیریت، دانشگاه امام صادق (ع)، تهران، ایران (نویسنده مسئول).Email: tohidi@isu.ac.ir

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2025-12-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.2.8]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.51]

۱. مقدمه

در مالی کلاسیک جایگاهی برای بروز احساسات وجود ندارد. در چنین نظریه‌هایی عمدتاً از تأثیر احساسات بر بازار چشم‌پوشی کرده‌اند و ادعا می‌کنند که در بازارهای با رقابت بالا، رفتارهای معاملاتی غیر بهینه مانند توجه به سیگنال‌های غیر مرتبط با ارزش بنیادین، به‌سرعت حذف خواهند شد. به‌طور مختصر، مالی کلاسیک حول دو محور اصلی می‌چرخد که این دو با یکدیگر اشاره به عدم وجود فرصت‌های آربیتراژ بلندمدت دارد: (۱) بازارهای مالی دارای کارایی اطلاعاتی هستند و (۲) معامله‌گران بازار عقلایی هستند.

در فرضیه بازار کارا، قیمت‌های دارایی انعکاس‌دهنده همه اطلاعات در دسترس درباره ارزش بنیادین آن دارایی است. بازار کارا عنوان می‌کند قیمت برابر با پیش‌بینی بهینه آن است و این اشاره دارد که هر جابجایی غیرمنتظره در بازار سهام باید با ورود اطلاعات جدید درباره ارزش بنیادین سهام ایجاد شود (شیلر[1]، ۲۰۰۳). در فرضیه بازار کارا نوسان قیمتی نشان‌دهنده اطلاعات قابل‌ملاحظه‌ای است که در بازار جریان داشته و در قیمت تعادلی منعکس می‌شود (گروسمن[2]، ۱۹۷۶). اگر عوامل بنیادین، یا اطلاعات و انتظارات درباره آن عوامل، نوسان قیمتی بیشتری را تحمیل کند، نوسان بالاتر پاسخی به این عوامل بنیادین بوده و درنتیجه این نوسان مطلوب است. نظریه استاندارد پیشنهاد می‌کند در بازارهای مالی رقابتی ارو دِبرو[3]، انحرافات شناختی و باورهای گمراه‌کننده‌ای که منجر به تصمیمات معاملاتی غیر بهینه می‌شوند، فوراً با ورود آربیتراژگرانِ تهاجمی حذف می‌شوند. بااین‌حال، در بازارهای مالی واقعی محدودیت‌هایی برای آربیتراژ وجود دارد. هزینه‌های معاملاتی شامل هزینه‌های دادوستد، هزینه‌های اطلاعاتی و هزینه‌های تأمین مالی ممکن است مانع آربیتراژگران عقلایی برای کسب مزیت از اشتباهات در قیمت‌گذاری بازار شوند.

1. Shiller
2. Grossman
3. Arrow- Debreu

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2025-12-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.2.8]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.51]

برخی مشاهدات تجربی نشان می‌دهند بازارهای مالی ممکن است همیشه ازنظر اطلاعات کارا نباشند .وجود خلاف قاعده‌ها، نوسانات بیش‌ازحد و حباب‌ها ازجمله مواردی است که طی چند دهه اخیر شک و تردید نسبت به فرضیه بازار کارا را افزایش داده است. برخی اندیشمندان مالی رفتاری وجود معامله‌گران غیر عقلایی (اختلال‌زا) را در بازارهای مالی اثبات نموده‌اند که سبب فاصله بازار از کارایی می‌شود. درواقع در ادبیات مالی رفتاری، وجود نوسان بیشتر و حباب ممکن است نشان‌دهنده وجود معامله‌گران اختلال‌زای بیشتر در بازار و تمایل یا توانایی کمتر معامله‌گران عقلایی برای خنثی کردن اثر آن‌ها باشد که منجر به کاهش کارایی سیستم قیمت‌گذاری بازار می‌شود (دلانگ و همکاران[1]، ۱۹۸۹). بنابراین در این پژوهش رابطه معاملات اختلال‌زا و بروز حباب در بازارهای مالی موردبررسی قرار می‌گیرد و فرضیه اصلی پژوهش عبارت است از:

" اثر معاملات اختلال‌زا در بروز حباب در بورس اوراق بهادار تهران مثبت و معنادار است."

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

نوفه یا اخلال در ادبیات مالی اولین بار توسط بلک[2] (۱۹۸۶) مطرح شد که نوفه یا اخلال را مقابل اطلاعات توصیف نمود؛ یعنی نظرات و داده‌های غیردقیق. تئوری فیشر بیان می‌دارد که نوفه و اخلال در هر جایی در اقتصاد است و به‌ندرت می‌توان آن را از اطلاعات متمایز نمود. نوفه و اخلال دو پیامد گسترده دارد: (۱) اجازه می‌دهد که معاملات بورس‌بازانه اتفاق بیفتد و (۲) نشان‌دهنده ناکارایی بازار است. این نوفه‌ها می‌توانند شامل برخی اخبار نقل‌قولی که به‌اشتباه در حد تغییر مؤلفه‌های بنیادی اقتصاد تفسیر می‌شوند و یا حرف‌های روزمره رسانه‌های مالی، فضاهای مجازی، پخش‌کنندگان شایعات و ... باشد.

یکی از راه‌هایی که مالی رفتاری امکان آربیتراژ محدود را فرمول سازی می‌کند، مدل معامله‌گر اختلال‌زاست که مسلماً یکی از جایگزین‌های با بیشترین استناد نسبت به پارادایم بازار کاراست. این مدل ادعا دارد چون معامله‌گران ریسک‌پذیر بوده و افق زمانی

1. De long et al
2. Black

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2025-12-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.2.8]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.51]

کوتاه‌مدت دارند، آربیتراژگران ممکن است خودشان را در معرض چنان ریسک زیاد و متنوع نشده‌ای قرار ندهند (دِلانگ و همکاران، ۱۹۹۰). به‌طور خاص، یک ملاحظه مهم برای آربیتراژگران عقلایی، رفتار دیگر معامله‌گرانی است که ممکن است مستعد ابتلا به احساسات برون‌زا باشند. این معامله‌گران اختلال‌زا به‌طور کامل عقلایی رفتار نکرده و ممکن است برمبنای احساسات بجای اطلاعات دادوستد نمایند. هرچند معامله‌گران اختلال‌زا دسترسی به اطلاعات نهانی ندارند و برمبنای احساسات خود معامله می‌کنند، اما تلقی خود آنان این است که دارای اطلاعات ارزشمندی برای کسب سود در بازار هستند (بلک، ۱۹۸۶). درنتیجه، انتظارات معامله‌گران اختلال‌زا درباره بازدهی دارایی به نوسانات در احساسات، حساس است. یعنی آن‌ها در برخی دوره‌ها بازدهی مورد انتظار را بیش‌ازحد تخمین زده و در برخی دوره‌های دیگر، کمتر تخمین می‌زنند و توزیع معاملاتشان در دارایی‌های مختلف به‌صورت تصادفی نیست. ازآنجاکه این احساسات همبسته با معامله‌گران اختلال‌زاست، نمی‌توان این ریسک را با تنوع سازی حذف نمود و این اشاره به محدودیت آربیتراژ به خاطر ریسک معامله‌گر اختلال‌زا دارد. ریسکی که آربیتراژگران عقلایی به خاطر عدم پیش‌بینی رفتار معامله‌گران اختلال‌زا متحمل می‌شوند. معامله‌گران اختلال‌زا بر میزان ریسک می‌افزایند، ریسکی که باورهایشان ممکن است بازگشت به میانگین نکرده و در طول زمان حتی شدیدتر شود. این ریسک ایجادشده توسط معامله‌گران اختلال‌زا می‌تواند یک توضیح بالقوه برای وجود فرصت‌های آربیتراژی بهره‌برداری نشده باشد (دِلانگ و همکاران، ۱۹۹۰). حجم زیادی از معاملات در بازار اوراق بهادار مربوط به معامله‌گران اختلال‌زاست. بر طبق نظر بلک (۱۹۸۶)، معامله‌گران اختلال‌زا، افراد و بنگاه‌هایی هستند که دارایی‌ها را بر اساس اطلاعات غیر مرتبط خریدوفروش می‌کنند. این معامله‌گران عموماً زمان‌بندی ضعیفی داشته، روندها را دنبال نموده و واکنش بیش‌ازحد به اخبار خوب یا بد می‌دهند. تحلیل فنی ابزار مهمی در معاملات اختلال‌زاست؛ زیرا داده‌های مرتبط با تحلیل فنی غیر مرتبط با مؤلفه‌های بنیادی شرکت است. بر طبق نظر بلک، ویژگی غالب معامله‌گران اختلال‌زا این است که آن‌ها به

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2025-12-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.2.8]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.51]

دلیل موانع روان‌شناختی یا بر اساس ذائقه‌شان معامله می‌کنند. معامله‌گران اختلال‌زا با اقدام بر اساس اطلاعاتی که واقعاً اطلاعات محسوب نمی‌شود، سبب انحراف ارزش دارایی‌ها از ارزش ذاتی‌شان می‌شود. بااین‌حال در مورد این‌که چه کسی دقیقاً یک معامله‌گر مطلع و چه کسی معامله‌گر اختلال‌زاست، ابهام وجود دارد. چاکراوارتی[1] (۲۰۰۱) مطرح می‌کند که نهادها به‌عنوان معامله‌گران مطلع شناخته می‌شوند. کارو[2] (۲۰۰۸) با بررسی معاملات بزرگ و کوچک در بازارهای آتی نتیجه می‌گیرد معامله‌گران خرد[3]، جزء معامله‌گران نوفه‌ای قرار می‌گیرند، درحالی‌که سرمایه‌گذاران نهادی معامله‌گران مطلع محسوب می‌گردند. با این‌وجود، ویلمن و همکاران[4] (۲۰۰۶) در می‌یابند که سرمایه‌گذاران نهادی همیشه عقلایی رفتار نمی‌کنند و اغلب در فعالیت‌های معامله‌گری اختلال‌زا درگیر هستند. همچنین پودولسکی و همکاران[5] (۲۰۰۸) درمی‌یابند که بسیاری از معامله‌گران نهادی به‌صورت عقلایی معامله نمی‌کنند؛ بنابراین تفکیک میان سرمایه‌گذاران به‌عنوان مطلع یا اختلال‌زا (نوفه‌ای) کار دشواری است (بلک، ۱۹۸۶).

