فصلنامه علمی اقتصاد و بانکداری اسلامی، شماره پنجاه و دوم، پاییز ۱۴۰۴- صفحات ۵۹۰-۵۶۱

بررسی رفتار رمه‌ای در بازار سهام ایران و شناسایی عوامل موثربرآن: رویکرد مارکوف سویچینگ با احتمالات انتقال متغیر

نوع مقاله: پژوهشی

هدایت حسین‌زاده[۱]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۱/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۳/۱۹

چیکده

هدف اصلی این مطالعه، بررسی وجود رفتار رمه‌ای در بازار سهام ایران و شناسایی عوامل موثر بر شکل‌گیری آن است. در این راستا از داده‌های روزانه تمامی سهم‌های موجود در بازار در بازه آذرماه سال ۱۳۸۷ تا شهریورماه سال ۱۴۰۱ استفاده شده است. در این مطالعه، از روش جدید مارکوف سویچینگ با احتمالات انتقال متغیر استفاده شده که در کنار بررسی الگوی غیرخطی رفتار رمه‌ای، این امکان را برای محقق فراهم می‌کند که بتواند عوامل موثر بر انتقال بین رژیم‌ها را نیز شناسایی کند. ابتدا وجود رفتار رمه‌ای با استفاده از مدل خطی بررسی شده و سپس با نتایج مدل غیرخطی مقایسه شده است. نتایج برآورد هر دو مدل حاکی از وجود رفتار رمه‌ای در بازار سهام است اما برآورد مدل غیرخطی نشان می‌دهد که الگوی رفتار رمه‌ای طی زمان ثابت نبوده و به صورت مداوم در حال تغییر است و بازار سهام بین دو رژیم رفتار عقلایی و رفتار رمه‌ای به صورت مکرر جابجا می‌شود. نتایج برآورد مدل غیرخطی همچنین بیانگر اثرگذار بودن متغیرهای ارزش بازار سهام و حجم معاملات بر کاهش احتمال شکل‌گیری رفتار رمه‌ای در بازار سهام است. بنابراین عمق بخشیدن به بازار سهام می‌تواند به عنوان یک ابزار سیاستی در جهت مقابله با شکل‌گیری رفتار رمه‌ای توسط سیاست‌گذار مورد بهره‌برداری قرار گیرد.

واژه‌های کلیدی: بورس اوراق بهادار، رفتار رمه‌ای، مدل مارکوف سویچینگ

طبقه‌بندی JEL: G10، G14، C22

۱ استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران hedhus@pnu.ac.ir

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07]

مقدمه

بررسی تحولات اقتصاد ایران حاکی از رخداد دو واقعه مهم طی دهه اخیر است. طی این دهه، حداقل شاهد دو بحران بزرگ در اقتصاد ایران بوده‌ایم. این بحران‌های اقتصادی عمدتا در نتیجه تشدید تحریم‌ها و همچنین انباشت مشکلات اقتصادی دهه‌های پیشین، صورت پذیرفته‌اند. فارغ از دلیل شکل‌گیری آن، هر دو بحران دارای برخی ویژگی‌های مشترک هستند. اتفاقی که در هر دو دور از تحریم‌ها (اولی در سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۲ و دومی از سال ۱۳۹۷ تا ۱۳۹۹) در بازار سهام افتاده است، به این شکل بوده که ابتدا تمایل بسیاری برای خرید سهام شکل گرفته و قیمت اکثریت سهام (فارغ از ارزش ذاتی آنها) شروع به رشد کرده است و سپس بعد از رسیدن به یک نقطه اوج، به یکباره، رفتار سرمایه‌گذاران تغییر پیدا کرده و تلاش کرده‌اند که سهامی که در اختیار دارند را به فروش برسانند.

وقوع چنین رفتاری چندان نمی‌تواند با فرضیه بازار کارا[۱] که در آن همه سرمایه‌گذاران عقلایی بوده و از تمامی اطلاعات موجود به بهترین شکل در راستای تعیین قیمت سهام استفاده می‌کنند، سنخیت داشته باشد. به نظر می‌رسد حداقل در دو دوره مذکور انحراف از فرضیه بازار کارا رخ داده و سرمایه‌گذاران تورش‌های رفتاری[۲] از خود نشان داده‌اند که شباهت زیادی به رفتار رمه‌ای[۳] دارد.

عبارت رفتار رمه‌ای، شاید یکی از پرکاربردترین مفاهیم در حوزه‌های مختلف علم باشد. این عبارت در طیف گسترده‌ای از علوم مانند عصب‌شناسی، جانورشناسی، روانشناسی، اقتصاد و علوم مالی دارای کاربرد است. به طور کلی، رفتار رمه‌ای در علم اقتصاد به معنی فرآیندی است که در آن، عوامل اقتصادی از تصمیمات یکدیگر تقلید کرده و تصمیمات خود را بر اساس تصمیم سایرین اتخاذ می‌کنند (میرلوحی و همکاران، ۱۳۹۸).

رفتار رمه‌ای در بازار سهام، می‌تواند پیامدهای نامطلوبی مانند شکل‌گیری حباب، تخصیص نابهینه منابع و ... را می‌تواند به همراه داشته باشد (آوری و زمسکی[۴]، ۱۹۹۸). از طرف دیگر، با توجه به اینکه تغییرات بازار سهام، صرفا محدود به این بازار (و آثار اسمی) نبوده و می‌تواند از مکانیزم‌های مختلفی مانند مکانیزم ثروت، مکانزیم اعتبار و ... بخش واقعی اقتصاد را نیز تحت تاثیر قرار دهد، بررسی رفتار رمه‌ای و عوامل موثر بر آن می‌تواند از اهمیت بسیار بالایی برخوردار باشد. وقوع بحران‌های مالی

---

۱ Efficient Market Hypothesis

۲ Behavioral Bias

۳ Herd Behavior

۴ Avery and Zemsky

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07]

متعدد طی دهه‌های اخیر، سبب شده تا محققین حوزه اقتصاد، به دنبال عوامل ایجاد چنین بحران‌هایی باشند و به نقش رفتار رمه‌ای در شکل‌گیری این بحران‌ها تاکید کنند.

