

آزمون تجربی رفتار جمعی سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران

محمد عرب مازار یزدی *

احمد بدری **

افشین عزیزیان ***

چکیده

یکی از تورش‌های رفتاری شناخته شده در مالی رفتاری، پدیده رفتار جمعی است. این پدیده رفتاری به معنای صرف نظر کردن آگاهانه از اطلاعات و تحلیل‌های شخصی توسط سرمایه‌گذاران و اقدام به تقلید و تبعیت از رفتار دیگر سرمایه‌گذاران یا رفتار کل بازار می‌باشد. این پژوهش با استفاده از اطلاعات مبادلات سهام در بورس اوراق بهادار تهران و با به کارگیری مدل‌های مبتنی بر پراکندگی مقطعی بازده سهام شرکت‌ها و مدل مبتنی بر بتا در ساختار فضای حالت، پدیده رفتار جمعی را به طور تجربی مورد آزمون قرار می‌دهد. دوره زمانی بررسی، از ابتدای سال ۱۳۸۴ تا پایان سال ۱۳۹۰ با استفاده از مشاهدات هفتگی بازده و حجم مبادلات می‌باشد که در مجموع شامل ۲۱،۱۱۲ مشاهده بوده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران غالباً از استقلال عمل در اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری برخوردار نبوده و تبعیت از تصمیمات دیگران را به اتخاذ رویکرد مستقل ترجیح می‌دهند که به معنی تأیید پدیده رفتار جمعی در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. افزون بر آن، ارزیابی توان مقایسه‌ای مدل‌های مختلف نشان می‌دهد مدل مبتنی بر بتا در مقایسه با مدل‌های مبتنی بر پراکندگی بازده از توان توضیح‌دهندگی بالاتری در تبیین پدیده رفتار جمعی برخوردار است. واژگان کلیدی: مالی رفتاری، رفتار جمعی، پراکندگی مقطعی بازده، مدل فضای حالت، بورس اوراق بهادار تهران.

* دانشیار دانشگاه شهید بهشتی. arabmazar@yahoo.com

** دانشیار دانشگاه شهید بهشتی. a_badri@sbu.ac.ir

*** دانشجوی دکتری مدیریت مالی دانشگاه شهید بهشتی. afshin_aziziyani@yahoo.com

مقدمه

در دهه‌های اخیر به چالش کشیده شدن تئوری‌ها و نظریات اقتصادی مبتنی بر اصل مفهوم انسان اقتصادی موجب شده است توجه به جنبه‌های رفتاری و روانشناختی در میان محققین مالی افزایش یافته و رویکردهای جدیدی در قالب پارادایم مالی رفتاری شکل گیرد. پارادایمی که در آن فرض انسان به عنوان موجودی منطقی که همواره در بهینه سازی منافع‌اش کامیاب است مورد تردید قرار می‌گیرد. در حقیقت مالی رفتاری در تلاش است چیرستی، چرایی و چگونگی تأمین مالی و سرمایه‌گذاری را از زاویه دید یک انسان نرمال تشریح نماید. به عنوان نمونه، مالی رفتاری با مطالعه بازارهای مالی به دنبال ارائه دلایل و توضیحاتی برای خلاف قاعده‌ها، حباب‌های سفته‌بازانه و سقوط‌های شدید در این بازارها می‌باشد.

یکی از تورش‌های رفتاری شناخته شده در بازارهای مالی پدیده رفتار جمعی^۱ سرمایه‌گذاران می‌باشد. رفتار جمعی طبق تعریف شیانگک و ژنگک^۲ (۲۰۱۰) معرف همبستگی معاملات سرمایه‌گذاران در نتیجه تعامل آن‌ها با یکدیگر است. بیچاندانی و شارما^۳ (۲۰۰۱) نیز رفتار جمعی را اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری با تبعیت از رفتار دیگر سرمایه‌گذاران و یا نمایش رفتار یکسان با رفتار سرمایه‌گذاری کل بازار تعریف می‌کنند. رفتار جمعی سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی از جنبه‌های مختلف قابل طبقه‌بندی می‌باشد. حقیقی یا نهادی بودن سرمایه‌گذار، تحلیلگر یا سرمایه‌گذاری عادی بودن، اجباری^۴ یا اختیاری^۵ بودن رفتار جمعی و آگاهانه^۶ یا غیرآگاهانه^۷ بودن رفتار جمعی را می‌توان به عنوان مبنای طبقه‌بندی پدیده رفتار جمعی در بازارهای مالی قرار داد.

رفتار جمعی اجباری، اشاره به نوعی رفتار جمعی دارد که افراد علی‌رغم این که به ناردست بودن تصمیم جمع اطمینان دارند، اما به دلیل متضرر نشدن، ناگزیر به تبعیت از

۱- برای واژه Herding Behavior در متون فارسی معادل‌هایی نظیر "رفتار گله‌ای"، "رفتار رمه‌وار" و "رفتار توده‌ای" استفاده شده است، ما در این مقاله با تأکید بر مفهوم این واژه، معادل فارسی "رفتار جمعی" را برگزیده‌ایم.

2- Chiang and Zheng
3- Bikhchandani and Sharma
4- Enforced Herding
5- Voluntary Herding
6- Intentional Herding
7- Unintentional Herding

جمع می‌باشند. یعنی فرد برای اجتناب از زیان احتمالی حرکت در خلاف مسیر اشتباه بازار، ناخواسته مجبور به تبعیت از بازار می‌شود (فرملت^۱، ۲۰۰۱). اما در رفتار جمعی اختیاری، تبعیت از جمع یا از کل بازار انتخاب فرد است. به این معنی که شخص با دلایلی منطقی و یا غیرمنطقی تصمیم می‌گیرد از اطلاعات و تحلیل‌های شخصی خود صرف‌نظر کرده و اقدام به تبعیت از تصمیمات و اقدامات بازار نماید.

رفتار جمعی آگاهانه، انتخاب آگاهانه نادیده گرفتن اطلاعات و تحلیل‌های شخصی و تبعیت و تقلید از رفتار جمع یا بازار می‌باشد. در واقع، افراد در زمان نمایش رفتار جمعی آگاهانه ممکن است بنا به دلایلی اقدام به تبعیت از تصمیمات دیگران نمایند. این نوع رفتار جمعی پدیده‌ای نامطلوب به شمار می‌آید که می‌تواند با بروز اختلال در بازارهای مالی، قیمت‌های بازار را از ارزش ذاتی اوراق منحرف کرده و کارایی بازار را مخدوش نماید. پژوهشگران دلایل متعدد و متفاوتی را برشمرده‌اند که چرایی رفتار جمعی آگاهانه را توضیح می‌دهد. از آن جمله می‌توان به اطلاعات ناقص و عدم دسترسی به منابع اطلاعاتی، علاقه به کسب شهرت در میان مدیران سرمایه‌گذاری کم تجربه و ساختار برنامه‌های تشویقی مدیران سرمایه‌گذاری را برشمرد.

اهمیت بررسی رفتار جمعی ناشی از این حقیقت است که بروز رفتار سرمایه‌گذاری مشابه از سوی فعالان بازار در یک زمان معین از طریق شکل‌گیری یک تصمیم جمعی، موجب می‌شود قیمت‌های سهام و دارایی‌ها از ساختار مدل‌های قیمت‌گذاری مبتنی بر پارامترهای بنیادین انحراف آشکاری پیدا کنند، یعنی قیمت‌های دارایی‌ها با متغیرهای اقتصادی بنیادین آن دارایی‌ها ارتباط منطقی نداشته و در واقع دارایی‌ها در چنین شرایطی درست قیمت‌گذاری نمی‌شود. بنابراین، تأثیر غیرقابل انکار پدیده رفتار جمعی در بازارهای سرمایه و نقش آن در شکل‌گیری و تشدید بحران‌ها و نوسانات شدید قیمتی در بازارهای مالی، ضرورت بررسی این پدیده با استفاده از رویکردهای متفاوت را مورد تأکید قرار می‌دهد. بر این اساس، پرسش در مورد وجود یا عدم وجود، چرایی و چگونگی بروز و نمود رفتار جمعی و ریشه‌ها و علل بروز آن در بازارهای مالی، چالشی ضروری و

اجتناب‌ناپذیر است.