معامله‌گران اختلال‌زا و هیجانی تحت تأثیر احساسات و هیجانات بازار تصمیم‌گیری می‌کنند؛ بنابراین از شاخص گرایش احساسی جهت تبیین رفتار این نوع معامله‌گران استفاده می‌شود. شاخص‌ها یا نماگرهای احساسی نشان‌دهنده احساسات یک گروه از معامله گران بوده و گویای آن است که چقدر آن‌ها نسبت به وضعیت فعلی و آتی بازار خوش‌بین یا بدبین هستند (توحیدی، ۱۳۹۹). دو نوع شاخص احساسی وجود دارد: مستقیم و غیرمستقیم. شاخص‌های مستقیم از سرمایه‌گذاران در یک گروه خاص مانند سرمایه‌گذاران خرد (AAII) یا نویسندگان روزنامه‌ها و خبرنامه‌ها (INV و HUL) درباره

1. Chakravarty
2. Kurov
3. Retail Traders
4. Willman et al.
5. Podolski et al.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2025-12-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.2.8]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.51]

انتظارات و احساساتشان نسبت به بازار به‌صورت پیمایشی نظرسنجی می‌کنند. شاخص‌های غیرمستقیم، انتظارات سرمایه‌گذاران در یک گروه خاص را با تحلیل آمار و ارقام بازار که منعکس‌کننده رفتار آن گروه است، تفسیر می‌کنند (توحیدی، ۱۳۹۹). بیکر و وُوگلر[1] (۲۰۰۶) و لینگ و همکاران[2] (۲۰۱۰) بیان می‌کنند که هیچ سنجه‌ای به‌تنهایی، نشانگر خالص احساسات سرمایه‌گذاران محسوب نمی‌شود، بلکه هر کدام به‌صورت ناکامل بخشی از مؤلفه احساسی را شامل می‌شود و بخش دیگر آن ممکن است شامل مؤلفه‌های خاص و غیر مرتبط با احساسات باشد. گاهی گرایش احساسی و هیجانات ممکن است ناشی از تغییر برخی عوامل بنیادین باشد؛ بنابراین برخی پژوهش‌ها (گلاشکوو[3]، ۲۰۰۵؛ بیکر و ووگلر، ۲۰۰۷؛ چن و همکاران[4]، ۲۰۱۳) جهت استخراج گرایش احساسی ناشی از عوامل غیر بنیادین، به دنبال خالص‌سازی احساسات و حذف اثرات عوامل بنیادین بوده‌اند و اثر تغییرات برخی متغیرهای کلان اقتصادی ازجمله رشد واقعی در مصرف خدمات، کالاهای بادوام و بی‌دوام، رشد در اشتغال، تغییر در تولید صنعتی، تغییر در عرض پول، نرخ بهره بین‌بانکی، نرخ ارز و ... را حذف نموده‌اند (توحیدی، ۱۳۹۹).

در مطالعات گذشته از طیف متنوعی از نماگرها و متغیرهای احساسی برای سنجش یک شاخص ترکیبی غیرمستقیم گرایش احساسی استفاده شده است. ازجمله متغیرهای مورد استفاده عبارت‌اند از: حجم معاملات (واتکینز[5]، ۲۰۰۲؛ ژیانگ ژو[6]، ۲۰۱۲؛ وینمور مازویونا، ۲۰۱۵؛ بیکر و ووگلر، ۲۰۰۶ و۲۰۰۷)، میزان گردش معاملات سهام (وُو و هان[7]، ۲۰۰۷؛ دوجین ریوآ و همکاران[8]، ۲۰۱۷؛ شکرخواه و همکاران، ۲۰۱۷؛ عزیز خان و

1. Baker & Wugler
2. Ling et al.
3. Glushkov
4 . Chen et al.
5. Watkins
6. Xiang Zhu
7. Wu & Han
8 Doojin Ryua et al

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2025-12-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.2.8]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.51]

احمد[1]، ۲۰۱۸)، جریانات صندوق‌های سرمایه‌گذاری (براون و کلیف[2]، ۲۰۰۴؛ فِرازینی و لامونت[3]، ۲۰۰۵؛ بیر و زواوی[4]، ۲۰۱۱)، تعداد حساب‌های سهام‌داری جدید افتتاح شده (چِن و همکاران، ۲۰۱۳؛ چوانگ ژیا و همکاران[5]، ۲۰۱۴)، بازدهی متوسط روز اول عرضه عمومی اولیه (بیکِر و وُوگِلِر، ۲۰۰۶؛ یوگِر و تاس[6]، ۲۰۱۲؛ بیر و زواوی، ۲۰۱۱)، حجم (تعداد)عرضه‌های عمومی اولیه (بیکِر و وُوگِلِر، ۲۰۰۶؛ بیر و زواوی، ۲۰۱۱؛ چوانگ ژیا و همکاران[7]، ۲۰۱۳)، تنزیل واحدهای صندوق با سرمایه بسته (بیر و زواوی، ۲۰۱۷؛ چوانگ ژیا و همکاران، ۲۰۱۳؛ بیکر و ووگلر، ۲۰۰۶ و ۲۰۰۷؛ لینگ و همکاران، ۲۰۱۰)، پرمیوم سود نقدی (بیکِر و ووگلر، ۲۰۰۶؛ یوگر و تاس، ۲۰۱۲)، معاملات سرمایه‌گذارن خرد (گِرین‌وود و ناگِل[8]، ۲۰۰۸؛ باربِر، اُدین و ژو، ۲۰۰۶)، میزان سهام در کل اوراق منتشره (بیکر و ووگلر، ۲۰۰۶ و ۲۰۰۷؛ لینگ و همکاران، ۲۰۱۰) و میزان اعتبار استقراضی (گلاشکوو، ۲۰۰۵)

پژوهش‌های متعددی در مالی رفتاری به بررسی تأثیر معاملات اختلال‌زا و گرایش احساسی بر بروز نوسان و حباب پرداخته‌اند. شیلر (۱۹۸۴) و سامرز[9] (۱۹۸۶) مدلی برای قیمت‌گذاری ارائه دادند که نحوه شکل‌گیری حباب‌های سفته‌بازانه را تبیین می‌کند و در این مدل‌ها گرایش احساسی و روانشناسی سرمایه‌گذاران در بروز حباب نقش دارد. دلانگ و همکاران (۱۹۹۰) مدل معامله‌گری اختلال‌زا را ارائه نمودندکه در آن انحراف مستمر قیمت بازار سهام از ارزش‌های بنیادی از جنبه رفتاری تجزیه‌وتحلیل شده است. بر اساس این مدل دو نوع بازیگر متمایز در بازار حضور دارند: (۱) معامله‌گران اختلال‌زا[10] که

1. Khan & Ahmad
2. Brown and Cliff
3. Frazzini and Lamont
4 Beer and Zouaoui
5. Chuang Xia et al.
6. Uygur and Tas
7. Chuangxia et al
8. Greenwood & Nagel
9. Summers
10. Noise Traders

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2025-12-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.2.8]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.51]

حرفه‌ای نبوده و گاهی غیر عقلایی و تحت تأثیر احساسات و هیجانات رفتار کرده و قیمت‌های دارایی‌ها را از ارزش ذاتی‌شان دور می‌کنند و (۲) آربیتراژگران عقلایی[1] که معامله‌گران حرفه‌ای محسوب می‌شوند و این توانایی را دارند که ارزش بنیادی دارایی‌ها را به‌درستی تخمین بزنند و ارزش دارایی‌ها را در بازار به قیمت بنیادی‌شان نزدیک کنند. بنابراین آربیتراژگران منطقی نیرویی در برابر معامله‌گران اختلال‌زا محسوب شده و درصدد هستند تا قیمت‌های بازار را برخلاف معامله‌گران اختلال‌زا به ارزش ذاتی‌شان نزدیک کنند. این محققان نتیجه‌گیری کردند که دو دلیل برای شکل‌گیری و استمرار حباب وجود دارد: یکی عدم قابلیت پیش‌بینی رفتار و نگرش معامله‌گران اختلال‌زا و دیگری ریسک‌گریزی و افق کوتاه‌مدت آربیتراژگران که توانایی آنها را در اصلاح انحرافات قیمتی محدود می‌کند.

به‌طور خاص دلانگ و همکاران (۱۹۹۰) عنوان کردند که گرایش احساسی بالاتر سرمایه‌گذاران سبب افزایش معاملات اختلال‌زا می‌شود. وانگ و یانگ[2] (۲۰۰۵) برای توصیف شکل‌گیری حباب‌های غیر عقلایی، واکنش بیش‌ازحد معامله‌گران اختلال‌زا را نسبت به اثرات تاریخی ارزش بنیادین به مدل خود اضافه کردند. سپس نتیجه‌گیری کردند که حباب‌های غیر عقلایی به عواملی نظیر واکنش‌های بیش‌ازحد و ادراکات نادرست معامله‌گران اختلال‌زا مرتبط است. برمبنای مدل دلانگ و همکاران و نظریه‌های مرتبط، پژوهش‌های تجربی متعددی به بررسی اثر گرایش احساسی بر بازدهی سهام پرداخته‌اند (براون و کلیف، ۲۰۰۴؛ ورما، بَکلاکی و سایدمیر[3]، ۲۰۰۸؛ فِراجیر[4]، ۲۰۱۶؛ سِوک، چو و دوجین[5]، ۲۰۱۸؛ یانگ و وُو[6]، ۲۰۱۹؛ چو، جول و میان[7]، ۲۰۱۹). در پژوهش‌های داخلی نیز حیدر پور و همکاران (۱۳۹۲)، ستایش و شمس‌الدینی (۱۳۹۵) و شکر خواه و همکاران (۱۳۹۶) رابطه بین گرایش احساسی و بازدهی و قیمت سهام را موردبررسی قرار داده‌اند.

1. Rational Arbitragers
2. Wang & Yang
3. Verma, Baklaci & Soydemir
4. Frugier
5. Seok, Cho & Doojin.
6. Yang & Wu
7. Chue, Gul & Mian

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2025-12-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.2.8]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.51]

برخی پژوهش‌ها به بررسی رابطه میان گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و نوسان قیمت سهام پرداخته‌اند (ژیانگ ژانگ ژو[1]، ۲۰۱۲؛ یوگر و تاس، ۲۰۱۲؛ رحمان[2]، ۲۰۱۳؛ کوانگ و ایشاق[3]، ۲۰۱۵؛ لارِین، هیلاری و پاول- فرانسوا[4]، ۲۰۱۹؛ چاکرابورتی و سوبرامانیام [5]، ۲۰۲۰؛ لانگ، ژائو و تانگ[6]، ۲۰۲۱).