مطالعاتی که پیشتر در زمینه شناسایی رفتار رمه‌ای انجام شده، دارای ایرادات اساسی در بخش روش‌شناسی هستند. در اغلب این مطالعات چنین فرض شده که رفتار رمه‌ای دارای الگوی یکسان در همه دوره‌ها است. این در حالی است که رفتار رمه‌ای می‌تواند در بازار شکل بگیرد و سپس از بین برود. ممکن است در برخی از بحران‌ها، فعالان اقتصادی، از خود رفتار رمه‌ای نشان دهند و در برخی دیگر، چنین رفتار نکنند. بنابراین، استفاده از روش‌های خطی برای شناسایی رفتار رمه‌ای می‌تواند محقق را در دستیابی به نتایج بدون تورش و دقیق، با مشکل مواجه کند. در این مطالعه برای شناسایی رفتار رمه‌ای از روش مارکوف سویچینگ با احتمالات انتقال متغیر طی زمان استفاده شده است. استفاده از این روش دو مزیت مهم را به همراه دارد: اول اینکه در چارچوب این روش، می‌توان رفتار رمه‌ای را به صورت متغیر طی زمان مدلسازی کرد و دوم اینکه، استفاده از این روش این امکان را فراهم می‌کند که بتوان، علاوه بر بررسی وجود رفتار رمه‌ای، عوامل موثر بر آن را نیز شناسایی نمود.

در این راستا و در جهت دستیابی به اهداف تحقیق، این مطالعه در ۵ بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه حاضر، مبانی نظری و مروری بر مطالعات تجربی آمده است. در بخش سوم، داده‌ها و روش‌شناسی تحقیق معرفی شده و در بخش چهارم نیز نتایج تجربی تحقیق ارائه شده است. نهایتا در بخش پنجم نیز خلاصه و نتیجه‌گیری تحقیق آمده است.

پشینه پژوهش

پیشینه نظری

موقعیت‌های بسیار زیادی در زندگی روزمره ما وجود دارد که ما در تصمیم‌گیری‌های خود، تحت تاثیر تصمیمات دیگران قرار می‌گیریم. شاید رایج‌ترین مثالی که وجود دارد انتخاب رستوران، مدرسه یا دانشگاه باشد. ما معمولا رستورانی را انتخاب می‌کنیم که مشهور بوده و دارای مشتریان زیادی باشد یا فرزندمان را در مدرسه‌ای ثبت نام می‌کنیم که متقاضیان زیادی برای آن وجود داشته باشد. رای‌دهندگان معمولا از نتایج نظرسنجی‌هایی که پیش از انتخابات انجام می‌شود، متاثر شده و به کسانی رای می‌دهند که در نظرسنجی به عنوان برنده پیش‌بینی شده بودند (بنرجی، ۱۹۹۲).

مثال‌های از این دست بسیار زیاد است و می‌توان هزاران نمونه از چنین رفتارهایی ارائه نمود که در آنها افراد هنگام تصمیم‌گیری به تصمیمات سایرین توجه می‌کنند. چنین رفتاری که در آن فرد از تصمیمات دیگران تقلید نموده و تصمیمات خود را نه بر مبنای نظر شخصی بلکه بر مبنای تصمیمات

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07]

دیگران اتخاذ می‌کند، به رفتار رمه‌ای[۱] شهرت دارد. رفتار رمه‌ای همانطور که در زندگی روزمره اتفاق می‌افتد، در بازارهای مالی و دارایی نیز امکان وقوع دارد.

شاید بتوان کینز[۲] را به عنوان اولین نفری معرفی کرد که این مفهوم را به ادبیات مالی وارد کرد. کینز همواره بر این باور بود که فعالان بازار، سهام خود را نه بر اساس قیمت ذاتی آن، بلکه بر اساس ارزیابی سایر فعالان بازار سرمایه از آن سهم و پیش‌بینی سایر فعالان درباره قیمت و روند آینده سهم انتخاب می‌کنند.

گرچه کینز، به نوعی مطرح‌کننده رفتار رمه‌ای بود، اما تا سال‌ها بعد، رفتار رمه‌ای نتوانست جایگاهی در ادبیات مالی پیدا کند. پس از کینز، رفتار رمه‌ای پس از سال‌ها مجددا توسط شیلر[۳] (۱۹۸۷) وارد ادبیات بازارهای مالی شد و بعد از آن توسط شارف‌اشتین و اشتین[۴] (۱۹۹۰)، بنرجی[۵] (۱۹۹۲) و بیکچندانی، هیرشلیفر و ولش[۶] (۱۹۹۲) مدلسازی شد.

بیکچندانی و سایرین (۱۹۹۲) رفتار رمه‌ای را به این شکل تعریف می‌کنند: «رفتار رمه‌ای یک رفتار تقلیدی است که از عوامل فردی نشات گرفته و منتج به نتایج نابهینه‌ای برای بازار به عنوان یک کل می‌شود».

دلایل متعددی وجود دارد که می‌تواند در بازارهای مالی منجر به شکل‌گیری رفتار رمه‌ای شود. اما عمده‌ترین دلایل به وجود آمدن رفتار رمه‌ای در بازار را می‌توان در سه دسته عمده تقسیم‌بندی کرد: اطلاعات ناقص، مسئله شهرت یا اعتبار و ساختار دستمزد. در زیر به تفصیل به تشریح هر یک از این سه عامل پرداخته می‌شود.

رفتار رمه‌ای مبتنی بر اطلاعات

رفتار رمه‌ای مبتنی بر اطلاعات ناقص، نوعی از رفتار رمه‌ای عقلایی است که در چارچوب بازار سهام یا سایر بازارهای مالی امکان شکل‌گیری دارد و توسط بنرجی (۱۹۹۲)، بیکچندانی، هیرشلیفر و ولش (۱۹۹۲) و ولش (۱۹۹۲) مدلسازی شده است.