با در نظر گرفتن شرایط بازار سرمایه ایران و نزدیک به ذهن بودن فرضیه وجود پدیده رفتار جمعی در بازار سرمایه ایران، می‌توان مساله مطرح را اینگونه بیان کرد: آیا بازار سرمایه ایران متأثر از پدیده رفتار جمعی می‌باشد؟ آیا تحت مدل‌ها و الگوهای متفاوت سنجش پدیده رفتاری نتایج یکسانی در مورد این پدیده در بازار سرمایه ایران بدست می‌آید؟ آیا متغیرهایی وجود دارد که نقش تعیین کننده در بروز این پدیده رفتاری در بازار سرمایه ایران داشته باشند؟ پاسخگویی به این مسائل و مسائل مشابه از طریق بررسی ابعاد این پدیده رفتاری، عوامل محرکه آن و تأثیرات آن در بخش‌های مختلف بازار سرمایه و کلیت بازار سرمایه، می‌تواند الهام بخش تغییرات در رفتار سرمایه‌گذاران و همچنین بازنگری در قواعد، مقررات و مکانیزم‌های حاکم بر بازار سرمایه باشد.

با توجه به طرح مساله تحقیق، در ادامه، ابتدا به پیشینه پژوهش پرداخته می‌شود، سپس روش شناسی پژوهش، فرضیه‌های پژوهش و همچنین مدل‌های طراحی شده برای آزمون فرضیه‌ها تشریح می‌شود. در بخش پایانی نیز نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها و تحلیل و تفسیر نتایج و همچنین محدودیت‌های پژوهش ارائه می‌شود.

پیشینه پژوهش

در بعد نظری، ماهیت میان رشته‌ای مالی رفتاری موجب شده است محققین رشته‌های مختلف از جمله روانشناسی، جامعه‌شناسی و اقتصاد با رویکردها و اهداف متفاوت اقدام به مطالعه پدیده‌های رفتاری در بازارهای مالی نمایند. نظریه‌های مطرح در تشریح رفتار جمعی در بازارهای مالی بر مبنای تأکید آن‌ها بر عوامل شکل‌دهنده این پدیده رفتاری دسته‌بندی می‌شود. بر این اساس نظریه‌های روانشناختی در مطالعه رفتار جمعی و عوامل محرکه آن بر جنبه‌های روانشناختی تأکید دارند در حالی که نظریه‌های دستیابی به اطلاعات تلاش سرمایه‌گذاران برای دستیابی به اطلاعات جدید را منشأ شکل‌گیری رفتار جمعی می‌دانند و همچنین نظریه‌های مبتنی بر روابط نمایندگی^۱ ساختار برنامه‌های تشویقی مدیران شرکت‌ها و صندوق‌های سرمایه‌گذاری و همچنین تلاش این مدیران

1- Agency Relationship

برای کسب و حفظ شهرت و اعتبار را عاملی مؤثر در شکل‌گیری رفتار جمعی در بازارهای مالی بر می‌شمارد.

در بعد تجربی، پژوهش‌های انجام پذیرفته، از متدلوژی‌های متفاوتی برای بررسی تأیید یا رد وجود این پدیده رفتاری بهره گرفته‌اند. این پژوهش‌ها را می‌توان بر اساس متدلوژی‌های بکار گرفته شده در آن‌ها در دو دسته کلی قرار داد. دسته اول مطالعاتی که بر مبنای اطلاعات معاملات سرمایه‌گذاران تلاش در تأیید یا رد رفتار جمعی در بازارهای مالی داشته‌اند. مدل‌های اصلی در رویکرد مبتنی بر اطلاعات معاملات سرمایه‌گذاران به طور عمده شامل مدل LSV^۱ لاکونیشوک و همکاران (۱۹۹۲)، مدل PCM^۲ و رمرز^۳ (۱۹۹۵) و مدل SMH^۴ نوسینگر^۵ (۱۹۹۶) می‌باشد. در دسته دوم نیز محققین با استفاده از اطلاعات بازار و با رویکرد اقتصادسنجی پدیده رفتار جمعی را در بازارهای مالی مورد بررسی قرار داده‌اند. در این دسته از مطالعات مدل CH^۶ کریستی و هوانگ (۱۹۹۵)، مدل CCK^۷ چانگ، چنگ و خورانا (۲۰۰۰)، و مدل تبعیت از بتای هوانگ و سالمون^۸ (۲۰۰۴) عمده‌ترین مدل‌های مطرح به شمار می‌آیند.

در رویکرد مبتنی بر اطلاعات معاملات سرمایه‌گذاران لازم است جزئیات معاملات سرمایه‌گذاران در اختیار باشد تا امکان بررسی رفتار جمعی وجود داشته باشد. در نقطه مقابل، رویکرد مبتنی بر اطلاعات بازار است که با بهره‌گیری از مدل‌های اقتصادسنجی و با استفاده از اطلاعات و داده‌های بازار، پدیده رفتار جمعی را در بازارهای مالی مورد مطالعه و بررسی قرار می‌دهد. در رویکرد مبتنی بر اطلاعات کل بازار، دو دسته متدلوژی تاکنون مورد استفاده قرار گرفته است: مدل‌های مبتنی بر پراکندگی مقطعی بازده و مدل‌های حساسیت عاملی مبتنی بر بتا.

مدل‌های مبتنی بر پراکندگی مقطعی بازده: متدلوژی مبتنی بر پراکندگی مقطعی بازده در مطالعه رفتار جمعی بر بررسی انحراف معیار مقطعی و انحراف مطلق مقطعی بازده

1- Lakonishok, Shleifer and Vishny (LSV)

2- Portfolio Change Measure

3- Wermers

4- Signed Herding Measure

5- Nofsinger

6- Christie and Huang (CH)

7- Chang, Cheng and Khorana (CCK)

8- Hwang and Salmon (HS)

اوراق بهادار متمرکز است. اولین مطالعه از تحقیقات مبتنی بر پراکندگی بازده، پژوهش کریستی و هوانگ^۱ (۱۹۹۵) در بازار سرمایه امریکا بوده است. آن‌ها معتقدند تصمیمات سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی، تابعی از شرایط کلی حاکم بر بازار است. به عبارت دیگر در شرایطی که بازار وضعیت مثبت یا منفی قابل ملاحظه پیدا می‌کند، اقدامات سرمایه‌گذاران نیز به یک جهت میل می‌کند و تمایل به خرید یا فروش در تمامی اوراق بهادار موجود در بازار به صورت همزمان شکل می‌گیرد.

مدل CH از کریستی و هوانگ از معیار انحراف معیار پراکندگی بازده (CSSD) و مدل CCK از چانگ، چنگ و خورانا^۲ (۲۰۰۰) از معیار انحراف مطلق مقطعی بازده (CSAD) برای اندازه‌گیری پراکندگی بازده استفاده کرده‌اند. کریستی و هوانگ با برقراری رابطه رگرسیون بین انحراف معیار مقطعی بازده و متغیرهای مجازی اقدام به آزمون رفتار جمعی سرمایه‌گذاران در شرایط بحرانی بازار نمودند و به شواهدی در تأیید این پدیده رفتاری در بازار سرمایه ایالات متحده دست نیافتند. چانگ و همکاران (۲۰۰۰) نیز با بهره‌گیری از مدل CCK، رفتار جمعی در بازارهای ایالات متحده، هنگ کنگ، کره جنوبی و تایوان را مورد آزمون و سنجش قرار دادند. آن‌ها شواهد روشنی در تأیید رفتار جمعی در بازار سرمایه امریکا و هنگ کنگ بدست نیاوردند، ولی این پدیده رفتاری در بازار سرمایه تایوان و کره جنوبی مورد تأیید قرار گرفت.

مدل‌های حساسیت عاملی مبتنی بر بتا: متدلوژی حساسیت عاملی مبتنی بر بتا یا رویکرد تبعیت از بتا روش جایگزینی در اندازه‌گیری و آزمون پدیده رفتاری جمعی است که اولین بار توسط هوانگ و سالمون^۳ (۲۰۰۴) ارائه شده است. آن‌ها در مدل تجربی خود به جای تغییرات مقطعی بازده از تغییرات مقطعی عوامل حساسیت (بتا) استفاده کردند. هوانگ و سالمون در مدل خود انحراف معیار مقطعی ضرایب بتا را به عنوان یک سری متغیر مشاهده شده می‌دانند که تابعی از متغیر غیر قابل مشاهده به نام رفتار جمعی است. به اعتقاد آن‌ها همسویی رفتار سرمایه‌گذاران و تبعیت آن‌ها از عوامل مؤثر بر بازده

1- Christie and Huang

2- Chang, Cheng and Khorana (CCK)

3- Hwang and Salmon

می‌تواند موجب تمایل ضرایب بتا به میانگین و در نتیجه کاهش نوسان مقطعی (انحراف معیار مقطعی) این ضرایب گردد. به باور آن‌ها در حضور رفتار جمعی و تبعیت سرمایه‌گذاران از عامل بازار، بازده موردانتظار یک دارایی از تابع بدون اریب-طبق رابطه CAPM- در شرایط عادی خارج شده و بازده تورش دار دارایی‌ها از تابعی اریب‌دار از بازده بازار برخوردار خواهد شد. هوانگ و سالمون در پژوهش خود (۲۰۰۴) با استفاده از مدل فضای حالت توانستند عمده‌ی یا غیرعمده‌ی بودن تبعیت همزمان سرمایه‌گذاران از عوامل موثر بر بازده دارایی‌های مالی را مورد آزمون قرار دهند. آنها با بکارگیری مدل فضای حالت، در بازارهای ایالات متحده و کره جنوبی رفتار جمعی غیرعمده و مستقل از شرایط بازار را مشاهده نمودند.