برخی پژوهش‌ها نیز به‌طور خاص نقش معامله‌گران اختلال‌زا را در بروز حباب‌های قیمتی در بازارهای مالی بررسی کرده‌اند. زانگی و چاو[7] (۲۰۱۵) در گزارشی پژوهشی با عنوان "گرایش احساسی سرمایه‌گذار و مدل حباب سفته‌بازانه غیر عقلایی" با توسعه مدل معامله اختلال‌زا (مدل دلانگ و همکاران) از طریق توصیف دقیق‌تر احساسات سرمایه‌گذاران غیر عقلایی و با استفاده از سیستم شبکه عصبی برای ترسیم واکنش بیش‌ازحد معامله‌گران اختلال‌زا به تغییرات ارزش بنیادین، به این نتیجه می‌رسند که وجود حباب‌های غیر عقلایی در بازار دارای ارتباط قوی با رفتار معامله‌گران اختلال‌زا و گرایش‌های احساسی‌شان در طول دوره سرمایه‌گذاری است. همچنین برگِر و تارتِل[8] (۲۰۱۵) در مقاله‌ای با عنوان "حباب احساسی"رابطه میان گرایش احساسی سرمایه‌گذار و حباب‌های دارایی را تأیید می‌کند. چِن و هافنر[9] (۲۰۱۹) حباب‌های سفته‌بازانه را در بازار ارزهای مجازی با استفاده از شاخص گرایش احساسی آزمون کرده است که گذار را در یک اتو رگرسیون تغییر رژیم پیش می‌برد. همچنین آن‌ها بیان می‌دارند که افزایش نوسان شاخص ارز مجازی، کاهش شاخص گرایش احساسی را به دنبال دارد و بالعکس. وی فانگ[10] (۲۰۲۰) در مقاله‌ای با عنوان "آیا گرایش احساسی سرمایه‌گذاران سبب ایجاد

1. Xiangxiang Zhu
2. Rehman
3. Cuong & Ishaq
4. Lorraine, Hilary & Paul-Francois
5. Chakraborty and Subramaniam
6. Long, Zhao & Tang
7. Zongyi and Chao
8. Berger & Turtle
9. Chen & Hafner
10. Wei-Fong

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2025-12-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.2.8]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.51]

حباب‌های بازار سهام می‌شود؟" به این نتیجه می‌رسد گرایش احساسی به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای احتمال بروز حباب سهام و اندازه حباب را تحت تأثیر قرار می‌دهد. همچنین وی پیشنهاد می‌کند گرایش احساسی خوش‌بینانه می‌تواند تخمین‌زننده خوبی برای ترکیدن حباب باشد. بیر و همکاران[1] (۲۰۲۰) در مقاله‌ای با عنوان معاملات اختلال‌زا و حباب‌های بازار سهام به این نتیجه می‌رسد که در طول دوره حباب دات‌کام، نوسان و بازگشت به میانگین در سطح نویز بسیار قوی‌تر است که نشان‌دهنده اهمیت معاملات اختلال‌زا در حباب‌های بازار است. پژوهش داخلی که به بررسی نقش معامله‌گران اخلال‌زا در بروز حباب پرداخته است مربوط به عباسیان و فرزانگان (۱۳۹۰) است که با استفاده از روش داده‌های ترکیبی (Panel Data) و روش خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) طی دوره زمانی فروردین سال ۱۳۷۹ تا آبان ماه ۱۳۸۷، مدل‌های موردنیاز تخمین زده شده‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد باوجود آربیتراژگران عقلایی، معامله‌گران اختلال‌زا در انحراف قیمت‌ها از عوامل بنیادی تأثیر قابل‌توجهی داشته‌اند.

تمایز پژوهش حاضر نسبت به پژوهش‌های گذشته‌ای که در زمینه سنجش اثر معاملات اخلال‌زا و گرایش احساسی بر بروز حباب انجام‌شده، این است که اولاً در این پژوهش از متغیرهای‌احساسی متمایزی برای سنجش شاخص ترکیبی گرایش احساسی استفاده شده است. ثانیاً روش‌های مدل‌سازی نوسان متغیرهای پژوهش، آزمون حباب مورد استفاده و روش سنجش اثر معامله‌گران اخلال‌زا بر بروز حباب دارای تفاوت‌هایی با پژوهش‌های قبلی در این زمینه است که در بخش روش پژوهش به تفصیل تبیین خواهند شد.

۳. روش پژوهش

پژوهش حاضر از منظر هدف، کاربردی و از جهت روش، کمی محسوب می‌شود. در این پژوهش، به سنجش اثر معامله‌گران اختلال‌زا بر بروز حباب در بازار سهام ایران پرداخته می‌شود. تجزیه‌وتحلیل داده‌های پژوهش، خود شامل چند گام می‌شود. در گام اول

1. Beyer et al

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2025-12-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.2.8]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.51]

متغیر و شاخصی ترکیبی احساسی برای تبیین رفتار معامله‌گران اختلال‌زا و هیجانی استخراج می‌شود که همانند پژوهش‌های متعدد انجام‌شده در این زمینه (بیکر و ووگلر ،۲۰۰۶؛ لینگ و همکاران ،۲۰۱۰؛ چودری و رحمان[1]، ۲۰۱۴؛ وینمور مازویونا[2]، ۲۰۱۵؛ پی‌اِن لی[3]، ۲۰۱۹) از روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی[4] استفاده شده است. در این روش، متغیرهای موجود در یک فضای چندحالته همبسته به یک مجموعه از مؤلفه‌های غیر همبسته خلاصه می‌شوند که هر یک از آن‌ها ترکیب خطی از متغیرهای اصلی می‌باشند. مؤلفه‌های غیرهمبسته به‌دست‌آمده مؤلفه‌های اساسی نامیده شده که از بردارهای ویژه ماتریس کواریانس یا ماتریس همبستگی متغیرهای اصلی به دست می‌آیند (مهتدی و همکاران، ۱۳۹۶، ص ۲۸). رگرسیون متغیرهای اندازه‌گیری شده روی متغیرهای مکنون وزن‌هایی فراهم می‌آورد که بارهای عاملی[5] نامیده می‌شود؛ به‌عبارت‌دیگر عامل سازه‌ای[6] است که به‌وسیله بار عاملی آن تعریف می‌شود (کلاین[7]، ۲۰۰۵). در گام دوم برای مدل‌سازی و استخراج نوسانات (تلاطم) متغیرهای کنترل، از مدل ناهمسانی واریانس شرطی EGARCH استفاده شده است. دلیل استفاده از این مدل این است که نوسان سری زمانی متغیرهای پیش‌گفته نسبت به شوک‌های مثبت و منفی ممکن است واکنش یکسانی نشان ندهد و برای تحلیل رفتار نوسانات لازم است از یک مدل نامتقارن استفاده شود (نِلسون، ۱۹۹۱)[8]. جمله واریانس‌های شرطی مدل EGARCH(p,q) به صورت زیر محاسبه می‌شود:

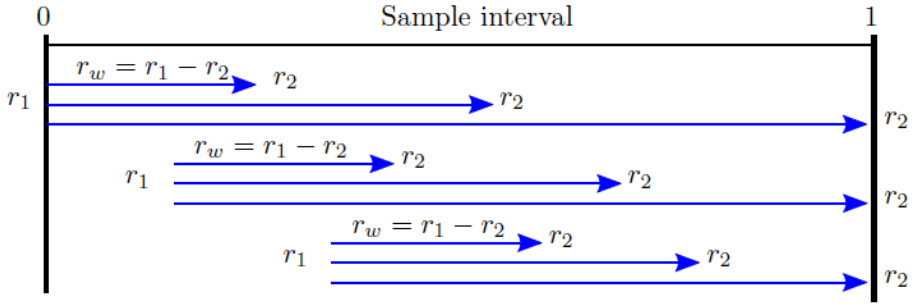
$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{j=1}^{q} \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{k=1}^{r} \gamma_j \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \sum_{i=1}^{p} \alpha_j \left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| + v_t \quad (۱)$$

1. Chowdhury & Rahman
2. Winmore Mazviona
3. Pei-En Lee
4. Principal Component Analysis
5. Factor Loading
6. Construct
7. Kline
8. Nelson

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2025-12-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.2.8]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.51]

در گام سوم از آزمون سوپریم دیکی فولر تعمیم‌یافته (GSADF) [1] برای تشخیص حباب و شناسایی دوره‌های حبابی در شاخص قیمت بورس اوراق بهادار استفاده شده است که فیلیپس و همکاران (۲۰۱۴) معرفی کرده‌اند. برای انجام این آزمون از افزونه rtadf [2] در نرم افزار Eviews استفاده می‌شود. ویژگی اصلی این آزمون این است که امکان لحاظ پویایی‌های غیرخطی [3] و شکست ساختاری [4] را هم‌زمان با بررسی حباب‌های چندگانه [5] در سری زمانی فراهم می‌کند. همان‌طور که در نمودار ۱ ملاحظه می‌شود، در این آزمون نقطه شروع (r_1) مجاز است که در بازه $[0, r_2 - r_0]$ متغیر باشد. آماره GSADF به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$GSADF(r_0) = \sup_{\substack{r_2 \in [r_0, 1] \\ r_1 \in [0, r_2 - r_0]}} \{ADF_{r_1}^{r_2}\} \quad (۲)$$



نمودار ۱. تشریح فرایند GSADF

مأخذ: کاسپی [6]، ۲۰۱۶، ص ۷.

در گام آخر برای سنجش نقش معامله‌گران اختلال‌زا در بروز حباب از مدل رگرسیون لاجیت [7] استفاده شده است. (۳) به معادله کلی «رگرسیون لاجیت» معروف است.

1. Generalized Supremum Augmented Dickey-Fuller (GSADF)
2. Right Tailed ADF Tests
3. Non-Linear Dynamic
4. Structural Break
5. Multiple Bubble
6. Caspi
7. Logistic Regression

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2025-12-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.2.8]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.51]

$$\text{Log}\left[{}^{p_i}/_{(1-p_i)}\right] = Z = \alpha + \sum_{i=1}^{k} b_i X_i \qquad (۳)$$

در این پژوهش متغیر وابسته (Z)، لگاریتم احتمال حباب بوده، متغیرهای مستقل (X_i) نیز مشتمل بر متغیرهای کنترل و متغیرهای احساسی هستند.