فرض کنید افراد در شرایط نااطمینانی با تصمیمات مشابه سرمایه‌گذاری روبرو باشند و اطلاعات خصوصی (اما ناقص) در مورد تصمیم صحیح سرمایه‌گذاری داشته باشند. اطلاعات خصوصی افراد را

---

۱ Herd Behavior
۲ Keynes
۳ Shiller
۴ Scharfstein and Stein
۵ Banerjee
۶ Bikhchandani, Hirshleifer, and Welch

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07]

می‌توان به عنوان نتیجه تلاش‌های پژوهشی آنها در مورد یک سرمایه‌گذاری خاص مانند یک سهم نظر گرفت. از سوی دیگر، تمامی اطلاعات مرتبط با سرمایه‌گذاری مورد نظر نیز به صورت عمومی در اختیار افراد قرار می‌گیرد. اما مسئله‌ای که وجود دارد این است که در مورد کیفیت این اطلاعات عمومی، نااطمینانی وجود دارد. به عنوان مثال آیا آمار و ارقام اقتصادی منتشر شده توسط دولت دستکاری شده است؟ آیا دولت واقعا اقدام به انجام اصلاحات اقتصادی نموده است؟ اینها مثال‌هایی هستند که نشان‌دهنده نا اطمینانی در اطلاعات عمومی منتشر شده هستند. در این چارچوب، ارزیابی هر فرد از صحت و سقم اطلاعات عمومی منتشر شده را می‌توان به عنوان اطلاعات خصوصی برای آن فرد در نظر گرفت. افراد می‌توانند کنش (تصمیمات سرمایه‌گذاری) همدیگر را مشاهده کنند اما به اطلاعات خصوصی سایر افراد و سیگنال‌های دریافتی آنها دسترسی ندارند. جاودان‌زاده و همکاران (۱۴۰۰) نشان می‌دهند که هر چقدر کیفیت اطلاعات منتشر شده پایین‌تر باشد، احتمال نادیده گرفته شدن اطلاعات توسط افراد بیشتر می‌شود. بر این اساس، اگر افراد بینش اندکی در مورد تصمیم صحیح سرمایه‌گذاری داشته باشند، می‌توان اطلاعات خصوصی آنها را از روی کنش هر یک استنباط نمود. در چنین چارچوبی امکان رخ دادن رفتار رمه‌ای در بازار وجود دارد. رفتار سست سرمایه‌گذاران می‌تواند به راحتی با دستیابی به اطلاعات اندک جدید (مانند تصمیمات سایر سرمایه‌گذاران)، شکننده باشد و شرایط را برای پیدایش رفتار رمه‌ای مهیا می‌کند. در چنین شرایطی، برخی اتفاقات تصادفی به همراه انتخاب برخی از سرمایه‌گذاران که پیش از همه تصمیم می‌گیرند، می‌تواند سبب شکل‌گیری رفتاری شود که از آن تحت عنوان «رفتار رمه‌ای» یاد می‌شود.

رفتار رمه‌ای مبتنی بر اعتبار یا شهرت

شارف‌اشتین و اشتین (۱۹۹۰) تئوری دیگری در مورد علت شکل‌گیری رفتار رمه‌ای در بازار سهام ارائه نمودند. ایده اصلی تئوری شارف‌اشتین و اشتین این است که زمانی که یک مدیر سرمایه‌گذاری و کارفرمای او در مورد توانایی مدیر در انتخاب سهام مناسب اطمینان نداشته باشند، انطباق پورتفولیوی سرمایه‌گذاری با پورتفولیوی سایر متخصصان از سوی مدیر می‌تواند میزان توانایی مدیر در انتخاب سهام مناسب را همچنان در هاله‌ای از ابهام نگه دارد. این کار به نفع مدیر خواهد بود و با تقلید از تصمیمات سرمایه‌گذاری سایر مدیران، می‌تواند سطح توانایی خود را از کارفرمای خود مخفی نگه دارد؛ اگر سایر مدیران نیز چنین رفتار کنند، رفتار رمه‌ای رخ خواهد داد.

رفتار رمه‌ای مبتنی بر ساختار دستمزد

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07]

اگر دستمزد سرمایه‌گذار (به عنوان مثال یک کارگزار) به سطح عملکرد او در مقایسه با سایر سرمایه‌گذاران ربط داشته باشد، این مسئله می‌تواند انگیزه‌های کارگزار را مختل کند و سبب تشکیل پورتفولیو غیربهینه شود (برنان[۱] (۱۹۹۳) و رول[۲] (۱۹۹۲)). این موضوع همچنین می‌تواند رفتار رمه‌ای را در بازار به دنبال داشته باشد. زمانی که دستمزد کارگزار وابسته به عملکرد یک سرمایه‌گذار معیار باشد، کارگزار انگیزه این را خواهد داشت که از سرمایه‌گذار معیار، تقلید کند و پورتفولیوی خود را پس از مشاهده تصمیم‌های سرمایه‌گذار معیار، طوری تعیین کند که به پورتفولیوی وی بسیار نزدیک باشد تا دستمزد خود را حداکثر نماید که این امر در نهایت، منجر به بروز رفتار رمه‌ای در بازار می‌شود.

پیشینه تجربی

مطالعات زیادی در حوزه بررسی وجود رفتار رمه‌ای در بازارهای مختلف، خصوصا در بازار سهام، تا کنون انجام شده است. در زیر، مهم‌ترین مطالعات انجام شده داخلی و خارجی در این حوزه مرور شده است.

مطالعات داخلی

بیدگلی و شهریاری (۱۳۸۶) در مطالعه خود وجود رفتار رمه‌ای سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی و آزمون قرار داده‌اند. بررسی رفتار رمه‌ای هم در دوران کاهش بازار و هم در دوران رونق بازار انجام شده است. یافته‌های این تحقیق حاکی از آن است که رفتار رمه‌ای در دوران رونق بازار در بورس اوراق بهادار تهران وجود ندارد، ولی شواهدی از رفتار رمه‌ای در زمان رکود بازار با استفاده از داده‌های روزانه بازده وجود دارد. نکته دیگر آنکه محققین با استفاده از داده‌های هفتگی و ماهانه به شواهدی از رفتار رمه‌ای دست نیافتند که این مساله می‌تواند تاکیدی بر کوتاه‌مدت بودن پدیده رفتار رمه‌ای باشد.