پژوهش‌های مالی رفتاری در بازار سرمایه ایران رو به توسعه می‌باشد، با این حال در بررسی پدیده رفتار جمعی مطالعات محدودی در ایران انجام پذیرفته است. اسلامی بیدگلی و شهریاری (۱۳۸۵)، با استفاده از مدل CH و CCK رفتار جمعی سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی و آزمون قرار داده‌اند. طبق نتایج مطالعه آن‌ها، رفتار جمعی در دوران رونق در بورس اوراق بهادار تهران وجود ندارد، ولی شواهدی در تأیید این پدیده در زمان رکود بازار وجود دارد. ایزدی‌نیا و حاجیان (۱۳۸۸) نیز با بکارگیری مدل CH اقدام به بررسی رفتار جمعی سرمایه‌گذاران در صنایع منتخب در بورس اوراق بهادار تهران نموده‌اند. آن‌ها ادعا می‌کنند که سرمایه‌گذاران در شرایط بحرانی بازار به صورت منطقی عمل نموده و انحراف معیار مقطعی بازده در دوره‌های بحران، مطابق مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای افزایش می‌یابد. علاوه بر این، غلامحسین گل‌ارضی (۱۳۸۹)، با رویکرد حساسیت عاملی مبتنی بر بتا اقدام به بررسی رفتار جمعی سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران اقدام کرده است. بر اساس یافته پژوهش، سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران با نادیده گرفتن متغیرهای بنیادی به هنگام اخذ تصمیمات سرمایه‌گذاری به عامل بازار توجه می‌کنند. به عبارت دیگر، عامل اصلی تعیین‌کننده در تصمیمات خرید و فروش سرمایه‌گذاران، بازده کل بازار است و متغیرهای بنیادی مربوط به شرکت‌ها نقش تعیین‌کننده و اثر معنی‌دار در این فرآیند ندارد.

روش‌شناسی پژوهش

مسئله اصلی در این پژوهش موضوع وجود یا عدم وجود و چگونگی پدیده رفتار جمعی در میان سهامداران بورس اوراق بهادار تهران است. بر این اساس پرسش و فرضیه‌های پژوهش بر محور تبیین این پدیده رفتاری با استفاده از مدل‌های مختلف شکل گرفته است. در فرضیه‌های گروه اول تلاش می‌شود توان تبیینی هر یک از مدل‌های رقیب طراحی شده برای آزمون این پدیده رفتاری در میان سهامداران بورس اوراق بهادار تهران، به طور مجزا از دیگر مدل‌های رقیب، مورد آزمون و سنجش قرار گیرد. در فرضیه‌های گروه دوم نیز سنجش مقایسه‌ای توان توضیحی هر یک از مدل‌های رقیب در تبیین پدیده رفتار جمعی در بورس اوراق بهادار تهران، مدنظر قرار گرفته است.

فرضیه‌های پژوهش

فرضیه‌های گروه اول

۱. بر اساس مدل خطی مبتنی بر انحراف معیار بازده، رفتار جمعی در بورس اوراق بهادار تهران مشاهده می‌شود.
۲. بر اساس مدل غیرخطی مبتنی بر انحراف مطلق بازده، رفتار جمعی در بورس اوراق بهادار تهران مشاهده می‌شود.
۳. بر اساس مدل حساسیت عاملی مبتنی بر بتا، رفتار جمعی در بورس اوراق بهادار تهران مشاهده می‌شود.

فرضیه‌های گروه دوم

۱. توان توضیح دهندگی مدل خطی مبتنی بر انحراف معیار بازده در تبیین رفتار جمعی سهامداران نسبت به دو مدل رقیب (هر دو مدل) بالاتر است.
۲. توان توضیح دهندگی مدل غیرخطی مبتنی بر انحراف مطلق بازده در تبیین رفتار جمعی سهامداران نسبت به دو مدل رقیب (هر دو مدل) بالاتر است.
۳. توان توضیح دهندگی مدل حساسیت عاملی مبتنی بر بتا در تبیین رفتار جمعی سهامداران نسبت به دو مدل رقیب (هر دو مدل) بالاتر است.

طرح مدل‌ها

الف - مدل خطی مبتنی بر انحراف معیار بازده

مدل خطی مبتنی بر انحراف معیار بازده در این پژوهش از معادله اصلی به شرح زیر تبعیت می‌نماید:

$$CSSD_t = \alpha + \beta_e D_t^e + \varepsilon_t \quad (1)$$

در معادله (۱) متغیر D_t^e متغیری مجازی است که وقتی بازده بازار در دنباله بالا یا پایین توزیع بازده قرار می‌گیرد مقدار یک و در غیر اینصورت مقدار صفر می‌گیرد. در این پژوهش، دنباله بالا و پایین توزیع بازده شامل آن بخش از توزیع بازده بازار است که حداقل به اندازه دو انحراف معیار دورتر از میانگین بازده بازار واقع شده است. در مدل مبتنی بر انحراف معیار بازده، معنی دار بودن ضریب متغیر مجازی D_t^e به این معنی است که پراکندگی بازده تابعی از واقع شدن بازده بازار در دنباله بالا و پایین توزیع بازده می‌باشد. این امر در پیشینه پژوهش به معنی تأیید وجود رفتار جمعی در میان فعالان بازار تعبیر می‌شود. به عبارت دیگر تابعیت پراکندگی مقطعی بازده شرکت‌ها از بازده حدی بازار، نشانه تأیید همسویی رفتار سرمایه گذاران در بازار می‌باشد.

متغیر وابسته $CSSD_t$ یا انحراف معیار مقطعی بازده سهام نیز با استفاده از داده‌های بازده سهام مختلف و به شرح رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$\widehat{CSSD}_t = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (r_{it} - r_{mt})^2}{n-1}} \quad (2)$$

در این رابطه r_{mt} متوسط بازده بازار و r_{it} معرف بازده سهم i در دوره هفتگی منتهی به پایان روز t می‌باشد.

دو مدل بسط یافته در حضور متغیرهای کنترلی افزوده شده به مدل استاندارد به شرح خواهد بود:

$$SSD_t = \alpha + \beta_e D_t^e + \beta_1 \delta_{mt} + \beta_2 RP_{mt} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$CSSD_t = \alpha + \beta_e D_t^e + \beta_1 \delta_{mt} + \beta_2 RP_{mt} + \beta_3 Vol_{mt} + \varepsilon_t \quad (4)$$

در مدل (۳) و (۴) δ_{mt} معرف نوسان‌پذیری بازده بازار، Vol_{mt} معرف تغییرات حجم

مبادلات بازار و RP_{mt} عامل عملکرد گذشته است.

برای محاسبه متغیر تغییرات حجم مبادلات ابتدا نسبت حاصل تقسیم حجم مبادلات بازار (ارزش سهام مبادله شده) بر متوسط ارزش روزانه بازار در دوره مشاهده منتهی به مقطع زمانی t و $t-1$ محاسبه شده و از رابطه زیر برای استخراج متغیر تغییرات حجم مبادلات استفاده می شود.

$$Vol_{mt} = \frac{V_{mt}}{V_{mt-1}} - 1 \quad (5)$$

همچنین برای محاسبه متغیر RP_{mt} عامل عملکرد، قدر مطلق میانگین بازده سهام طبقه بندی شده در چارک چهارم بازار از نظر عملکرد در دوره زمانی منتهی به زمان t ، از قدر مطلق میانگین بازده سهام طبقه بندی شده در چارک اول بازار از نظر عملکرد در دوره زمانی منتهی به زمان t ، کسر می شود.