مشابه تابع توزیع نرمال، احتمال آن‌که $Y_i = 1$ باشد برابر است با:

$$P\left(Y_i = 1 \mid \acute{X_i}\right) = G\left(\acute{X_i}\beta\right) = \frac{1}{1 + e^{-\acute{x_i}\beta}} = \frac{e^{\acute{x_i}\beta}}{1 + e^{\acute{x_i}\beta}} \qquad (۴)$$

و احتمال آن‌که $Y_i = 0$ باشد برابر است با:

$$P(Y_i = 0|X_i) = 1 - P\left(Y_i = 1|X_i\right) = \frac{1}{1 + e^{\acute{x_i}\beta}} \qquad (۵)$$

۱-۳. متغیرهای پژوهش

متغیرهای مورداستفاده در این پژوهش به‌صورت ماهانه در بازه زمانی فروردین ۱۳۹۰ الی بهمن ۱۳۹۵ استخراج شده است.

۱-۱-۳. متغیرهای مستقل

جهت آزمون مانایی هر یک از سری‌های زمانی مورداستفاده، آزمون ریشه واحد KPSS انجام شده است که نتایج گویای مانا بودن همه متغیرهای مستقل پژوهش است.

أ. متغیر معاملات اختلال‌زا و هیجانی

معامله‌گران اختلال‌زا و هیجانی تحت تأثیر احساسات و هیجانات بازار تصمیم‌گیری می‌کنند؛ بنابراین از شاخص گرایش احساسی جهت تبیین رفتار این نوع معامله‌گران استفاده می‌شود. شاخص‌ها یا نماگرهای احساسی نشان‌دهنده احساسات یک گروه از معامله گران بوده و گویای آن است که چقدر آن‌ها نسبت به وضعیت فعلی و آتی بازار خوش‌بین یا بدبین هستند (توحیدی، ۱۳۹۸). در این پژوهش، به روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی، یک شاخص ترکیبی احساسی[1] متشکل از ترکیب چندین متغیر و نماگر احساسی استخراج شده است. در این پژوهش ابتدا هفت متغیر بر اساس فراوانی کاربرد در

1. Composite Sentiment Index

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2025-12-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.2.8]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.51]

پژوهش‌های مختلف، محدودیت‌های دسترسی به داده‌ها و مشورت با صاحب‌نظران انتخاب شدند که در ادامه تبیین می‌شوند:

(١) حجم ماهانه معاملات خرد به حجم کل معاملات بازار سهام: احتمال این‌که سرمایه‌گذاران خرد و بی‌تجربه در معرض احساسات قرار گیرند بیش‌تر از سرمایه‌گذاران نهادی است . باربِر، اُدین و ژو (٢٠٠٦) با تحقیق در داده‌های معاملاتی سطح خرد در می‌یابند که سرمایه‌گذاران خرد سهم‌ها را با یک هم‌آوایی خریدوفروش کرده که سازگار با احساسات سامانمند است.

(٢) حجم ماهانه معاملات آنلاین به حجم کل معاملات بازار سهام: زمانی که احساس خوش‌بینی و هیجانات در بازار بالاست، حجم معاملات آنلاین افزایش می‌یابد و برعکس زمانی که هیجانات کاهش یافته و احساس بدبینی رایج باشد، حجم معاملات آنلاین کاهش خواهد یافت. این سنجه پس از مشورت با خبرگان و صاحب‌نظران به مجموع متغیرها اضافه شده است.

(٣) نسبت ماهانه کدهای معاملاتی فعال به کل کدهای معاملاتی بازار: در این تحقیق بجای کدهای معاملاتی جدید _که در تحقیقات مختلفی مورد استفاده قرار گرفته است (وُو و هان، ٢٠٠٧؛ ژانگ و یانگ، ٢٠٠٩) _ داده‌های مربوط به تعداد کدهای فعال مدنظر قرار گرفت. منظور از کدهای فعال، کدهایی است که حداقل ٤ معامله در ماه (هر هفته یک معامله) انجام داده باشند. این نسبت گویای این است که با افزایش احساسات و هیجانات معامله‌گران در بازار، تعداد کدهای فعال بیشتر خواهد شد. این نسبت پس از نظرسنجی از خبرگان و بر اساس شرایط بازار سهام ایران به‌عنوان جایگزین کدهای جدید، انتخاب شده است.

(٤) متوسط بازدهی هفته اول عرضه‌های عمومی اولیه: بِیکِر و وُوگِلِر (٢٠٠٦) این شاخص را یک متغیر خوب برای نشان دادن گرایش احساسی سرمایه‌گذاران عنوان کرده‌اند. در ایران با توجه به محدودیت دامنه نوسان، با نظر صاحب‌نظران و خبرگان به‌جای بازدهی روز اول، بازدهی پنج روز اول (هفته اول کاری) در نظر گرفته شده است

(٥) نسبت ارزش ماهانه صدور واحدهای صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام به ارزش ابطال آن: براون و کلیف (٢٠٠٤) پیشنهاد کرده‌اند که جابجایی‌های سرمایه‌گذاران میان صندوق‌های سهام رشدی ریسکی و صندوق‌های با درآمد ثابت بدون ریسک می‌تواند به‌عنوان یک سنجه گرایش احساسی سرمایه‌گذار مورد استفاده قرار گیرد. بر اساس نظر خبرگان با توجه به این‌که جریان ورودی و خروجی صندوق‌های با درآمد ثابت در ایران علاوه بر احساسات،

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2025-12-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.2.8]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.51]

به‌شدت تحت تأثیر سیاست‌های پولی و اعتباری بانک مرکزی در تعیین نرخ سود بانکی است، بنابراین تنها جریانات نقدی ورودی و خروجی به صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام در نظر گرفته شد.

(٦) نسبت سهام در پرتفوی صندوق‌های سرمایه‌گذاری: این نسبت بیانگر این است که زمانی که احساسات و هیجانات در بازار بالا بوده و جوّ خوش‌بینی در بازار وجود داشته باشد، مدیران صندوق‌ها (چه صندوق‌های با درآمد ثابت و چه صندوق‌های سهامی) و سبدها تمایل بیشتری به نگه‌داری سهام (با توجه به حد نصاب‌ها و محدودیت‌های مقرراتی) در پرتفوی خود دارند

(٧) حجم ماهانه معاملات سهام توسط صندوق‌ها و شرکت‌های سبدگردان به حجم کل معاملات بازار: در اینجا نیز حجم معاملات حقوقی‌ها (به‌طور خاص صندوق‌ها و شرکت‌های سبدگردانی) به‌عنوان نماگری برای نشان دادن گرایش‌های احساسی این دسته در نظر گرفته شده است.

درنهایت بر اساس مقدار ویژه (درصد واریانس مؤلفه اول) و مقادیر بار عاملی (ضرایب) متغیرها در مؤلفه اول PCA، تنها سه متغیر در شاخص نهایی باقی ماندند که دو متغیر «حجم ماهانه معاملات خرد به حجم کل معاملات بازار سهام (V_S)» و «حجم ماهانه معاملات آنلاین به حجم کل معاملات بازار سهام (V_O)» مربوط به معامله‌گران خرد و حقیقی و یک متغیر «حجم ماهانه معاملات سهام توسط صندوق‌ها و شرکت‌های سبدگردان به حجم کل معاملات بازار (V_f)» مربوط به معامله‌گران نهادی و حقوقی است. برخی پژوهش‌ها مانند چاکراوارتی (٢٠٠١) و کارو و سانسِتا (٢٠٠٥) مطرح می‌کنند که صرفاً معامله‌گران خرد، جزء معامله‌گران اختلال‌زا قرار می‌گیرند، درحالی‌که پژوهش‌های دیگر مانند ویلمن و همکاران (٢٠٠٦) و پودولسکی و همکاران (٢٠٠٩) عنوان می‌کنند معامله‌گران نهادی ازجمله مدیران صندوق‌ها و مدیران سبد نیز ممکن است در معاملات اختلال‌زا درگیر شوند؛ بنابراین متغیرهای احساسی این پژوهش هم مربوط به معامله‌گران خرد و حقیقی و هم مربوط به معامله‌گران نهادی و حقوقی هستند. داده‌های مورد استفاده

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2025-12-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.2.8]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.51]

مربوط به بازار اول و دوم بورس اوراق بهادار و بازار فرابورس هستند که از سایت بورس اوراق بهادار تهران[1] استخراج شده‌اند.

ب. متغیرهای کنترل

متغیرهای کنترل این پژوهش عبارت‌اند از: تورم، قیمت نفت برنت، قیمت طلا (قیمت سکه بهار آزادی طرح قدیم)، نقدینگی و نرخ ارز (نرخ برابری دلار). این متغیرها هم در جهت حذف اثر عوامل بنیادین در بروز احساسات در استخراج شاخص ترکیبی گرایش احساسی استفاده شده است و هم تلاطم و نااطمینانی این متغیرها در مدل لاجیت نهایی مورد استفاده قرار گرفته است. داده‌های ماهانه تورم، نقدینگی، نرخ برابری دلار و قیمت سکه بهار آزادی از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و مجله نماگرهای اقتصادی و داده‌های ماهانه قیمت نفت برنت از اداره اطلاعات انرژی آمریکا[2] استخراج شده است.

۲-۱-۳. متغیر وابسته

متغیر وابسته در این پژوهش، یک متغیر دو ارزشی است که دو حالت انتخابی صفر و یک را اختیار می‌کند که صفر نشان‌دهنده عدم بروز حباب و یک نشان‌دهنده بروز حباب در شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران[3] است.

٤. داده ها و نتایج تجربی

جهت سنجش میزان تأثیر معامله‌گران اختلال‌زا بر بروز حباب در بورس اوراق بهادار تهران مراحل زیر طی می‌شود.