یوسفی و شهرآبادی (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای با استفاده از مدل هوانگ و سالمون به بررسی وجود رفتار توده وار (رمه‌ای) بین سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. در این تحقیق که برای بازه سالهای ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۶ انجام شده است، محققین به این نتیجه رسیدند که در دوره مورد بررسی، رفتار رمه‌ای در بازار وجود داشته است.

پورزمانی (۱۳۹۱) در مطالعه خود به بررسی رفتار رمه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران در میان سرمایه‌گذاران نهادی این بازار پرداخته است. در این مطالعه، برای بررسی رفتار رمه‌ای از رویکرد

---

۱ Brennan

۲ Roll

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07]

کریسیتی و هوانگ (۱۹۹۵) استفاده شده است. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق داده‌های روزانه و هفتگی بازار در بازه زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ بوده است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که رفتار رمه‌ای در دوران رونق بازار در بورس اوراق بهادار تهران وجود ندارد، ولی شواهدی از رفتار رمه‌ای در دوران رکود بازار وجود دارد. نکته دیگر اینکه با استفاده از داده‌های هفتگی محقق نتوانسته است شواهدی حاکی از رفتار رمه‌ای بدست بیاورد که این مساله می‌تواند تاکیدی بر یافته کریستی و هوانگ (۱۹۹۵) مبنی بر کوتاه‌مدت بودن پدیده رفتار رمه‌ای باشد.

صالحی و دیگران (۱۳۹۲) با استفاده از مدل‌های LSV و امیرات-بوری به بررسی وجود رفتار رمه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران (در میان بیست شرکت سرمایه‌گذاری) در بازه زمانی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۸ پرداختند. در این مطالعه علاوه بر بررسی وجود رفتار رمه‌ای، تلاش شده است تا نوع رفتار رمه‌ای (عقلایی یا غیرعقلایی) شناسایی شود. نتایج مطالعه حاکی از وجود رفتار رمه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران است. علاوه بر این، نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که رفتار رمه‌ای موجود در بازار به دلیل پیروی مدیران شرکت‌های سرمایه‌گذاری از احساسات است.

باباجانی و همکاران (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای خود به بررسی رفتار توده‌وار یا رمه‌ای در صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند.در این مطالعه، از روش LSV استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که بین صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک فعال در بورس اوراق بهادار تهران رفتار رمه‌ای وجود دارد. همچنین رفتار رمه‌ای صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک روی سهام شرکت‌های کوچکتر بیشتر است.

ساداتی و آقابابائی (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای به بررسی رفتار رمه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. در این مطالعه محققین از داده‌های روزانه در بازه سالهای ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۴ و از دو روش چانگ، چنگ و خورانا (۲۰۰۰) و مدل واریانس موزون مقطعی بر مبانی CAPM برای بررسی رفتار رمه‌ای استفاده نمودند. نتایج مطالعه ایشان حاکی از وجود رفتار رمه‌ای به صورت ضعیف در بازار است. البته در سال ۱۳۹۲، این رفتار قوی‌تر بوده است.

میرلوحی و همکاران (۱۳۹۸) در مطالعه خود به بررسی وجود رفتار رمه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. در این مطالعه، محققین از رویکرد غیرخطی مبتنی بر روش چانگ و همکاران (۲۰۰۰) استفاده کردند. بازه زمانی مورد مطالعه این تحقیق نیز آذرماه سال ۱۳۸۷ تا آذرماه سال ۱۳۹۶ بوده است. نتایج این تحقیق حاکی از وجود رفتار رمه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران بوده است. همچنین نتایج بدست آمده از این تحقیق نشان می‌دهد که رفتار رمه‌ای از یک الگوی غیرخطی پیروی می‌کرده است.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07]

فرهادی و همکاران (۱۴۰۱) وجود رفتار رمه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از یک نمونه ۱۱۵ عددی از شرکت‌های بورسی و در بازه زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ را مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که توده‌واری در درجات مختلف ریسک متفاوت بوده و بیشتر در نواحی پر ریسک بازار رخ می‌دهد و موجب بازگشت بتا در بازار می‌گردد و ناکارایی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را به دنبال دارد.

اسدی و همکاران (۱۴۰۲) در مطالعه‌ای به بررسی رفتار رمه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران و بورس نیویورک پرداختند. در این مطالعه، رفتار رمه‌ای با استفاده از روش مونت کارلو و داده های قیمت سهام شرکت های بورس و فرابورس تهران، طی سال های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۸، بررسی شده و نتایج بدست آمده با نتایج حاصل از بورس نیویورک مقایسه شده است. یافته اول این تحقیق، بیانگر وجود رفتار توده وار در ۲۹/۶ درصد از موارد ممکن در نمونه تحقیق است. یافته دوم از وجود رفتار توده وار به مقدارمتوسط ۴/۰۷ درصد حکایت دارد. یافته سوم، منعکس کننده افزایش مقدار رفتار توده وار همراه با افزایش بازده مطلق است که نشان می دهد با افزایش تغییرات قیمت در سطح شرکت ها، مقدار رفتار توده وار نیز افزایش می یابد.