ب - مدل غیرخطی مبتنی بر انحراف مطلق بازده

مدل غیرخطی مبتنی بر انحراف مطلق مقطعی از شکل استاندارد زیر تبعیت می کند که توسط چانگ، چنگ و خورانا^۱ (۲۰۰۰) معرفی شده است:

$$CSAD_t = \gamma_0 + \gamma_1 |r_{mt}| + \gamma_2 r_{mt}^2 + \varepsilon_t \quad (6)$$

در این رابطه r_{mt} متوسط بازده بازار و δ_{mt} انحراف معیار بازده بازار در دوره هفتگی منتهی به پایان روز t می باشد. در مدل $CSAD$ ، مقدار منفی و معنی دار γ_2 از نظر آماری معرف وجود رفتار جمعی در بازار می باشد. به عبارت دیگر مقدار منفی و معنی دار γ_2 به این معنی خواهد بود که با افزایش r_{mt}^2 (در مواقع قرار گرفتن بازده بازار در دنباله بالا یا پایین توزیع بازده بازار) شاهد کاهش در انحراف مطلق مقطعی بازده ($CSAD$) خواهیم بود.

$CSAD_t$ متغیر وابسته این مدل در هر دوره به شرح رابطه زیر برآورد می شود (در این رابطه r_{it} معرف بازده سهم i در دوره هفتگی منتهی به پایان روز t می باشد):

$$CSAD_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |r_{it} - r_{mt}| \quad (7)$$

مدل‌های بسط یافته غیرخطی مبتنی بر انحراف مطلق مقطعی بازده، در حضور متغیرهای کنترلی به شرح زیر طراحی می‌شود:

$$CASD_t = \gamma_0 + \gamma_1|r_{mt}| + \gamma_2r_{mt}^2 + \gamma_3\delta_{mt} + \gamma_4RP_{mt} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$CASD_t = \gamma_0 + \gamma_1|r_{mt}| + \gamma_2r_{mt}^2 + \gamma_3\delta_{mt} + \gamma_4RP_{mt} + \gamma_5Vol_{mt} + \varepsilon_t \quad (9)$$

تعاریف متغیرها در مدل‌های (۸) و (۹) مشابه مدل‌های (۳) و (۴) می‌باشد.

ج - مدل حساسیت عاملی مبتنی بر بتا

مدل استاندارد حساسیت عاملی مبتنی بر بتا که در ساختار فضای حالت تعریف می‌شود به صورت زیر ارائه شده است:

$$\begin{aligned} \log[Std_c(\beta_{imt}^b)] &= \mu_m + H_{mt} + v_{mt} \\ H_{mt} &= \varphi_m H_{mt-1} + \eta_{mt} \end{aligned} \quad (10)$$

در رابطه (۱۰) ضریب بتای تورش‌دار دارای i و H_{mt} پارامتر رفتار جمعی است. همچنین در این مدل مقدار معنی‌دار $\sigma_{m\eta}^2$ ، به معنی وجود رفتار جمعی بوده و معنی‌دار بودن ضریب φ_m به مفهوم تأیید ساختار خودهمبسته ویژه خواهد بود. سه مدل فضای حالت دیگری که در این پژوهش مورد آزمون قرار خواهد گرفت مدل‌های (۱۱)، (۱۲) و (۱۳) می‌باشد.

در رابطه (۱۱) عوامل r_{mt} بازده بازار و δ_{mt} نوسان‌پذیری بازده بازار به عنوان متغیر کنترلی به مدل افزوده شده است:

$$\begin{aligned} \log[Std_c(\beta_{imt}^b)] &= \mu_m + H_{mt} + c_{m1}r_{mt} + c_{m2}\log\delta_{mt} + v_{mt} \\ H_{mt} &= \varphi_m H_{mt-1} + \eta_{mt} \end{aligned} \quad (11)$$

در رابطه (۱۲) ساختار مدل با ورود متغیر RP_{mt} عامل عملکرد گذشته دچار تغییراتی شده است:

$$\begin{aligned} \log[Std_c(\beta_{imt}^b)] &= \mu_m + H_{mt} + c_{m1}RP_{mt} + c_{m2}\log\delta_{mt} + v_{mt} \\ H_{mt} &= \varphi_m H_{mt-1} + \eta_{mt} \end{aligned} \quad (12)$$

در رابطه (۱۳) مدل فوق بسط یافته است و متغیرهای کنترلی در مدل گنجانده شده

است:

$$\log[Std_c(\beta_{imt}^b)] = \mu_m + H_{mt} + c_{m1}RP_{mt} + c_{m2}\log\delta_{mt} + c_{m3}Vol_{mt} + c_{m4}RS_{mt} + v_{mt}$$

$$H_{mt} = \varphi_m H_{mt-1} + \eta_{mt} \quad (۱۳)$$

در مدل (۱۳) δ_{mt} ، نوسان‌پذیری بازده بازار، Vol_{mt} ، تغییرات حجم مبادلات، RS_{mt} ، عامل اندازه و RP_{mt} عامل عملکرد گذشته می‌باشد. به طور مشابه مقدار معنی‌دار $\sigma_{m\eta}^2$ ، به معنی وجود رفتار جمعی بوده و معنی‌دار بودن ضریب φ_m به مفهوم تأیید ساختار خودهمبسته ویژه خواهد بود.

برای محاسبه متغیر RS_{mt} عامل اندازه، قدر مطلق میانگین بازده سهام طبقه‌بندی شده در چارک چهارم بازار از نظر اندازه در دوره زمانی منتهی به زمان t ، از قدر مطلق میانگین بازده سهام طبقه‌بندی شده در چارک اول بازار از نظر اندازه در دوره زمانی منتهی به زمان t ، کسر می‌شود.

محاسبه متغیرها

در جداول ۱ و ۲ شرح محاسبات متغیرهای بکار گرفته شده در مدل‌های پژوهش آورده شده است. با توجه به اینکه برخی متغیرهای بکار گرفته شده در مدل حساسیت عاملی مبتنی بر بتا متفاوت از دو مدل خطی مبتنی بر انحراف معیار بازده و غیرخطی مبتنی بر انحراف مطلق بازده بوده است، محاسبات متغیرها در مدل حساسیت عاملی مبتنی بر بتا در جدول جداگانه‌ای ارائه شده است.

جدول ۱. شرح محاسبات متغیرها در دو مدل خطی مبتنی بر انحراف معیار بازده و غیر خطی مبتنی بر انحراف مطلق

نام متغیر	فرمول محاسبه	شرح
بازده بازار (r_{mt})	$r_{mt} = \frac{TEDPIX_t - TEDPIX_{t-1}}{TEDPIX_{t-1}} \times 100$	در این رابطه r_{mt} بازده بازار در دوره مشاهده هفتگی متبوی به زمان t و $TEDPIX_t$ و $TEDPIX_{t-1}$ به ترتیب مقدار شاخص بازده نقدی و قیمت در زمان t و $t-1$ می‌باشد.
نوسان‌پذیری بازده (δ_{mt})	$\delta_{mt} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (r_{mt} - \bar{r}_{mt})^2}{n-1}}$	در این رابطه δ_{mt} انحراف معیار بازده بازار بر اساس مشاهدات هفتگی در ۳۰ مشاهده متبوی به مقطع زمانی t می‌باشد. r_{mt} و \bar{r}_{mt} نیز به ترتیب معرف بازده بازار در دوره هفتگی متبوی به مقطع زمانی t و میانگین ساده بازده هفتگی بازار در ۳۰ هفته متبوی به مقطع مشاهده می‌باشد. همچنین n معرف تعداد مشاهدات است.
تغییرات حجم مبادلات (Vol_{mt})	$Vol_{mt} = \frac{V_{mt}}{V_{mt-1}} - 1$	در این رابطه Vol_{mt} متغیر معرف تغییرات حجم مبادلات بازار در دوره زمانی متبوی به مقطع زمانی t می‌باشد. V_{mt} و V_{mt-1} به ترتیب حاصل تقسیم حجم مبادلات بازار (ارزش سهام مبادله شده) در هفته متبوی به مقطع زمانی t و $t-1$ بر متوسط ارزش روزانه بازار در دوره زمانی هفتگی متبوی به مقاطع زمانی مذکور می‌باشد.
عملکرد (RP_{mt})	$RP_{mt} = RP_{mt} - RP_{t,mt}$	برای اندازه‌گیری متغیر عملکرد، کل شرکتهای نمونه بر اساس عملکرد دوره مشاهده $t-1$ تا t مرتب شده و تعداد معادل یک چهارم نمونه از شرکتهای با بهترین عملکرد در چارک اول قرار می‌گیرد، شرکتهای عضو چارکهای دوم تا چهارم نیز به همین ترتیب تعیین می‌شوند به نحوی که شرکتهای با ضعیف‌ترین عملکرد در چارک چهارم قرار می‌گیرند. در نهایت میانگین ساده بازده شرکتهای چارک چهارم ($RP_{t,mt}$) از میانگین ساده بازده شرکتهای چارک اول (RP_{mt}) کسر می‌شود.