١-٤. مرحله اول: استخراج متغیر برای معامله‌گران اختلال‌زا و هیجانی

در این پژوهش همانند بسیاری از پژوهش‌های خارجی (بیکر و ووگلر، ۲۰۰۶ و ۲۰۰۷؛ وینمور مازویونا، ۲۰۱۵ و پی اِن، ۲۰۱۹) از روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی برای استخراج یک شاخص ترکیبی گرایش احساسی استفاده شده و مؤلفه مشترک اول به‌عنوان شاخص

1. https://www.tse.ir/
2. U.S. Energy Information Administration
3. Tehran Stock Exchange Price Index (TEPIX)

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2025-12-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.2.8]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.51]

در نظر گرفته شده است. معیار برای تعیین مؤلفه مشترک اول، مقدار ویژه (درصد واریانس مؤلفه اول) و مقادیر بار عاملی (ضرایب) متغیرها در مؤلفه اول بودند که در این پژوهش بر اساس این معیارها، ابتدا هفت متغیر وارد مدل شدند اما درنهایت سه متغیر در مؤلفه مشترک اول باقی ماندند. خاطر نشان می‌شود گاهی گرایش احساسی و هیجانات ممکن است ناشی از تغییر برخی عوامل بنیادین باشد (بیکر و وُوگلر، ۲۰۰۷)؛ بنابراین برای خالص‌سازی احساسات و حذف اثرات عوامل بنیادین، پس از تعدیل فصلی و حذف اثرات تقویمی فصلی هر یک ازسری‌های زمانی، مدل سری زمانی ARIMA برای هر یک از متغیرهای احساسی استخراج‌شده اجرا شده (جدول ۱) و جزء اخلال و پسماند هر مدل به‌عنوان شاخص گرایش احساسی خالص در PCA مورد استفاده قرار گرفت.

جدول ۱. تخمین مدل ARIMA برای هر یک از متغیرهای گرایش احساسی

مدل ARIMA برای لگاریتم نسبت حجم معاملات آنلاین به حجم کل معاملات (VO)				
متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال متغیر
C	-۲/۰۱۴۲	۰/۶۶۳۹	-۳/۰۳۳۷	۰/۰۰۳۴
AR(1)	۰/۹۸۸۶	۰/۰۲۳۴	۴۲/۳۰۱	۰/۰۰۰
MA(1)	-۰/۴۸۵۴	۰/۱۰۹۵	-۴/۴۳۱۴	۰/۰۰۰
SIGMASQ	۰/۰۴۹۹	۰/۰۰۸۷	۵/۷۳۸۰	۰/۰۰۰
مدل ARIMA برای لگاریتم نسبت حجم معاملات خرد به حجم کل معاملات (VS)				
C	-۰/۸۰۵۳	۰/۱۵۴۹	-۵/۱۹۹۰	۰/۰۰۰
AR(1)	۰/۹۳۴۸	۰/۰۶۲۰	۱۵/۰۷۶۶	۰/۰۰۰
MA(1)	-۰/۶۰۳۹	۰/۱۴۱۷	-۴/۲۶۲۰	۰/۰۰۰۱
SIGMASQ	۰/۰۴۲۳	۰/۰۰۶۱	۶/۹۲۵۲	۰/۰۰۰
مدل ARIMA برای حجم ماهانه معاملات سهام توسط صندوق‌ها و شرکت‌های سبدگردان به حجم کل معاملات بازار (Vf)				
C	-۴/۱۶۱	۰/۱۱۸	-۳۵/۲۴۸	۰/۰۰۰
AR(1)	۰/۵۹۷	۰/۰۷۷	۷/۷۷۹	۰/۰۰۰
SIGMASQ	۰/۱۴۶	۰/۰۲۳	۶/۴۷	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2025-12-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.2.8]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.51]

جدول ۲، درصد واریانس کل تبیین شده توسط مؤلفه‌های مشترک استخراج‌شده در مدل PCA برای این سه متغیر را نمایش می‌دهد. مطابق داده‌های این جدول، مقدار ویژه مؤلفه مشترک اول (PCA_1) به‌عنوان شاخص ترکیبی موردنظر ۷۱/۳۷ درصد است که گویای آن است که شاخص ترکیبی استخراج‌شده ۷۱/۳۷ درصد واریانس کل را تبیین خواهد کرد و مقدار مطلوبی است.

جدول ۲. درصد واریانس کل تبیین شده توسط مؤلفه‌های مشترک استخراج‌شده

مؤلفه	بردارهای ویژه اولیه			مشخصه‌های مربوط به شاخص ترکیبی انتخابی (مؤلفه مشترک اول)		
	کل	درصد از واریانس	درصد تجمعی از واریانس	کل	درصد از واریانس	درصد تجمعی از واریانس
۱	۲/۱۴۱	۷۱/۳۶۶	۷۱/۳۶۶	۲/۱۴۱	۷۱/۳۶۶	۷۱/۳۶۶
۲	۰/۷۰۸	۲۳/۶۱۰	۹۴/۹۷۶			
۳	۰/۱۵۱	۵/۰۲۴	۱۰۰/۰۰			

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همچنین در (۶)، میزان تأثیر هر متغیر در تخمین مؤلفه مشترک اول در قالب ضرایب امتیاز عناصر (بار عاملی) ارائه شده است که همگی بالاتر از ۰/۶ است.

$$SENT_i=0/916\ EVO+0/929\ EVS+0/661\ EV \qquad (۶)$$

۲-٤. مرحله دوم: سنجش شوک‌ها و تکانه‌های متغیرهای مربوط به بازارهای رقیب

پس از اطمینان از ایستایی سری‌های زمانی[1] تورم، قیمت نفت برنت، قیمت طلا (قیمت سکه بهار آزادی طرح قدیم)، نقدینگی و نرخ ارز، برای برآورد مدل EGARCH هر یک از متغیرهای پیش‌گفته، ابتدا باید معادله میانگین شرطیِ هر یک از سری‌های زمانی برآورد شود. الگوی مناسب برای سری زمانی هر یک از متغیرها با استفاده از روش باکس_جنکینز و بر اساس نمودار همبستگی‌نگار پسماند مدل‌ها (پیوست‌های شماره ۸ الی ۱۲) و کمترین

۱. برای آزمون مانایی هر یک از سری‌های زمانی مورد استفاده، آزمون ریشه واحد KPSS انجام شده است

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2025-12-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.2.8]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.51]

معیار اطلاعات آکائیک (AIC) و شوارتزبیزین (SBC)، برآورد شده تا پس از دستیابی به الگوی بهینه، مدل EGARCH بر روی پسماند هر مدل اجرا شود. جدول ۳ به ترتیب معادله‌های واریانس شرطی تورم، نرخ ارز، قیمت طلا، قیمت نفت و نقدینگی را نشان می‌دهد. برای انتخاب مناسب‌ترین مدل برای معادله واریانس شرطی، از نمودار همبستگی‌نگار مربوط به مربع پسماندهای حاصل از برآورد مدل ARMA برای هر یک از متغیرها، استفاده شده است. همچنین نتایج آزمون واریانس همسانی ARCH بر روی پسماند مدل‌های EGARCH نیز نشان‌دهنده عدم وجود اثر ARCH در باقی‌مانده مدل‌هاست.

جدول ۳. نتایج برآورد مدل تلاطم متغیرهای کنترل

معادله میانگین شرطی تورم	متغیر	α_0	AR(1)	AR(2)	MA(1)
	ضریب	۶/۸۶۰۷	۱/۷۷۲۱*	-۰/۷۷۳۸*	-۰/۴۱۶۳*
	انحراف معیار	۰/۲۰۹۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۷۷۳
معادله واریانس شرطی تورم	متغیر	β_0	$\left\|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\|$	$\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$	$log(\sigma_{t-1}^2)$
	ضریب	-۱/۶۶۱۶	-۰/۴۹۸۴*	۰/۵۷۳۲*	۰/۸۰۶۶*
	انحراف معیار	۰/۶۸۹۶	۰/۱۹۵۹	۰/۱۴۴۹	۰/۰۶۳۷
معادله میانگین شرطی نرخ ارز	متغیر	α_0	AR(1)	MA(1)	
	ضریب	۱۰/۸۰۷۷*	۰/۹۸۰۵۰*	۰/۳۷۱۶*	
	انحراف معیار	۰/۴۳۳۲	۰/۰۰۵۶	۰/۱۴۷۲	
معادله واریانس شرطی نرخ ارز	متغیر	β_0	$\left\|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\|$	$\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$	$\log(\sigma_{t-1}^2)$
	ضریب	-۱/۹۴۳۹	۰/۷۲۲۹**	۰/۲۸۰۲	۰/۷۸۴۱*
	انحراف معیار	۰/۴۰۴۳	۰/۳۶۱۷	۰/۱۷۹۹	۰/۰۵۷۷
معادله میانگین شرطی قیمت طلا	متغیر	α_0	@Trend	AR(1)	MA(1)
	ضریب	۸/۵۰۸۸	۰/۰۱۲۴*	۰/۹۶۷۰*	۰/۲۳۰۲**
	انحراف معیار	۰/۰۶۷۹	۰/۰۰۱۸	۰/۰۲۵۱	۰/۱۰۰۴
معادله واریانس شرطی قیمت طلا	متغیر	β_0	$\left\|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\|$	$\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$	$\log(\sigma_{t-1}^2)$
	ضریب	۰/۰۳۵۱	-۰/۳۴۱۲*	۰/۱۹۵۳***	۰/۹۶۴۳*
	انحراف معیار	۰/۱۱۰۱	۰/۱۱۷۲	۰/۱۰۴۳	۰/۰۰۰
معادله میانگین شرطی	متغیر	α_0	AR(1)	AR(2)	MA(1)

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2025-12-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.2.8]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.51]

قیمت نفت	ضریب	۴/۴۶۸۹	۰/۱۵۶۴*	۰/۷۸۵۴*	۰/۹۸۵۷*
	انحراف معیار	۰/۱۹۶۵	۰/۰۳۴۴	۰/۰۲۵۲	۰/۰۰۴۵
معادله واریانس شرطی قیمت نفت	متغیر	β_0	$\left\|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\|$	$\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$	$\log(\sigma^2_{t-1})$
	ضریب	-۳/۲۳۴۹	-۰/۵۵۶۵**	-۱/۲۴۷۸*	۰/۳۶۶۹
	انحراف معیار	۰/۶۲۷۲	۰/۲۶۱۹	۰/۱۸۴۹	۰/۱۳۶۹
معادله میانگین شرطی نقدینگی	متغیر	α_0	@Trend	AR(1)	MA(1)
	ضریب	۱۴/۸۴۸۹	۰/۰۲۱۱*	۰/۸۶۵۹*	-۰/۱۵۶۷*
	انحراف معیار	۰/۰۰۲۰	۰/۰۰۱۸	۰/۰۲۴۶	۰/۰۴۶۷
معادله واریانس شرطی نقدینگی	متغیر	β_0	$\left\|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right\|$	$\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$	$\log(\sigma^2_{t-1})$
	ضریب	-۲/۱۶۲۵	-۰/۵۸۷۵***	-۰/۶۳۱۷*	۰/۷۳۸۰*
	انحراف معیار	۰/۹۴۱۲	۰/۳۳۲۵	۰/۱۸۳۲	۰/۱۰۷۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۳-٤. مرحله سوم: آزمون تشخیص حباب و تعیین دوره‌های حبابی در بورس اوراق بهادار