مطالعات خارجی

لاکونیشوک و همکاران[۱] (۱۹۹۲) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های فصلی مربوط به پورتفولیوی ۷۶۹ صندوق سرمایه‌گذاری بازنشستگی طی سال‌های ۱۹۸۵ تا ۱۹۸۹ به بررسی رفتار رمه‌ای در بازار سهام ایالات متحده آمریکا پرداختند. در این مطالعه با استفاده از روشی که خود محققین توسعه دادند و به روش LSV شهرت دارد، رفتار رمه‌ای در بازار مورد بررسی و ارزیابی قرار گرفته است. نتایج این تحقیق حاکی از آن است که شواهد کافی از وجود رفتار رمه‌ای میان مدیران صندوق‌های سرمایه‌گذاری بازنشستگی وجود ندارد. البته در مورد سهم‌هایی که دارای اندازه کوچکتری هستند شواهدی مبنی بر وجود رفتار رمه‌ای توسط محققین یافت شده است. برای سهم‌های بزرگتر رفتار رمه‌ای مصداق نداشته و مدیران برای سرمایه‌گذاری در این سهم‌ها از اطلاعات شخصی خود استفاده می‌کنند.

کریستی و هوانگ[۲] (۱۹۹۵) با استفاده از داده‌های روزانه و ماهانه بازده سهام ایالات متحده آمریکا رفتار رمه‌ای را در این بازار مورد بررسی و ارزیابی قرار می‌دهند. داده‌های روزانه مورد استفاده از ژوئیه ۱۹۶۲ تا دسامبر ۱۹۸۸ و داده‌های ماهانه از دسامبر ۱۹۲۵ تا دسامبر ۱۹۸۸ است. محققین برای

---

۱ Lakonishok

۲ Christie & Huang

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07]

آزمون رفتار رمه‌ای از روشی استفاده می‌کنند که توسط خود آنها توسعه داده شده است. نتایج تحقیق، حاکی از آن است که پراکندگی بازده سهم‌ها حول میانگین بازار، زمانی که تغییرات بزرگی در بازار رخ می‌دهد (شوک‌های مثبت یا منفی بزرگ به کل بازار وارد می‌شود)، افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر رفتار رمه‌ای در چنین حالت‌هایی رخ نمی‌دهد. نتیجه‌گیری محققین این بوده است که قیمت‌گذاری سهام به صورت رمه‌ای صورت نگرفته و کاملا بر اساس رفتار عقلایی صورت می‌گیرد.

چانگ و همکاران[۱] (۲۰۰۰) در مطالعه‌ای به بررسی رفتار رمه‌ای در بازار سهام کشورهای ایالات متحده آمریکا، هنگ کنگ، ژاپن، کره جنوبی و تایوان می‌پردازد. برای انجام این تحقیق، محققین از داده‌های روزانه بازده سهام شرکت‌ها و بازار استفاده نموده‌اند. روش مورد استفاده نیز روشی بوده است که توسط محققین توسعه داده شده است. روشی که چانگ و همکاران توسعه داده‌اند، توسعه یافته روشی است که توسط کریستی و هوانگ (۱۹۹۵) ارائه داده شده است و ایده اصلی آن، این است که افراد معمولا در دوره‌های پر نوسان بازار (زمانی که شوک‌های بزرگ مثبت یا منفی به بازار وارد می‌شود) دچار رفتار رمه‌ای می‌شوند. نتایج این تحقیق حاکی از آن است که هیچ‌گونه شواهدی مبنی بر رفتار رمه‌ای در بازار سهام ایالات متحده آمریکا و هنگ کنگ وجود ندارد اما برای بازارهای نوظهور یعنی کره جنوبی و تایوان شواهد معنی‌داری از رفتار رمه‌ای وجود دارد. برای ژاپن نیز شواهد جزئی از وجود رفتار رمه‌ای در بازار سهام این کشور یافت شده است. نتایج این تحقیق همچنین نشان می‌دهد که احتمال وقوع رفتار رمه‌ای در بازار نزولی بیشتر است.

دمیرر و کوتان[۲] (۲۰۰۶) به بررسی رفتار رمه‌ای در بازار سهام چین پرداختند. در این مطالعه برای بررسی رفتار رمه‌ای از داده‌های روزانه بازده سهام ۳۷۵ شرکت حاضر در بازارهای شانگهای و شنزن در بازه زمانی ژانویه ۱۹۹۹ تا دسامبر ۲۰۰۲ استفاده شده است. روش مورد استفاده در این تحقیق برای شناسایی رفتار رمه‌ای در راستای روش‌های کریستی و هوانگ (۱۹۹۵)، چانگ (۲۰۰۰) و گلیسون[۳] و همکاران (۲۰۰۴) بوده است. نتایج تحقیق بر اساس داده‌های در سطح شرکت و در سطح صنعت نشان می‌دهد که هیچ‌گونه شواهدی مبنی بر رفتار رمه‌ای در بازارهای سهام شانگهای و شنزن وجود ندارد.

چیانگ و ژنگ[۴] (۲۰۱۰) با استفاده از داده‌های روزانه، رفتار رمه‌ای را در بازار سهام ۱۸ کشور جهان مورد بررسی قرار داده‌اند. بازه مورد بررسی نیز، بازه ۲۵ می ۱۹۸۸ تا ۲۴ آوریل ۲۰۰۹ بوده

---

۱ Chang
۲ Demirer & Kutan
۳ Gleason
۴ Chiang & Zheng

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07]

است. روشی که در این مطالعه برای بررسی رفتار رمه‌ای استفاده شده، رویکرد ترکیبی کریستی و هوانگ (۱۹۹۵) و چانگ و همکاران (۲۰۰۰) است. نتایج تحقیق، حاکی از وجود شواهدی مبنی بر رفتار رمه‌ای در بازار سهام اقتصادهای پیشرفته (به جز ایالات متحده آمریکا) و بازارهای آسیایی است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که بازار کشورهای آمریکای لاتین هیچ اثری از رفتار رمه‌ای وجود ندارد. بوهل و همکاران[۱] (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های روزانه سهام برای بازار ایالات متحده آمریکا، در بازه زمانی سال‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۰ به بررسی رفتار رمه‌ای پرداختند. محققین با توسعه روش ارائه شده توسط کریستی و هوانگ (۱۹۹۵) و چانگ (۲۰۰۰) در چارچوب رگرسیون مارکوف سویچینگ، توانستند رفتار رمه‌ای را به صورت متغیر در زمان مورد ارزیابی قرار دهند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که رفتار رمه‌ای بیشتر در دوران نزولی بازار رخ می‌دهد.