جدول ۲. شرح محاسبات متغیرها در مدل حساسیت عاملی مبتنی بر بتا

شرح	فرمول محاسب	نام متغیر
در این رابطه r_{mt} بازه بازار در دوره مشاهده هفتگی متغی به زمان t و $TEDPIX_t$ و $TEDPIX_{t-1}$ به ترتیب مقدار شاخص بازه قادی و قیمت در زمان t و $t-1$ می باشد.	$r_{mt} = \frac{TEDPIX_t - TEDPIX_{t-1}}{TEDPIX_{t-1}} \times 100$	بازده بازار (r_{mt})
در این رابطه δ_{mt} انحراف معیار بازه بازار بر اساس مشاهدات هفتگی در T_0 مشاهده متغی به مقطع زمانی t می باشد، r_{mt} و $r_{m,t-1}$ نیز به ترتیب معرف بازه بازار در دوره هفتگی متغی به مقطع زمانی t و میانگین ساده بازه هفتگی بازار در T_0 هفت متغی به مقطع مشاهده می باشد، همچنین Π معرف تعداد مشاهدات است.	$\log \delta_{mt} = \log \left(\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{\Pi} (r_{mt} - \bar{r}_{m,t})^2}{\Pi - 1}} \right)$	لگاریتم نوسان-پذیری بازه ($\log \delta_{mt}$)
در این رابطه Vol_{mt} متغیر معرف تغییرات حجم مبادلات بازار در دوره زمانی متغی به مقطع زمانی t می باشد، V_{mt} و $V_{m,t-1}$ به ترتیب حاصل قسیم حجم مبادلات بازار (ارزش سهام مبادله شده) در هفت متغی به مقطع زمانی t و $t-1$ بر متوسط ارزش روزانه بازار در دوره زمانی هفتگی متغی به مقطع زمانی مذکور می باشد.	$Vol_{mt} = \frac{V_{mt}}{V_{m,t-1}} - 1$	تغییرات حجم مبادلات (Vol_{mt})
برای اندازه گیری متغیر عملکرد، کل شرکت های نمونه بر اساس عملکرد دوره مشاهده $t-1$ تا t مرتب شده و تعداد معادل یک چهارم نمونه از شرکت های با بهترین عملکرد در چارک اول قرار می گیرد، شرکت های عضو چارک های دوم تا چهارم نیز به همین ترتیب تعیین می شوند به نحوی که شرکت های با ضعیف ترین عملکرد در چارک چهارم قرار می گیرند. در نهایت میانگین ساده بازه شرکت های چارک چهارم (RP_{mt}) از میانگین ساده بازه شرکت های چارک اول (RP_{1mt}) کسر می شود.	$RP_{mt} = RP_{1mt} - RP_{4mt}$	عملکرد (RP_{mt})

ادامه جدول ۲. شرح محاسبات متغیرها در مدل حساسیت عاملی مبتنی بر بتا

شرح	فرمول محاسبه	نام متغیر
ابتدا شرکت‌های نمونه بر اساس اندازه (وزن بازار سهام شرکت) مرتب شده و تعداد معادل یک چهارم از تعداد شرکت‌ها نمونه از ابتدای لیست در چارک اول قرار می‌گیرد و به همین ترتیب شرکت‌های هر یک از چارک‌ها تعیین می‌شود. در ادامه برای محاسبه متغیر اندازه میانگین ساده بازده چارک چهارم بازار از نظر اندازه ($RS_{i_{mt}}$) از میانگین ساده بازده چارک اول بازار از نظر اندازه ($RS_{i_{mt}}$) کسر می‌شود.	$RS_{mt} = RS_{i_{mt}} - RS_{i_{mt}}$	اندازه (RS_{mt})
در این رابطه: $(r_{it} - r_{ft})$: بازده مازاد دارایی i بر بازده بدون ریسک در دوره زمانی متبصر به زمان t . $(r_{mt} - r_{ft})$: بازده مازاد بازار بر بازده بدون ریسک در دوره زمانی متبصر به زمان t . α_{it}^b : عرض از مبدأ نویز دار دارایی i در زمان t . ϵ_{it} : خطای پسماند بری دارایی i در زمان t . برای برآورد بتای تورش دار ($\beta_{i_{mt}}^b$) برای هر یک از شرکت‌ها در هر مقطع، از داده‌های هفتگی شرکت و بازار در ۳۰ هفته متبصر به مقطع مشاهده استفاده می‌شود.	$(r_{it} - r_{ft}) = \alpha_{it}^b + \beta_{i_{mt}}^b (r_{mt} - r_{ft}) + \epsilon_{it}$	بتای تورش دار ($\beta_{i_{mt}}^b$)

تجزیه و تحلیل داده‌ها و نتایج آزمون فرضیه‌ها

داده‌های پژوهش

جامعه آماری پژوهش در ابتدا شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده است که با اعمال فیلترهایی همچون تاریخ پذیرش، برخورداری داده‌های شرکت‌ها از حداقل شرایط ورود در نمونه پژوهش و ماهیت سرمایه‌گذاری داشتن یا نداشتن شرکت‌ها، پالایش شده و در نهایت تعداد ۵۸ شرکت از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران کلیه شرایط حضور در نمونه نهایی پژوهش را احراز نمودند. از تعداد مورد اشاره، ۲۰ شرکت از جمله شرکت‌های سرمایه‌گذاری و هلدینگ بوده‌اند که برآورد مدل‌ها و آزمون فرضیه‌ها یک بار در حضور آن‌ها و بار

دیگر بدون حضور آنها در نمونه نهایی پژوهش صورت پذیرفته است. بدین ترتیب بر اساس تعیین دوره زمانی سه ساله برای پیش آزمون و دوره زمانی ۴ ساله برای آزمون و همچنین مشاهدات هفتگی، کل دوره پژوهش شامل ۳۶۴ هفته و دوره آزمون شامل ۲۰۸ هفته می‌شود. تعداد کل مشاهدات بازده هفتگی شرکت‌ها نیز شامل ۲۱،۱۱۲ مشاهده (شرکت-هفته) شده است که از این میان ۱۲،۰۶۴ مشاهده در دوره آزمون رخ داده است. جدول ۳، دسته‌بندی شرکت‌های نمونه نهایی پژوهش و مشاهدات بازده هفتگی آنها در دوره آزمون بر حسب نوع صنعت در بورس اوراق بهادار را نشان می‌دهد. در جدول ۴ نیز آمار توصیفی متغیرهای پژوهش برای مشاهدات شرکت‌های نمونه نهایی ارائه شده است.