در این بخش، آزمون GSADF بر روی شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران انجام می‌شود که توسط فیلیپس و همکاران (۲۰۱۴) پیشنهاد شده است. همچنین برخی پژوهش‌های داخلی چون جعفری صمیمی و بالونژاد نوری (۱۳۹۴)، بیابانی خامنه و همکاران (۱۳۹۵) و راسخی و همکاران (۱۳۹۵ و ۱۳۹۶) از این روش برای سنجش حباب در بازار سهام و ارز ایران استفاده نموده‌اند. نتیجه آزمون GSADF جهت تشخیص حباب در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول ٤. نتایج آزمونGSADF

آزمون GSADF				
متغیر	آماره t	مقدار بحرانی در سطح ۱٪	مقدار بحرانی در سطح ۵٪	مقدار بحرانی در سطح ۱۰٪
شاخص قیمت سهام	۳/۶۸۹۵۳۸	۱/۶۰۶۳۰۶	۱/۰۸۹۹۲۱	۰/۸۴۷۰۳۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس این آزمون، آماره t از مقادیر بحرانی در تمام سطوح معناداری بزرگ‌تر است، لذا وجود رفتار انفجاری در تمام سطوح معناداری تأیید می‌شود. تأیید این رفتار انفجاری

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2025-12-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.2.8]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.51]

شواهدی قوی مبنی بر وجود حباب در بازار سهام برای دوره مورد بررسی است. برای تشخیص دوره‌های شروع و انفجار هر حباب، فیلیپس و دیگران (۲۰۱۴) استفاده از توالی‌های نمونه‌ای گسترش یابنده عقب‌گرد[1] را توصیه می‌کنند. فرض کنیم که نقطه پایان در r_2 ثابت بوده و نقطه شروع در r_1 میان بازه $[0, r_2 - r_0]$ حرکت کند. این توالی ADF به‌صورت ذیل نشان داده می‌شود:

$$BADF_{r_1}^{r_2} \quad 0 \leq r_1 \leq r_2 - r_0 \qquad (۷)$$

درنتیجه آماره GSADF عقب‌گرد مقدار سوپریم توالی آماره ADF تعریف می‌شود:

$$GSADF(r_0) = \sup_{r_2 \in [r_0, 1]} \{BSADF_{r_2}(r_0)\} \qquad (۸)$$

تاریخ شروع (پایان) هر حباب متناظر با اولین تاریخی است که آماره[2] BSADF آن بزرگ‌تر (کوچک‌تر) از مقادیر بحرانی شود که توسط شبیه‌سازی مونت کارلو برآورد می‌شود. این مقادیر بحرانی با توجه به توزیع تجربی هر آماره تحت فرض صفر محاسبه می‌شوند.[3] با توجه به این‌که بازه زمانی مورد بررسی سال ۱۳۹۰- ۱۳۹۵ است، لذا با توجه به رویکرد عقب‌گرد آزمون، برای مشخص کردن دوره‌های حبابی از ابتدای سال ۱۳۹۰، در این تحقیق باید داده‌های ماهانه سال‌های قبل از ۱۳۹۰ را نیز لحاظ کنیم.

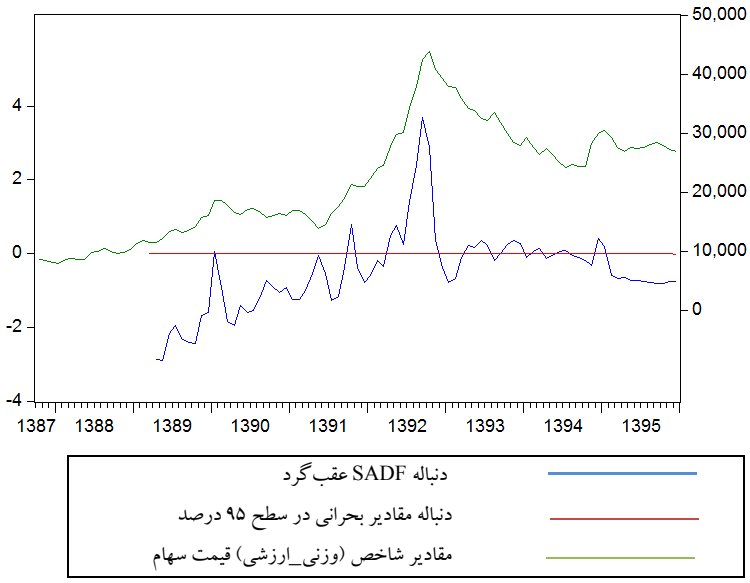
نمودار ۲ نتایج حاصل از آزمون GSADF را نمایش می‌دهد. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، بازار سهام ایران در دوره‌های ۱۳۹۰:۱، ۱۳۹۱:۱۰، ۱۳۹۲:۴، ۱۳۹۲:۵، ۱۳۹۲:۶، ۱۳۹۲:۷، ۱۳۹۲:۸، ۱۳۹۲:۹، ۱۳۹۲:۱۰، ۱۳۹۲:۱۱، ۱۳۹۳:۴، ۱۳۹۳:۵، ۱۳۹۳:۶،

1. Backward Expanding Sample Sequences
2. Backward Sup ADF Test

۳. توضیحات مبسوط روش‌های پیش‌گفته بر مبنای روش‌های آمار ریاضی در تحقیق فیلیپس و همکاران (۲۰۱۱ و ۲۰۱۴) ارائه شده است

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2025-12-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.2.8]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.51]

۱۳۹۳:۷، ۱۳۹۳:۱۰، ۱۳۹۳:۱۱، ۱۳۹۳:۱۲، ۱۳۹۴:۳، ۱۳۹۴:۷، ۱۳۹۴:۱۲، ۱۳۹۵:۱، دارای حباب قیمتی بوده و قیمت‌گذاری سهام در این ماه‌ها مطابق با ارزش بنیادی سهام نبوده است.



نمودار ۲. نتایج حاصل از آزمون GSADF برای شناسایی دوره‌های حبابی

مأخذ: یافته‌های پژوهش

٤-٤. مرحله چهارم: سنجش نقش معامله‌گران اختلال‌زا در بروز ضرر (حباب)

برای سنجش نقش معامله‌گران اخلال زا در بروز حباب از مدل رگرسیون لاجیت استفاده شده است. با توجه به این‌که بروز حباب نتیجه احساسات و هیجانات خوش‌بینانه در بازار است؛ بنابراین در این مرحله ابتدا شاخص گرایش احساسی استخراج‌شده به دو حالت احساسات و هیجانات خوش‌بینانه[1] و احساسات و هیجانات بدبینانه[2]، بر اساس علامت مثبت یا منفی مقادیر ماهانه گرایش احساسی، طبقه‌بندی می‌شوند. مقادیر مثبت شاخص، نشان‌دهنده احساسات خوش‌بینانه و مقادیر منفی، نشان‌دهنده احساسات بدبینانه است. سپس اثر هیجانات و احساسات

1. Optimistic Sentiment (OPTNEW)
2. Pessimistic Sentiment (PESSNEW)

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2025-12-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.2.8]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.51]

خوش‌بینانه بر بروز حباب سنجیده می‌شود. نتایج حاصل از برآورد رگرسیون لاجیت در جدول ۵ ذکر شده است. همان‌طور که در این جدول ملاحظه می‌شود اثر گرایش احساسی خوش‌بینانهٔ بدون وقفه و با وقفه، بر بروز حباب، مثبت و در سطح احتمال ۱ درصد معنی‌دار است.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2025-12-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.2.8]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.51]

همچنین اثر تلاطم و نوسان نقدینگی و نرخ ارز بر بروز حباب مثبت و اثر نوسان قیمت طلا بر بروز حباب منفی و همگی در سطح ۱۰ درصد معنادار هستند؛ بنابراین با افزایش احساسات و هیجانات خوش‌بینانه و همچنین افزایش تلاطم و نوسانات نقدینگی و نرخ ارز، احتمال بروز حباب بیشتر می‌شود. احتمال آماره LR در مدل لاجیت بیانگر احتمال یا سطح معنی‌دار بودن نسبت درستنمایی بوده و معنی‌داری کلی رگرسیون لاجیت را نشان می‌دهد احتمال آماره آزمون LR برابر ۰,۰۰ است که نشان‌دهنده معنی‌داری کلی رگرسیون لاجیت در سطح اطمینان ۱ درصد است.

جدول ۵. نتایج مدل لاجیت برای تشخیص نقش احساسات خوش‌بینانه در بروز حباب قیمتی در بازار سهام

متغیر	C	OPTNEW	OPTNEW(-1)	LOG(GGOLD)	LOG(GLIQ(-1))	LOG(GEXR(-1))
ضریب	۱/۶۰۹۸۷۵	۱/۶۷۸۳۷۳*	۱/۹۵۵۱۲۲*	-۱/۳۵۵۹۵۹*	۰/۸۶۱۴۴۷***	۰/۶۵۵۷۴۷***
انحراف معیار	۳/۲۲۵۴۴۶	۰/۶۱۰۸۸۲	۰/۵۸۸۴۲۰	۰/۴۱۸۱۶۷	۰/۴۵۰۱۴۴	۰/۳۵۲۹۷۰
احتمال	۰/۶۱۷۷	۰/۰۰۶۰	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۱۲	۰/۰۵۵۷	۰/۰۶۳۲
ضریب R^2 مَک فادِن		۰/۳۲				
LR(نسبت درستنمایی)		۲۷/۰۵				
احتمال (LR statistic)		۰/۰۰۰				
*، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطوح احتمال ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ است.						