ژنگ و همکاران[۲] (۲۰۱۷) رفتار رمه‌ای را در سطح صنعت در بازار سهام نه کشور آسیایی مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه، محققین از داده‌های روزانه و از روش چانگ و همکاران (۲۰۰۰) برای بررسی رفتار رمه‌ای استفاده نمودند. نتایج مطالعه ایشان حاکی از وجود رفتار رمه‌ای در سطح صنعت، در اغلب بازارهای بررسی شده است. همچنین نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که رفتار رمه‌ای در دو صنعت تکنولوژی و مالی، بیش از سایر صنایع بوده است.

چفای و همکاران[۳] (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای به بررسی رفتار رمه‌ای در کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس پرداختند. در این مطالعه، محققین از داده‌های روزانه و از روش پیشنهادی چیانگ و ژنگ (۲۰۱۰) استفاده نمودند. برای این منظور، در این مطالعه از روش‌های ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته (GARCH) و رگرسیون کوانتایل استفاده شده است. نتایج مطالعه ایشان حاکی از وجود رفتار رمه‌ای در بازار سهام کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس است. همچنین نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که رفتار رمه‌ای بیشتر در دوران رونق بازار وجود داشته است.

اسپینوسا-مندز[۴] و آریاس[۵] (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای که اولین مقاله در بررسی اثرات کووید-۱۹ بر بازارهای مالی اقیانوسیه به شمار می‌آید، به طور خاص، به این موضوع پرداخته است که آیا ویروس کووید-۱۹ تأثیری بر رفتار رمه‌ای در بازار بورس استرالیا داشته است یا خیر. با استفاده از نمونه‌ای از تمام شرکت‌های لیست شده در دوره زمانی از ۱۰ ژوئن ۲۰۰۸ تا ۱۹ ژوئن ۲۰۲۰، در این مطالعه

---

۱ Bohl
۲ Zheng
۳ Chaffai
۴ Espinosa-Méndez
۵ Arias

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07]

شواهدی پیدا شده است که ویروس کووید-۱۹ باعث افزایش رفتار گله‌ای می‌شود. نتایج همچنین نشان می‌دهد که رفتار گله‌ای در طول بحران‌ها و دوره‌های بحرانی ظاهر می‌شود.

آه‌مند[۱] و همکاران (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای با استفاده از روش پیشنهادی چانگ و همکاران (۲۰۰۰) به بررسی رفتار رمه‌ای در بازار سهام مالزی پرداختند. نوآوری موجود در این تحقیق به این موضوع برمی‌گردد که محققین رفتار رمه‌ای را در دو دسته از سهام که اولی مطابق با فقه اسلام هستند و دسته دیگر سهام غیراسلامی به شمار می‌آیند، به صورت جداگانه مورد بررسی قرار دادند. یافته‌ها نشان می‌دهد که رفتار گله‌ای سرمایه‌گذاران در بین سهام مطابق با شریعت در وضعیت‌های صعودی و نزولی بازار با رابطه غیرخطی با بازده بازار وجود دارد، در حالی که برای سهام غیرمطابق با شریعت، رفتار رمه‌ای در نه در بازار صعودی و نزولی و نه به صورت رابطه خطی یا غیرخطی وجود ندارد. علاوه بر این، برای کل بازار، رفتار رمه‌ای تنها در بازارهای صعودی و با رابطه غیرخطی با بازده بازار وجود دارد. با این حال، این رابطه معنادار نیست. علاوه بر این، نتایج این مطالعه نسبت به تأثیر بحران مالی آسیایی و جهانی پایدار است.

آهن و همکاران[۲] (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای هم به صورت تئوریک و هم به صورت تجربی رابطه بین نااطمینانی اقتصادی و رفتار رمه‌ای را مورد ارزیابی قرار دادند. در وواقع، این مطالعه نقش نااطمینانی اقتصادی را به عنوان یک پل بین چرخه‌های تجاری و رفتار رمه‌ای سرمایه‌گذاران توضیح می‌دهد. با شروع با یک معادله تفاضلی تصادفی معمولی که نمایش‌دهنده نحوه تولید فرآیند بازده سهام را دارد، محققین یک مدل نظری ساده ارائه داده و سپس به صورت تجربی مدل ارائه شده را مورد ارزیابی قرار دادند. در این مطالعه، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به عنوان نماینده‌ای برای چرخه‌های تجاری شده است. نتایج حاکی از آن است که رفتار رمه‌ای در دوران رکود بیشتر از دوران رونق است. محققین این موضوع را به نااطمینانی اقتصادی نسبت می‌دهند که منجر به انحراف رفتاری قوی در بازار سهام می‌شود. این یافته‌ها با پیش‌بینی‌های مدل کوانتومی سازگار هستند.

مروری بر مطالعات تجربی نشان می‌دهد که هم در داخل و هم در خارج از کشور، مطالعات متعددی در زمینه رفتار رمه‌ای انجام شده است. اما مشکلی که در عمده این مطالعات وجود دارد این است که از روش‌های خطی برای شناسایی رفتار رمه‌ای بهره برده‌اند که در صورتی که رفتار رمه‌ای دارای الگوی غیرخطی باشد، می‌تواند منجر به نتایج تورش‌دار شود. رفتار غیرخطی در بازار سهام، خصوصا در بازارهای کم‌عمق و با حجم معاملات اندک بیشتر مشاهده می‌شود . دلیل آن نیز به این موضوع برمی‌گردد که حجم اندک معاملات باعث ایجاد همبستگی سریالی در فرآیند تولیدکننده

---

۱ Ah Mand

۲ Ahn et al.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07]

بازدهی می‌شود (کالینتراکیس[۱] و لودتی[۲]، ۲۰۰۹). از طرف دیگر، بررسی مطالعات تجربی حاکی از آن است که در اغلب این مطالعات صرفا به شناسایی رفتار رمه‌ای بسنده شده و به بررسی عوامی مانند حجم معاملات پایین، ارزش بازار سهام و نااطمینانی بازار و سایر عوامل موثر بر آن پرداخته نشده است. در این مطالعه تلاش شده تا این شکاف تجربی پوشش داده شود.