جدول ۳. آمار توصیفی مشاهدات بازده هفتگی شرکت‌های نمونه

ردیف	نام صنعت	تعداد شرکت‌ها	تعداد مشاهدات	میانگین بازده هفتگی	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
۱	انبوه‌سازی	۴	۸۳۲	۰.۵۵٪	-۰.۰۴٪	۲۶,۴۴٪	-۶۹.۰۱٪	۸.۹۷٪
۲	پیمانکاری صنعتی	۱	۲۰۸	۰.۸۴٪	۰.۰۰٪	۸۲.۶۹٪	-۳۲.۳۸٪	۱۰.۸۵٪
۳	حمل و نقل، انبارداری و ارتباطات	۱	۲۰۸	۰.۲۶٪	۰.۰۰٪	۱۹.۲۴٪	-۱۷.۵۱٪	۵.۰۱٪
۴	غذایی به جز قند و شکر	۱	۲۰۸	۰.۸۵٪	۰.۰۰٪	۲۵.۸۲٪	-۱۲.۲۹٪	۵.۲۴٪
۵	چند رشته‌ای صنعتی	۳	۶۲۴	۰.۷۷٪	۰.۰۰٪	۳۵.۵۶٪	-۱۶.۷۴٪	۴.۸۰٪
۶	سرمایه‌گذاری‌ها	۷	۱,۴۵۶	۰.۵۳٪	۰.۰۰٪	۴۳.۲۷٪	-۱۹.۳۸٪	۴.۱۴٪
۷	فلزات اساسی	۴	۸۳۲	۰.۶۳٪	۰.۰۰٪	۵۳.۵۶٪	-۴۲.۲۹٪	۵.۹۹٪
۸	لاستیک و پلاستیک	۱	۲۰۸	-۰.۰۳٪	۰.۰۰٪	۲۱.۱۲٪	-۱۸.۶۷٪	۶.۲۰٪
۹	خودرو و قطعات	۱۲	۲,۴۹۶	۰.۴۵٪	۰.۰۰٪	۴۲.۵۴٪	-۳۶.۱۰٪	۴.۸۴٪
۱۰	ماشین‌آلات و تجهیزات	۲	۴۱۶	۰.۲۵٪	۰.۰۰٪	۲۸.۱۱٪	-۱۶.۲۹٪	۴.۵۴٪
۱۱	کانی غیر فلزی	۱	۲۰۸	-۰.۰۲٪	-۰.۴۲٪	۱۵.۳۴٪	-۱۷.۰۳٪	۵.۲۶٪
۱۲	بانک‌ها و نهادهای پولی	۳	۶۲۴	۰.۷۰٪	۰.۰۰٪	۵۴.۱۱٪	-۱۱.۲۵٪	۴.۶۶٪
۱۳	سیمان، آهک و گچ	۴	۸۳۲	۰.۱۸٪	-۰.۱۶٪	۷۵,۴۵٪	-۵۴.۱۳٪	۷.۱۰٪
۱۴	کانه‌های فلزی	۴	۸۳۲	۰.۷۳٪	۰.۰۰٪	۷۷,۳۴٪	-۳۴.۹۹٪	۸.۲۹٪
۱۵	رایانه	۱	۲۰۸	۰.۹۳٪	۰.۰۰٪	۱۹.۹۷٪	-۲۲.۷۹٪	۶.۲۳٪
۱۶	شیمیایی	۴	۸۳۲	۰.۳۸٪	۰.۰۰٪	۳۵.۴۱٪	-۱۸.۸۲٪	۵.۵۵٪
۱۷	سایر مالی	۳	۶۲۴	۰.۶۱٪	۰.۰۲٪	۳۵.۱۴٪	-۳۸.۲۴٪	۴.۴۲٪
۱۸	مواد دارویی	۲	۴۱۶	۰.۷۸٪	۰.۰۰٪	۱۴.۰۶٪	-۱۰.۲۲٪	۳.۲۲٪
	مجموع مشاهدات	۵۸	۱۲,۰۶۴	۰.۵۲٪	۰.۰۰٪	۸۲,۶۹٪	-۶۹.۰۱٪	۵.۸۷٪

جدول ۴. آمار توصیفی متغیرها

ردیف	متغیر	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
۱	انحراف معیار مقطعی بازده (CSSD)	۰.۰۵۰۳	۰.۰۴۶۱	۰.۲۸۳۲	۰.۰۰۴۸	۰.۰۲۷۷
۲	انحراف معیار مطلق بازده (CSAD)	۰.۰۳۲۴	۰.۰۳۰۹	۰.۱۱۱۹	۰.۰۰۱۴	۰.۰۱۲۷
۳	لگاریتم انحراف معیار مقطعی بتاهای تورش دار $(\text{Log}(\text{Std}_c(\beta_{\text{imt}}^b)))$	-۰.۲۸۵۲	-۰.۲۷۹۳	-۰.۱۹۴۳	-۰.۳۷۰۲	۰.۰۴۴۸
۴	بازده بازار (r_{mt})	۰.۵۴٪	۰.۳۴٪	۱.۵۴٪	-۵.۸۸٪	۲.۱۰٪
۵	نوسان‌پذیری بازده بازار (δ_{mt})	۱.۸۲٪	۱.۹۶٪	۲.۲۲٪	۱.۰۸٪	۰.۳۱٪
۶	تغییرات حجم مبادلات (Vol_{mt})	۰.۷۴۹۲	۰.۰۵۰۲	۳۲.۶۴۷۳	-۰.۹۷۷۱	۳.۶۳۰۷
۷	اندازه (RS_{mt})	۰.۰۱۷۴	۰.۰۱۳۲	۰.۱۱۹۰	۰.۰۰۰۲	۰.۰۱۶۳
۸	عملکرد (RP_{mt})	۰.۱۰۵۳	۰.۱۰۰۷	۰.۲۵۱۴	۰.۰۰۵۳	۰.۰۳۵۵

نتایج آزمون فرضیه‌ها

نتایج بدست آمده از مدل‌های مبتنی بر پراکنندگی بازده‌ها و مدل حساسیت عاملی مبتنی بر بتا تأیید کننده وجود پدیده رفتار جمعی در بورس اوراق بهادار تهران است. در جداول ۳، ۴ و ۵ نتایج حاصل از آزمون‌های آماری و چگونگی رد یا تأیید فرضیه‌ها طبق نتایج تخمین آماری ارائه شده است.

جدول ۵. معنی‌داری آماری ضرایب در مدل انحراف معیار مقطعی بازده با سطح خطای ۵ درصد

متغیر	نمونه کامل	نمونه بدون شرکت‌های سرمایه‌گذاری
D_t^e	√	√
δ_{mt}	√	√
RP_{mt}	√	√
Vol_{mt}	×	√

D_t^e : متغیر مجازی با مقدار یک در دنباله بالا یا پایین توزیع بازده و صفر در غیر اینصورت، δ_{mt} : نوسان‌پذیری بازده بازار، Vol_{mt} : تغییرات حجم مبادلات، RP_{mt} : عامل عملکرد.

جدول ۶. معنی‌داری آماری ضرایب متغیرها در مدل انحراف مطلق بازده با سطح خطای ۵ درصد

متغیر	نمونه کامل	نمونه بدون شرکت‌های سرمایه‌گذاری
$ r_{mt} $	√	√
r_{mt}^2	×	√
δ_{mt}	×	×
RP_{mt}	√	√
Vol_{mt}	×	×

r_{mt} : بازده بازار، D : متغیر مجازی با مقدار یک در بازار مثبت و صفر در غیر اینصورت، δ_{mt} : نوسان‌پذیری بازده بازار، Vol_{mt} : تغییرات حجم مبادلات، RP_{mt} : عامل عملکرد.

یافته‌های مدل انحراف معیار مقطعی بازده حاکی از تأیید وجود پدیده رفتار جمعی در بازار سرمایه ایران می‌باشد. با این حال نتایج حاصل برای مدل انحراف مطلق مقطعی بازده، در مواردی ناقص نتایج مدل انحراف معیار مقطعی بوده است. در این مدل در

مواقعی که برآوردها با بهره‌گیری از نمونه نهایی شامل شرکت‌های سرمایه‌گذاری و هلدینگ بوده است، نتایج، وجود پدیده رفتار جمعی را در تمامی موارد رد می‌کند ولی در زمانی که از داده‌های نمونه با خارج کردن شرکت‌های سرمایه‌گذاری و هلدینگ استفاده می‌شود نتایج مشابه یافته‌های مدل انحراف معیار مقطعی بازده می‌شود.

تفاوت دیگر مدل CSAD با مدل CSSD در معنی‌دار نبودن آماری اثرگذاری انحراف معیار بازده بازار بر متغیر وابسته مدل (انحراف مطلق مقطعی بازده شرکت‌ها) بوده است علاوه بر این در هیچ یک از برآوردها ضریب متغیر تغییرات حجم مبادلات معنی‌دار نبوده است، بنابراین نمی‌توان اندازه انحراف مطلق مقطعی بازده شرکت‌ها را به تغییرات حجم مبادلات بازار مرتبط نمود. اما در مورد متغیر عملکرد، معنی‌داری ضریب در این مدل نیز تکرار شده است به این معنی که میزان تفاضل عملکرد شرکت‌های با عملکرد عالی و ضعیف، ارتباط مستقیمی با انحراف مطلق مقطعی بازده کل شرکت‌ها داشته است.

جدول ۷. معنی‌داری آماری ضرایب متغیرها در مدل حساسیت عاملی مبتنی بر بتا با سطح خطای ۵ درصد

متغیر	نمونه کامل	نمونه بدون شرکت‌های سرمایه‌گذاری
μ_m	√	√
φ_m	√	√
RP_{mt}	√	√
$\log \delta_{mt}$	√	√
Vol_{mt}	×	×
RS_{mt}	×	×
σ_{mv}^2	√	×
$\sigma_{m\eta}^2$	√	√

μ_m : امید ریاضی لگاریتم انحراف معیار بناهای مقطعی، φ_m : ضریب تعدیل در ساختار خودهمبسته متغیر پنهانی، σ_{mv}^2 : واریانس پسماند جمله اندازه‌گیری در ساختار فضای حالت، $\sigma_{m\eta}^2$: واریانس پسماند جمله وضعیت در ساختار فضای حالت، δ_{mt} : نوسان‌پذیری بازده بازار، Vol_{mt} : تغییرات حجم مبادلات، RS_{mt} : عامل اندازه، RP_{mt} : عامل عملکرد.