مأخذ: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2025-12-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.2.8]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.51]

با توجه به این‌که مدل لاجیت مدلی لگاریتمی است، تفسیر ضرایب آن نمی‌تواند مستقیماً صورت گیرد؛ راهکاری که در این زمینه استفاده می‌شود، به‌کارگیری اثر حاشیه یا اثر نهایی[1] متغیرهاست. برای اندازه‌گیری تأثیر هرکدام از متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته مدل از اثرات نهایی استفاده می‌شود. اثر نهایی هرکدام از متغیرها عبارت است از مقدار تغییر در احتمالات پیش‌بینی‌شده متغیر وابسته مدل یعنی بروز حباب، به ازای یک واحد تغییر در آن متغیر خاص توضیحی، در حالتی که بقیه متغیرها ثابت باشند. معمولاً اثر نهایی X بر Y را به ازای مقادیر متوسط X_iها حساب می‌کنند:

$$\frac{dP(Y_i = 1)}{dX_i} = g(\hat{\beta}1 + \hat{\beta}2\bar{X}2 + \cdots + \hat{\beta}k\bar{X}k)\hat{\beta}i \qquad \text{معادله (۹)}$$

در جدول ۶ نتایج اثرات نهایی کلیه متغیرها در احتمال بروز حباب ذکر شده است. با تخمین اثر نهایی (حاشیه‌ای)، با افزایش یک واحد احساسات خوش‌بینانه در بازار سهام، احتمال بروز حباب ۲۴ درصد و به ازای یک واحد افزایش احساسات خوش‌بینانه با وقفه، احتمال وقوع حباب ۲۸ درصد افزایش خواهد یافت که میزان قابل‌ملاحظه‌ای است. همچنین با افزایش یک واحد نوسان در نقدینگی و نرخ ارز، به ترتیب ۱۲ و ۱۰ درصد احتمال بروز حباب افزایش خواهد یافت. همچنین اثر نوسان قیمت طلا بر بروز حباب منفی بوده و یک واحد افزایش در قیمت طلا، ۲۰ درصد احتمال بروز حباب را کاهش می‌دهد.

جدول ٦. نتایج محاسبه اثر نهایی هر یک از متغیرهای مستقل

متغیر	اثر نهایی
C	...
OPTNEW	۰/۲۴
OPTNEW(-1)	۰/۲۸
LOG(GGOL)	-۰/۲۰
LOG(LIQ(-1))	۰/۱۲
LOG(GEXR(-1)	۰/۱۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

1. Marginal Effect

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2025-12-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.2.8]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.51]

۵. نتیجه گیری

همان‌طور که اشاره شد، وجود خلاف قاعده‌ها، نوسانات بیش‌ازحد و حباب‌ها ازجمله مواردی است که طی چند دهه اخیر شک و تردید نسبت به فرضیه بازار کارا را افزایش داده است. برخی اندیشمندان مالی رفتاری وجود معامله‌گران غیر عقلایی (اختلال‌زا) را در بازارهای مالی اثبات نموده‌اند که سبب فاصله بازار از کارایی می‌شود. درواقع در ادبیات مالی رفتاری، وجود نوسان بیشتر ممکن است نشان‌دهنده وجود معامله‌گران اختلال‌زای بیشتر در بازار و تمایل یا توانایی کمتر معامله‌گران عقلایی برای خنثی کردن اثر آن‌ها باشد که منجر به کاهش کارایی سیستم قیمت‌گذاری بازار می‌شود (دلانگ و همکاران، ۱۹۸۹).

در این پژوهش، اثر معاملات اختلال‌زا بر بروز حباب در بورس اوراق بهادار مورد سنجش قرار گرفت. برای تبیین رفتار معامله‌گران اختلال‌زا، مطابق با پژوهش‌های ورما و ورما[1] (۲۰۰۷)، یوگر و تاس (۲۰۱۴)، رحمان (۲۰۱۳) و کنگ و ایشاق[2] (۲۰۱۵) با ترکیب نماگرها و متغیرهای احساسی مختلف، یک شاخص ترکیبی گرایش احساسی به روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی (PCA) استخراج گردید. در مرحله بعد، بر اساس پژوهش‌های فیلیپس و همکاران (۲۰۱۱ و ۲۰۱۴)، با استفاده از آزمون سوپریم ADF تعمیم‌یافته (GSADF)، وجود حباب و دوره‌های حباب در شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران تشخیص داده شد و درنهایت اثر معامله‌گران اختلال‌زا بر بروز حباب از طریق مدل لاجیت مورد سنجش قرار گرفت. در این مدل، تلاطم و نااطمینانی یک سری متغیرهای مربوط به بازارهای رقیب، به‌عنوان متغیرهای کنترل به مدل اضافه شد. نتایج نشان‌دهنده آن است که اثر گرایش احساسی خوش‌بینانه (OPTNEW) و وقفه اول آن ((OPTNEW(-1)) بر بروز حباب، مثبت و در سطح احتمال ۱ درصد معنی‌دار است که سازگار با نتایج پژوهش‌های زانگی و چاو (۲۰۱۵)، برگِر و تارتِل (۲۰۱۵) و . بِیر و همکاران (۲۰۲۰) است. تخمین اثر نهایی (حاشیه‌ای) گویای آن است که افزایش یک واحد احساسات خوش‌بینانه و

1. Verma and Verma
2. Coung & Ishaq

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2025-12-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.2.8]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.51]

احساسات خوش‌بینانه با وقفه در بازار سهام، احتمال بروز حباب را به ترتیب ۲۴ و ۲۸ درصد افزایش می‌دهد که میزان قابل‌ملاحظه‌ای است. همچنین با افزایش یک واحد نوسان در نقدینگی و نرخ ارز، به ترتیب ۱۲ و ۱۰ درصد احتمال بروز حباب افزایش خواهد یافت. همچنین اثر نوسان قیمت طلا بر بروز حباب منفی بوده و یک واحد افزایش در قیمت طلا، ۲۰ درصد احتمال بروز حباب را کاهش می‌دهد

بر اساس نتایج حاصل از پژوهش و اثرپذیری قابل‌ملاحظه بورس اوراق بهادار تهران از گرایش احساسی بازار، پیشنهاد می‌شود برای کنترل تبعات حضور گسترده معامله‌گران اختلال‌زا در بازار از ابزارهای سیاستی متنوعی نظیر تغییر دامنه نوسان، افزایش وقفه‌های معاملاتی، اعمال سیاست‌های مالیاتی و ...استفاده نموده و با افزایش سطح آموزش و فرهنگ‌سازی معامله‌گران خرد، از بروز رفتار احساسی و هیجانی در بازار کاسته شود.

تقدیر و تشکر

از همکاری مرکز پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی سازمان بورس و اوراق بهادار در نگارش این اثر تقدیر و تشکر می نماید.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2025-12-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.2.8]

[DOI: 10.52547/jemr.11.42.51]

منابع و مآخذ

- Abbasian, E., Farzanegan, E. (2012). Tehran Stock Exchange Bubbles and Noise Traders Behavior. Journal of Economic Research (Tahghighat-E- Eghtesadi), 46(3), pp 133-153. (in Persian)
- Aziz Khan, Mehwish & Ahmad, Eatzaz (2018), Measurement of Investor Sentiment and Its Bi-Directional Contemporaneous and Lead–Lag Relationship with Returns: Evidence from Pakistan, Sustainability, 11(1), pp 1-20.
- Baker M. and Wurgler J. (2006), Investor Sentiment and the Cross Section of Stock Returns, Journal of Finance, 61(4), pp 1645–1680
- Baker, M. and Wurgler J. (2007), Investor Sentiment in the Stock Market. Journal of Economic Perspectives, 21 (2), pp 129-152.
- Beer, Francisca and Zouaoui, Mohamed (2011), Measuring Investor Sentiment in the Stock Market, Working Papers CREGO 1110901, Université de Bourgogne, CREGO EA7317 Centre de recherches en gestion des organisations.
- Berger David, Turtle Harry J., (2015), Sentiment bubbles, Journal of Financial Markets, 23 (3), pp 59-74.
- Beyer, S.B., Hughen, J.C. and Kunkel, R.A. (2020), Noise Trading and Stock Market Bubbles: What the Derivatives Market is Telling Us, Managerial Finance, 46 (9), pp 1165-1182.
- Biabany Khameneh, K., Khazaei, S., Afsharian, A. (2016). Testing for Explosive behavior and bubbles In Iran's Stock Market. Financial Knowledge of Securities Analysis, 9 (29), pp 111-125. (in Persian)
- Black, F., (1986), Noise, Journal of Finance, Volume 41(3), pp 528-543.
- Brown, G.W. and M.T. Cliff, (2004), "Investor Sentiment and the Near Term Stock Market". Journal of Empirical Finance, 11(1), pp 1-27.
- Caspi, Itamar. (2016). Rtadf: Testing for Bubbles with EViews. Journal of Statistical Software. 81, pp 1-16.
- Chakraborty, M. and Subramaniam, S. (2020), Asymmetric Relationship of Investor Sentiment with Stock Return and Volatility: Evidence from India, Review of Behavioral Finance, 12 (4), pp. 435-454.
- Chakravarty, S. (2001), Stealth Trading: Which Traders' Trades Move Stock Prices. Journal of Financial Economics, 61 (2), pp 289 – 307.
- Chen Haiqian, Chong Terence, Tai Leung & She, Yingni. (2013), A Principal Component Approach to Measuring Investor Sentiment in China, MPRA Paper 54150, University Library of Munich, Germany
- Chen, C. H.; Hafner, C.M. (2019), Sentiment-Induced Bubbles in the Cryptocurrency Market. Journal of Risk and Financial Management, 12 (2), 53.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2025-12-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.2.8]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.51]