روش‌شناسی پژوهش

معرفی داده‌های تحقیق

در این مطالعه برای شناسایی رفتار رمه‌ای و ارزیابی عوامل موثر بر آن از داده‌های روزانه بورس اوراق بهادار تهران در بازه ۱۷ آذر۱۳۸۷ تا ۱۵ شهریور سال ۱۴۰۱ استفاده شده است. تعداد شرکت‌های موجود در نمونه، طی زمان ثابت نبوده و در ابتدای دوره تعداد ۱۱۵ شرکت و در انتهای بازه شامل ۳۳۸ شرکت بوده است. شرکت‌های موجود در نمونه مربوط به تابلوی بورس بوده و اطلاعات شرکت‌های زیرمجموعه فرابورس در تحلیل‌ها استفاده نشده است. متغیرهای استفاده شده در این تحقیق، متغیرهای بازدهی سهام، بازدهی بورس اوراق بهادار تهران، ارزش بازار، حجم معاملات و تلاطم بازار بوده است. برای محاسبه بازدهی سهام از روش ساده محاسبه بازدهی استفاده شده و برای بدست آوردن شاخص تلاطم بازار از روش EGARCH[۳] استفاده شده است. لازم به ذکر است که استخراج اطلاعات نیز از وبسایت بورس اوراق بهادار تهران انجام شده است.

روش تحقیق

در این بخش ابتدا توضیح مختصری از روش مارکوف سویچینگ با احتمالات انتقال متغیر ارائه شده و سپس در ادامه، روش شناسایی رفتار رمه‌ای بر اساس رویکرد مارکوف سویچینگ با احتمالات انتقال متغیر معرفی می‌شود.

مدل مارکوف-سویچینگ

مدل مارکوف-سویچینگ، یک رویکرد غیرخطی است که توسط همیلتون در سال ۱۹۸۹ مطرح شده است. این مدل از چندین معادله برای توضیح رفتار متغیرها در رژیم‌های مختلف استفاده می‌کند. این مدل با تغییر معادلات در رژیم‌ها این امکان را فراهم می‌آورد تا مدل بتواند الگوهای پویای پیچیده‌ای

---

۱ Kallinterakis

۲ Lodetti

۳ Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07]

را توضیح دهد. ویژگی بدیع مدل مارکوف-سویچینگ این است که مکانیسم تغییر رژیم در این مدل به یک متغیر وضعیت پنهان بستگی دارد که از ویژگی‌های زنجیره‌ی مارکوف مرتبه‌ی اول پیروی می‌کند. مدل معرفی شده توسط همیلتون را به صورت ساده می‌توان به این شکل بیان کرد؛ فرض کنید s_t متغیر غیرقابل مشاهده وضعیت باشد که تنها دو مقدار صفر و یک را اختیار می‌کند. مدل ساده‌ی رگرسیون مارکوف-سویچینگ برای متغیر y_t به شکل زیر خواهد بود:

$$y_t = \begin{cases} c_0 + \beta_0 X_t + \varepsilon_t, & s_t = 0 \\ c_1 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t, & s_t = 1 \end{cases} \quad , \; s_t \sim IID(0, \sigma^2(s_t)) \qquad (۱)$$

در این صورت بسته به مقدار متغیر وضعیت یا همان s_t ، معادله y_t به صورت یکی از دو معادله فوق خواهد بود. به عبارت دیگر در هر لحظه از زمان، متغیر s_t تعیین خواهد کرد که فرآیند y_t محصول کدامیک از معادلات مذکور می‌باشد. در مدل مارکوف سویچینگ، s_t از یک زنجیره مارکوف مرتبه اول پیروی می‌کند و ماتریس انتقال آن به شکل زیر می‌باشد:

$$P = \begin{bmatrix} p(s_t = 0 \mid s_{t-1} = 0) & p(s_t = 1 \mid s_{t-1} = 0) \\ p(s_t = 0 \mid s_{t-1} = 1) & p(s_t = 1 \mid s_{t-1} = 1) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{00} & p_{01} \\ p_{10} & p_{11} \end{bmatrix}$$

که در آن $p_{ij} \; (i, j = 0,1)$ ، نشان دهنده احتمال انتقال از $s_{t-1} = i$ به $s_t = j$ می‌باشد. واضح است که احتمالات انتقال باید شرط $p_{i0} + p_{i1} = 1$ را تامین نمایند. ماتریس انتقال تنها شامل دو پارامتر p_{00} و p_{11} بوده و تعیین کننده رفتار تصادفی متغیر وضعیت می‌باشد. مدل ۱ که متغیر وضعیت آن دارای ویژگی‌های مارکوف مرتبه اول می‌باشد به مدل مارکوف-سویچینگ شهرت دارد.

دایبولد و همکاران[۱] (۱۹۹۴) و فیلاردو[۲] (۱۹۹۴) عنوان می‌کنند که ثابت فرض کردن احتمالات انتقال طی زمان، فرضی بسیار محدودکننده است و در کارهای تجربی ممکن است با واقعیات تطابق نداشته باشد. از این رو، ایشان، تلاش می‌کنند که با وابسته کردن احتمالات انتقال به سایر متغیرهای اقتصادی، آن را طی زمان متغیر کنند. در واقع، احتمالات انتقال به جای اینکه طی زمان عدد ثابتی مانند p_{ij} باشد، به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$p(s_t = j \mid s_{t-1} = i, \Omega_t) = p_{ij}(t) \qquad (۲)$$

۱ Diebold et al.

۲ Filardo

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07]