بر اساس نتایج مدل حساسیت عاملی مبتنی بر بتا، پدیده رفتار جمعی در بازار بورس اوراق بهادار تهران محتمل بوده و تأیید می‌شود. علاوه بر این اثرگذاری متغیرهایی چون حجم مبادلات و عامل اندازه بر انحراف معیار بتاهای مقطعی شرکت‌ها رد شد. بنابراین این عوامل نقش تعیین‌کننده‌ای در تغییرات پارامتر انحراف معیار بتاهای مقطعی نداشته و از سهمی در تبیین این متغیر برخوردار نیستند. با این حال مشابه دو مدل دیگر، عامل عملکرد، با داشتن ضریب معنی‌دار، بخشی از تغییرات انحراف معیار مقطعی بتاهای شرکت‌ها را تبیین می‌کند.

توان مقایسه‌ای مدل‌ها

به طور معمول برای ارزیابی توان توضیحی مدل‌های مختلف و حصول اطمینان از قابل اتکا بودن نتایج بدست آمده از معیارهای زیر استفاده می‌شود.

ضریب تعیین تعدیل شده (\bar{R}^2): این معیار برخلاف ضریب تعیین (R^2)، تعداد متغیرهای کنترلی را در رابطه با تعداد مشاهدات مدنظر قرار می‌دهد و بابت کاهش درجه آزادی جریمه‌ای در نظر می‌گیرد. فرمول محاسبه ضریب تعیین تعدیل شده بصورت زیر می‌باشد.

$$\bar{R}^2 = 1 - (1 - R^2) \frac{n - 1}{n - k} = 1 - \frac{\sum e_i^2}{\sum (y_i - \bar{y})^2} \quad (14)$$

در رابطه (۱۴)، n تعداد مشاهدات، k تعداد پارامترهای مدل، y_i و \bar{y} به ترتیب مقدار مشاهده شده و میانگین مشاهدات متغیر وابسته و $\sum e_i^2$ مجموع مجذور خطا می‌باشد. ریشه مجموع مجذورات خطا (RSME): این معیار از طریق محاسبه جذر مجموع مجذور خطا ($\sum e_i^2$) حاصل می‌شود.

معیار آکائیک (AIC): این معیار با افزایش ضریب تعیین کاهش می‌یابد و کمتر بودن این معیار نشانه برازش مناسب‌تر مدل می‌باشد. فرمول محاسبه این معیار به شرح زیر است.

$$\text{Log likelihood}(LL) = \frac{T}{2} \left[1 + \ln 2\pi + \ln \frac{\sum e_i^2}{T} \right] \rightarrow AIC = -\frac{LL}{T} + \frac{2k}{T} \quad (15)$$

در رابطه (۱۵) T تعداد مشاهدات، k تعداد پارامترهای مدل و $\sum e_i^2$ مجموع مجذور خطا

می‌باشد.

معیار شوارتز (SIC): این معیار نیز به مانند معیار آکائیک با افزایش ضریب تعیین کاهش می‌یابد و مقدار کمتر آن به معنی مطلوب‌تر بودن برازش مدل می‌باشد. تفاوت این معیار با معیار آکائیک لحاظ کردن جریمه سنگین‌تر در این معیار، بابت از دست دادن درجه آزادی می‌باشد.

$$SIC = -\frac{LL}{T} + \frac{k \cdot LnT}{T} \quad (۱۶)$$

در جدول ۸ اطلاعات مربوط به معیارهای ضریب تعیین، ضریب تعیین تعدیل شده، ریشه مجموع مجذورات خطا، آکائیک و شوارتز برای مدل‌های سه‌گانه پژوهش گزارش شده است.

جدول ۸. خلاصه معیارهای آماری مدل‌های پژوهش

معیار شوارتز (SIC)	معیار آکائیک (AIC)	ریشه مجموع مجذورات خطا (RSME)	ضریب تعیین تعدیل شده (\bar{R}^2)	ضریب تعیین (R^2)	
-۵,۴۷۵	-۵,۵۵۵	۰,۲۱۱۸۹۶	۰,۸۰۰۴	۰,۸۰۴۲	مدل CSSD
-۲,۱۰۱	-۲,۱۹۷	۱,۱۳	۰,۸۳۴۷	۰,۸۳۸۷	مدل CSAD
-۶,۱۹۳	-۶,۲۸۹	۰,۱۴۵۹۲۵	۰,۹۴۶۷	۰,۹۴۸۰	مدل $\text{Log}(\text{Std}_c(\beta_{\text{imt}}^b))$

در صورتی که بر اساس معیارهای مندرج در جدول ۵، مقایسه‌ای بین مدل‌ها انجام شود، به نظر می‌رسد مدل حساسیت عاملی مبتنی بر بتا با معیارهای مختلف، برازش مناسب‌تری از دو مدل دیگر داشته و از توان توضیحی بالاتری برخوردار است، ولی در مقایسه مدل CSSD و CSAD، اگرچه مدل CSAD از ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل شده مناسب‌تری برخوردار است ولی در معیارهای متکی بر مجموع مجذورات خطا مدل CSSD شرایط بهتری را نشان می‌دهد. با این حال مقایسه مدل‌ها بر مبنای معیارهای متکی بر مجموع مجذورات خطا صحیح به نظر نمی‌رسد، زیرا به جهت متغیرهای وابسته متفاوتی که برای هر یک از مدل‌ها تعریف شده است $\sum e_i^2$ ها نیز به جهت تبعیت از متغیر وابسته مقادیری با مقیاس متفاوت به خود خواهند گرفت و

معیارهای آکائیک و شوارتز قابلیت اتکا نخواهند داشت. در مورد معیار ضریب تعیین با توجه به فرمول محاسبه $(\bar{R}^2 = 1 - \frac{\sum e_i^2}{\sum (y_i - \bar{y})^2})$ ، تقسیم $\sum e_i^2$ بر پراکندگی متغیر وابسته مدل مشکل مقیاس را برطرف می‌سازد و قابلیت مقایسه ضریب تعیین‌ها میسر می‌شود. در این پژوهش از آزمون آماری بررسی تفاوت معنادار ضریب تعیین مدل‌ها نیز استفاده شده است تا بتوان در خصوص فرضیه‌های طرح شده استنباط نمود. بر این اساس در صورتی که بر اساس آزمون آماری (آزمون F) بین مدل‌های مورد مقایسه تفاوت معناداری وجود داشته باشد مدلی به عنوان مدل برتر برگزیده خواهد شد که از ضریب تعیین تعدیل شده بالاتری برخوردار باشد. در جدول ۹ نتایج آزمون فرضیه‌های آماری طرح شده همراه با استنباط حاصل از این آزمون‌ها ارائه شده است.

جدول ۹. آزمون مقایسه‌ای تفاوت توضیح دهنده‌ی مدل‌های پژوهش

مقایسه دو مدل BETA و CSAD		مقایسه دو مدل BETA و CSSD		مقایسه دو مدل CSAD و CSSD	
۱۱,۶۴۴۸	آماره F	۳۰,۶۴۰۹	آماره F	۸,۳۹۱۶	آماره F
۰,۰۰۰۰۲	سطح معناداری	۰,۰۰۰۰۰	سطح معناداری	۰,۰۰۴۱۸	سطح معناداری
تفاوت معنادار است.	نتیجه آماری	تفاوت معنادار است.	نتیجه آماری	تفاوت معنادار است.	نتیجه آماری
بر اساس معیار ضریب تعیین BETA برتر است.	استنباط	بر اساس معیار ضریب تعیین BETA برتر است.	استنباط	بر اساس معیار ضریب تعیین CSAD برتر است.	استنباط

بنابر نتایج آماره و استنباط ارائه شده، اول این که توان توضیح دهنده‌ی مدل‌ها به طور معناداری متفاوت از یکدیگر است، دوم این که می‌توان در مورد توان مقایسه‌ای مدل‌ها رأی به برتری مدل BETA بر دو مدل دیگر داد و در مقایسه دو مدل CSSD و CSAD نیز توان توضیح دهنده‌ی مدل CSAD یا مدل انحراف مطلق بازده را بالاتر دانست.

تحلیل یافته‌ها و نتیجه‌گیری

در این پژوهش برآزش مدل‌ها و آزمون فرضیه‌ها در چارچوب سه مدل کلی (مدل انحراف معیار مقطعی بازده، انحراف مطلق بازده و مدل حساسیت عاملی مبتنی بر بتا) و با استفاده از دو مجموعه از داده‌ها (داده‌های کلیه شرکت‌های منتخب در نمونه نهایی و داده‌های نمونه نهایی بدون حضور شرکت‌های سرمایه‌گذار و هلدینگ) به انجام رسیده است.