- Chowdhury H, Sharmin R, Rahman, M. (2014), Effect of Sentiment on the Bangladesh Stock Market Returns, 12th EBES Conference, Nanyang Technological University, Singapore
- Chuangxia Huang, Xin Yang, Xiaoguang Yang, and Hu Sheng. (2014), an Empirical Study of the Effect of Investor Sentiment on Returns of Different Industries, Mathematical Problems in Engineering, Research Article, Vol. 45, pp 1-11
- Chue, Timothy & Gul, Ferdinand & Mian, G. (2019). Aggregate Investor Sentiment and Stock Return Synchronicity. Journal of Banking & Finance. 108 (C).
- Cuong N. & Ishaq B.M., (2015). Investor Sentiment and Idiosyncratic Volatility Puzzle: Evidence from the Chinese Stock Market. Journal of Stock & Forex Trading. 4 (3), pp 1-13.
- De Long, J Bradford & Andrei Shleifer & Lawrence H. Summers & Robert J. Waldmann. (1990), Noise Trader Risk in Financial Markets, Journal of Political Economy, University of Chicago Press, 98(4), pp 703-738.
- De Long, J. B., Shleifer, A., Summers, L., Waldman, R. J. (1990). Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Rational Speculation. Journal of Finance, 45(2), pp 379-395
- De Long, J.B., Shleifer, A., Summers, L.H. and Waldmann, R.J. (1989), the Size and Incidence of the Losses from Noise Trading, the Journal of Finance, 44 (3), pp 681-696.
- Doojin Ryu, Heejin Yang & Doowon Ryu (2017) Investor Sentiment, Asset Returns and Firm Characteristics: Evidence from the Korean Stock Market, Investment Analysts Journal, 46(2), pp 132-147.
- Frazzini, Andrea & Lamont, Owen A. (2008), Dumb Money: Mutual fund Flows and the Cross-Section of Stock Returns, Journal of Financial Economics, Elsevier, 88(2), pp 299-322,
- Frugier, Alain. (2016). Returns, Volatility and Investor Sentiment: Evidence from European Stock Markets. Research in International Business and Finance. 38 (3), pp 45-55
- Glushkov, Denys. (2006), Sentiment Beta, Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=862444. https://doi.org/10.2139/ssrn.862444
- Greenwood, Robin, and Nagel Stefan. (2008), Inexperienced Investors and Bubbles, NBER Working Paper, No.w14111, Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=1149357
- Grossman, S., (1976), "On the Efficiency of Competitive Stock Markets Where Traders Have Diverse Information", Journal of Finance, 31, pp 573-585.

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2025-12-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.2.8]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.51]

- Heidarpour, F; Tari Verdi, Y and Mehrabi, M, (2013).the Effect aof Investor Sentiment on the Stock Return. Financial Knowledge of Securities Analysis 6 (17), pp 1-13. (in Persian)
- Jafari Samimi A, Balounejad Nouri R. (2015). The Test of Multiple Price Bubbles in Tehran Stock Market: an Application of the Generalized Supremum Augmented Dickey–Fuller. Journal of Economic Modeling Research, 6 (21), pp 7-33. (in Persian)
- Kline, R. B. (2005). Principles and Practice of Structural Equation Modeling, (2nd Edition). New York, NY: Guilford Press.
- Kurov, Alexander (2008), Information and Noise in Financial Markets: Evidence from the E□Mini Index Futures, Journal of Financial Research, Southern Finance Association; Southwestern Finance Association, 31(3), pp 247-270.
- Ling, David C. and Naranjo, Andy and Scheick, Benjamin (2010), Investor Sentiment and Asset Pricing in Public and Private Markets, 46th Annual AREUEA Conference Paper, Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=1717110
- Long, W., Zhao M., Tang, Y. (2021), Can the Chinese Volatility Index Reflect Investor Sentiment? International Review of Financial Analysis, Volume 73 (C).
- Nelson, D., (1991), Conditional Heteroscedasticity in Asset Returns: A New Approach, Econometrica, Volume 59 (2), pp 347-370.
- Pei-En, Lee. (2019), the Empirical Study of Investor Sentiment on Stock Return Prediction, International Journal of Economics and Financial Issues, 9(2), pp 119-124
- Phillips, P. C. B., Shi, S. P. and Yu, J. (2014), Specification Sensitivity in Right Tailed Unit Root Testing for Explosive Behaviour, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 76(3), pp 315–333.
- Phillips, P.C.B., Wu, Y., and Yu, J. (2011), Explosive Behaviour in the 1990s Nasdaq: When did Exuberance Escalate Asset Values? International Economics Review, 52 (1), pp 201–226.
- Podolski, Edward and Kalev, Petko S. and Duong, Huu Nhan (2008), Deafened by Noise: Do Noise Traders Affect Volatility and Returns? 21st Australasian Finance and Banking Conference 2008 Paper, Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=1253042.
- Rasekhi S, Elmi Z M, Shahrazi M. (2017) Testing for Multiple Bubbles in Iranian Foreign Exchange Market: the Application of RTADF Unit Root Tests. Journal of Economic Modeling Research. 7 (27), pp 7-39 .(in Persian)

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2025-12-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.2.8]

[DOI: 10.52547/jemr.11.42.51]

- Rasekhi, S., Shahrzadi, M., Elmi, Z., (2016). Detecting the Price Bubbles Periods: A Case Study of Tehran Stock Exchange Market. Quarterly Journal of Quantitative Economics, 13(3), pp 25-55. (in Persian)
- Rehman, M. (2013). Investor's Sentiments and Stock Market Volatility: an Empirical Evidence from Emerging Stock Market. Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences, 7 (1), pp 80-90.
- Rupande, Lorraine & Muguto, Hilary Tinotenda & Muzindutsi, Paul-Francois. (2019). Investor Sentiment and Stock Return Volatility: Evidence from the Johannesburg Stock Exchange. Cogent Economics & Finance. 7 (1). pp 1-16.
- Seok, Sang & Cho, Hoon & Ryu, Doojin. (2018). Firm-Specific Investor Sentiment and Daily Stock Returns. The North American Journal of Economics and Finance. 50 (C).
- Setayesh, M., Shamsedini, K. (2016). An Investigation of the Relationship between Investor Sentiment and Price Stocks in Tehran Stock Exchange (TSE). Journal of Accounting Advances, 8(1), pp 103-125. (in Persian)
- Shekarkhah, J., hazrati, A. (2018). Corporate Transparency and Impact of Investor Sentiment on Stock Prices. Empirical Research in Accounting, 7(4), pp 1-31. (in Persian)
- Shiller, Robert, (1984), Stock Prices and Social Dynamics, Brookings Papers on Economic Activity, 15 (2), pp 457-510
- Shiller, Robert, J. (2003). "From Efficient Markets Theory to Behavioral Finance." Journal of Economic Perspectives, 17 (1), pp 83-104.
- Summers, L.H. (1986), Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values? The Journal of Finance, 41(3), pp 591-601.
- Tohidi, M. (2020). Extracting Composite Sentiment Index for Tehran Stock Exchange. Journal of Asset Management and Financing, 8(2), pp 49-68. (in Persian)
- Uygur, U. and Taş, O. (2012), "Modeling the Effects of Investor Sentiment and Conditional Volatility in International Stock Markets", Journal of Applied Finance & Banking, 2 (5), pp 1-15.
- Uygur, U. and Taş, O. (2014), the Impacts of Investor Sentiment on Returns and Conditional Volatility of International Stock Markets, Quality & Quantity, 48 (3), pp 1165-1179.
- Verma, Rahul and Verma, Priti, (2007), Noise trading and stock market volatility, Journal of Multinational Financial Management, 17 (3), pp 231-243
- Verma. R., Baklaci, H., Soydemir, G., (2008). The Impact of Rational and Irrational Sentiments of Individual and Institutional Investors on

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2025-12-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.2.8]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.51]

DJIA and S&P500 Index Returns. Applied Financial Economics. 18(16), pp 1303-1317.
- Wang, L. H., Yang, C. P., (2005). Identification and Formation Mechanism of Irrational Bubbles. Management Review, 17(3), pp 9-13. (in Chinese)
- Watkins, B. (2002); Investor Sentiment, Trading Patterns and Return Predictability; (Electronic Thesis or Dissertation). Retrieved from https://etd.ohiolink.edu.
- Wei-Fong Pan (2020), Does Investor Sentiment Drive Stock Market Bubbles? Beware of Excessive Optimism, Journal of Behavioral Finance, 21(1), pp 27-41.
- Willman, P., Fenton, M., Nicholson, N., Soane, E. (2006), "Noise Trading and the Management of Operational Risk; Firms, Traders and Irrationality in Financial Markets", Journal of Management Studies, 43(6), pp 1357 – 1374
- Winmore Mazviona., B (2015), Measuring Investor Sentiment on the Zimbawe Stock Exchange, Asian Journal of Economic Modelling, 3(2), pp 21-32
- Y. Wu and L. Y. Han. (2007), "Imperfect Rationality, Sentiment and Closed End Fund Puzzle", Economic Research Journal, 42 (3), pp 117–129
- Yang, Chunpeng & Wu, Huihui. (2019). Chasing Investor Sentiment in Stock Market. The North American Journal of Economics and Finance, 50 (C).
- Zhu, Xiangxiang. (2012). Investor Sentiment and Volatility of Stock Index --An Empirical Analysis from the Perspective of Behavioral Finance. Advances in Applied Economics and Finance, 3, pp 627-629.
- Zongyi, Hu & Chao, Li, (2015). Investor Sentiment and Irrational Speculative Bubble Model, MPRA Paper 62108, Germany, University Library of Munich,

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2025-12-29]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.2.8]
[DOI: 10.52547/jemr.11.42.51]

[Downloaded from jemr.khu.ac.ir on 2025-12-29]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1399.11.42.2.8]

[DOI: 10.52547/jemr.11.42.51]

Measuring the Effect of Noise Trading on Bubbles in Tehran Stock Exchange

Mohammad Tohidi [1]

Received: 2020/05/17 Accepted: 2021/02/08

Abstract

Noise traders make decisions based on market sentiment and buy and sell assets based on unrelated information. These traders generally have poor timing, follow trends, and overreact to good or bad news. The experience of financial markets shows that noise traders cause excess volatility and deviation of the stock value from its intrinsic value. This study seeks to evaluate the role of noise traders on the occurrence of bubbles in the Tehran Stock Exchange in the period 2011 to 2017. Therefore, the research hypothesis is: "The effect of noise trading on the occurrence of bubbles in the Tehran Stock Exchange is positive and significant." In this study, PCA method is used to extract a composite sentiment index, The GSADF method also is employed to determine the bubble periods of the Tehran Stock Exchange price index. Finally, the logit method is applied to measure the effect of noise trading on the bubble in the stock market price index. The results show that the effect of noise trading on the occurrence of bubbles is positive and significant. Also, the estimation of the final marginal effect indicates that the increase of one unit of optimistic sentiment and optimistic sentiment with a lag in the stock market increases the probability of bubbles by 24 and 28%, respectively.

Keywords: Noise Traders, Investor Sentiment, Bubble, Tehran Stock Exchange.
JEL Classification: G01 ،G41 ،G10.

1. Assistant professor, Finance Department, Faculty of Islamic Studies and Management, Imam Sadiq University, Tehran, Iran (Corresponding Author) Email: tohidi@isu.ac.ir