در آزمون رد یا تأیید پدیده رفتار جمعی، این پدیده رفتاری در هر سه مدل مورد تأیید قرار گرفته است، به این معنی که سرمایه‌گذاران فعال در بورس اوراق بهادار تهران به طور معمول از استقلال عمل در اتخاذ تصمیم‌های سرمایه‌گذاری بهره‌مند نبوده و تبعیت از تصمیمات دیگر سرمایه‌گذاران را به اتخاذ رویکرد مستقل ترجیح می‌دهند. چنین الگوی رفتاری می‌تواند در عدم کارایی بازار و نقص‌های موجود در مؤلفه‌های کارایی، عدم وجود شفافیت اطلاعاتی، عمق تحلیلی و کارشناسی اندک بازار، تبعیت فعالان بازار از اخبار غیربنیادی در اتخاذ تصمیمات و نواقص موجود در مکانیزم‌های اجرایی طراحی شده در بازار، ریشه داشته باشد.

در واقع تأثیرپذیری رفتار سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران از نگاه آرزومندانه و بکارگیری سطحی از تحلیل بنیادین و روش‌های ارزشگذاری سهام، موجب می‌شود کانال‌های اتخاذ تصمیم محدودتر شده و افراد اقدام به اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری مشابه نمایند.

شواهد بدست آمده از وارد نمودن داده‌های شرکت‌های سرمایه‌گذاری و هلدینگ در برآزش و آزمون مدل‌های پژوهش، مؤید اثرگذاری ویژه ورود داده‌های این شرکت‌ها در نتایج خروجی نمی‌باشد. اگرچه در مدل مبتنی بر انحراف مطلق بازده، برآورد مدل با حضور شرکت‌های سرمایه‌گذاری به نتایجی همسو با جهت‌گیری کلی خروجی مدل‌ها نمی‌انجامد، ولی در مجموع ورود این داده‌ها، تغییرات عمده در نتایج به همراه نداشته است. در مورد مدل مبتنی بر انحراف مطلق بازده نیز می‌توان ساختار کلی مدل و شکل کلی داده‌ها در ارتباط با آن را مؤثر در خروجی بدست آمده دانست.

در میان متغیرهای کنترلی، متغیر حجم مبادلات، عملکرد نسبی و انحراف معیار بازده

بازار در تبیین متغیرهای وابسته مدل‌ها، اثر تعیین کننده داشته و ضرایب آن‌ها از نظر آماری معنی‌دار بوده است. بنابراین می‌توان تغییرات حجم مبادلات و تمایز عملکرد بازده سهام شرکت‌های عالی و ضعیف بورس تهران را در تبیین پراکندگی بازده مقطعی و مطلق و همچنین انحراف معیار بتاهای مقطعی شرکت‌ها اثرگذار به شمار آورد.

نهایتاً، بررسی توان آماری مدل‌های پژوهش در تبیین پدیده رفتاری جمعی نشان می‌دهد، مدل حساسیت عاملی مبتنی بر بتا که از ساختار فضای حالت بهره گرفته است از توان توضیح‌دهندگی بالاتری نسبت به مدل دیگر برخوردار بوده است؛ با این حال می‌توان توان تبیینی کمتر در دو مدل انحراف معیار مقطعی و انحراف مطلق مقطعی را به ساختار رگرسیونی خاص این مدل‌ها و ترکیب و شکل داده‌های نمونه پژوهش نسبت داد. البته با توجه به مؤلفه‌ها و مشخصه‌های ارائه شده برای هر یک از مدل‌های پژوهش، توان تبیینی تمامی مدل‌ها از نظر آماری معنی‌دار و خروجی آن‌ها قابلیت تفسیر و اتکا دارد.

محدودیت‌های پژوهش

محدودیت‌هایی در این تحقیق وجود داشته است که ممکن است بر چارچوب تحقیق و تعمیم نتایج آن اثرگذار باشد. عمده محدودیت‌های مطرح شامل موارد زیر بوده است. محدودیت‌های مقرراتی و مکانیزم‌های کنترلی: مقرراتی همچون حجم مبادلات، حد نوسان قیمت روزانه و توقف نماد معاملاتی شرکت‌ها که بعضاً مدت زمان آن نیز طولانی می‌شود به طور معمول موجب شکل‌گیری محدودیت‌هایی در انجام پژوهش‌های تجربی می‌شود. این مورد از محدودیت‌های اثرگذار در این تحقیق بوده است.

عمق اندک بازار: بازار سرمایه ایران بازاری جوان و نوپا می‌باشد که سهم ناچیزی از تولید ناخالص ملی دارد. نوپا بودن بازار سرمایه، ارزش ریالی محدود بازار سرمایه و شناخته نبودن برای عموم موجب شده است عمق بازار سرمایه ایران بسیار اندک بوده و مبادلات اوراق بهادار از روند پیوسته و پر حجم فاصله داشته باشد، این موضوع بویژه در مورد سهام شرکت‌های کوچک موجب نبود داده‌های لازم برای مطالعات اینچینی می‌شود.

محدودیت منابع اطلاعاتی: به طور طبیعی بهره‌مندی از آمار و اطلاعات منسجم و قابل اتکا و داشتن بایگانی منظم و بی‌نقص از داده‌های بازار، اساس انجام پژوهش‌ها و اتخاذ

سیاست‌ها به شمار می‌آید. در پژوهش‌های مالی در بازار سرمایه ایران، بررسی داده‌های منابع اطلاعاتی مختلف بعضاً به اطلاعات متناقض و ناهمخوان می‌انجامد یا اطلاعات یک منبع در مقام ارزیابی صحت داده‌ها، اطمینان لازم در خصوص صحت داده‌ها را منتقل نمی‌کند. در مورد این محدودیت با تطبیق داده‌ها و رفع موارد اختلاف، تلاش شده است این امر اثر معنی‌داری بر نتایج آزمون فرضیه‌ها نداشته باشد.

منابع و مأخذ

۱. پمپین میشل ام.، ترجمه احمد بدری (۱۳۸۸). *دانش مالی رفتاری و مدیریت دارایی*. انتشارات کیهان.
۲. دامودار گجراتی، ترجمه حمید ابریشمی (۱۳۸۷). *مبانی اقتصاد سنجی*. مؤسسه انتشارات و چاپ دانشگاه تهران.
۳. راعی و تلنگی (۱۳۸۳). *مدیریت سرمایه‌گذاری پیشرفته*. انتشارات سمت.
4. Bikhchandani S. and Sharma S. (2000). *Herd Behavior in Financial Markets: A Review*. Working paper. IMF Institute.
5. Chang E.C., Cheng J.W. and Khorana A. (2000). *An Examination of Herd Behavior in Equity Markets: An International Perspective*. Journal of Banking and Finance 24, pp. 1654-1679.
6. Chiang T.C. and Zheng D. (2008). *An Empirical Investigation of Herd Behavior: Evidence from International Perspective*. Working Paper. Drexel University.
7. Choi N. and Sias R.W. (2009). *Institutional industry herding*. Journal of Financial Economics 94, pp. 469-491.
8. Demirer R. and Kutan A. M. (2006). *Does Herding Behavior Exist in Chinese Stock Market?*. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money 16, pp. 123-142.
9. Devenow A. and I. Welch (1996). *Rational herding in financial economics*. European Economic Review 40, pp. 603-615.
10. Gleason K.C., Lee C.I. and Mathur I. (2003). *Herding behavior in European futures markets*. Finance Letters 1, pp. 5-8.
11. Hwang S. and Salmon M. (2004). *Market Stress and Herding*. Journal of Empirical Finance 11, pp. 585-616.
12. Riza Demirer, Ali M. Kutan and Chun-Da Chen (2010). *Do investors herd in emerging markets?: Evidence from Taiwanese market*. Journal of Economic Behavior & Organization 76, pp. 283-295.
13. Tan L., Chiang T.C., Mason J. and Nelling E. (2008). *Herding Behavior in Chinese Stock Markets: An Examination of A and B Shares*. Pacific-Basin Finance Journal 16, pp. 61-77.
14. Thomas C., Chiang and Dazhi Zheng (2010). *An empirical analysis of herd behavior in global stock markets*. Journal of Banking & Finance 34, pp. 1911-1921.
15. Thomas C., Chiang, Jiandong Li and Lin Tan (2010). *Empirical investigation of herding behavior in Chinese stock markets: Evidence from quantile regression analysis*. Global Finance Journal 21, pp. 111-124.
16. Uchida H. and Nakagawa R. (2007). *Herd behavior in the Japanese loan market: evidence from bank panel data*. Journal of Financial Intermediation 16, pp. 555-583.