بنابراین بر اساس رابطه ۲ ماتریس احتمالات‌ها به شکل زیر خواهد بود:

$$\mathbf{P(t)} = \begin{bmatrix} p_{11}(t) & p_{21}(t) & \cdots & p_{M1}(t) \\ p_{12}(t) & p_{22}(t) & \cdots & p_{M2}(t) \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ p_{1M}(t) & p_{2M}(t) & \cdots & p_{MM}(t) \end{bmatrix}$$

(۳

انتخاب نوع احتمالات متغیر طی زمان یا به عبارت دیگر، انتخاب رویکردی که بر اساس آن، احتمالات انتقال را طی زمان متغیر کنیم مسئله‌ای است که قاعده خاصی ندارد و بیشتر یک مسئله تجربی است تا تئوریک. اما از میان انتخاب‌هایی که پیش روی محقق است، یک سری رویکردها وجود دارند که دارای ویژگی‌های مطلوبی به لحاظ تجربی هستند. دایبولد (۱۹۹۴) از یک فرم تبعی لاجستیک[۱] برای متغیر نمودن احتمالات انتقال استفاده می‌کند. ویژگی تابع لاجستیک این است که انحرافات مثبت و منفی از میانگین، اثر متضادی دارند. یا به عبارت دیگر، این تابع، نامتقارن است. استفاده از فرم تبعی لاجستیکی برای متغیر نمودن احتمالات انتقال طی زمان، مزیت دیگری نیز دارد و آن اینکه، چنین تصریحی به صورت خودکار احتمالات را در بازه $[0,1]$ (یا هر بازه دلخواه دیگری) قرار می‌دهد. این موضوع باعث می‌شود که هنگام تخمین چنین مدلی با نتایج خارج از محدوده‌ای روبرو نشویم. حتی اگر نخواهیم احتمالات انتقال را متغیر کنیم، در نظر گرفتن چنین تصریحی برای احتمالات انتقال که باعث محدود شدن این احتمالات در بازه خاصی شود، دارای فایده خواهد بود.

تابع لاجیت برای احتمالات انتقال به شکل زیر تصریح می‌شود:

$$p_{ij}(t) = \frac{1}{1+\exp\{-\Omega_t \beta'_{ij}\}}$$

(۴

که در آن، β'_{ij} بردار ضرایب مربوط به مجموعه‌ای از متغیرهای برونزا و وابسته است. عبارت $\exp\{-\Omega_t \beta'_{ij}\}$ می‌تواند بین صفر تا بینهایت تغییر کند. بنابراین، احتمالات انتقال محاسبه شده همواره در بازه $[0,1]$ خواهند بود. به عنوان یک مثال ساده، فرض کنید تنها متغیری که بر احتمالات انتقال اثرگذار است، وقفه مرتبه اول متغیر وابسته مدل باشد. در این صورت، $-\Omega_t \beta'_{ij}$ به صورت زیر قابل تصریح است:

$$-\Omega_t \beta'_{ij} = \omega_{ij0} - \gamma_{ij} y_{t-1}$$

(۵

---

۱ Logistic Functional Form

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07]

و بر این اساس احتمالات انتقال به شکل زیر قابل محاسبه است:

$$p_{ij}(t)=\frac{1}{1+\exp\left\{\omega_{ij0}-\gamma_{ij}y_{t-1}\right\}} \quad (۶$$

احتمالات انتقال محاسبه شده بر اساس معادله ۶، هنگامی که $y_{t-1}=\frac{\omega_{ij}}{\gamma_{ij}}$ است، مقدار ۰/۵ را اتخاذ خواهند نمود. با فرض مثبت بودن γ_{ij} اگر $y_{t-1}>\frac{\omega_{ij}}{\gamma_{ij}}$ ، $p_{ij}(t)$ بزرگتر از ۰/۵ خواهد بود و با میل کردن y_{t-1} به سمت بینهایت، $p_{ij}(t)$ به سمت یک میل خواهد کرد. عکس این حالت زمانی اتفاق می‌افتد که $y_{t-1}<\frac{\omega_{ij}}{\gamma_{ij}}$ باشد.

روش شناسایی رفتار رمه‌ای با الگوی غیرخطی

چانگ و همکاران (۲۰۰۰) برای شناسایی رفتار رمه‌ای از معادله رگرسیونی زیر استفاده می‌کنند:

$$S_t=\gamma+\delta\left|r_{m,t}\right|+\zeta\, r_{m,t}^2+\varepsilon_t \quad (۷$$

در رابطه فوق، $r_{m,t}$ بازدهی بازار در دوره t بوده و S_t نماینده میزان پراکندگی بازدهی سهام بازار حول بازدهی کل بازار است وبراساس فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$S_t=\frac{1}{N(t)}\sum_{i=1}^{N(t)}\left|r_{i,t}-r_{m,t}\right| \quad (۸$$

در فرمول فوق، $r_{i,t}$ بازده سهم iام در دوره t و N تعداد کل سهم‌های موجود در بازار است. این مقدار هرچه قدر به صفر نزدیک‌تر باشد نشان‌دهنده این است که سرمایه‌گذاران میان سهم های موجود در بازار تمایز قائل نمی‌شوند و بازدهی تمام سهام بازار نزدیک به بازدهی کل بازار است و هر چقدر که این مقدار بزرگتر باشد به معنی پراکندگی بیشتر بازدهی سهام بازار نسبت به بازدهی کل بازار است. چانگ و همکاران (۲۰۰۰) برای شناسایی رفتار رمه‌ای در بازار ابتدا S_t را محاسبه نموده و سپس رگرسیون معرفی شده در بالا را انجام می‌دهند. زمانی که قیمت سهام بازار به صورت عقلایی قیمت‌گذاری می‌شود (مانند مدل‌های CAPM) می‌توان میان S_t و $\left|r_{m,t}\right|$ یک رابطه مثبت خطی متصور بود، اما زمانی که رفتار رمه‌ای در بازار حاکم است رابطه‌ی این دو متغیر تبدیل به یک رفتار

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07]

غیرخطی شده و $r_{m,t}^2$ به معادله اضافه می‌شود. در واقع، $r_{m,t}^2$ به نوعی، نشان دهنده واریانس بازدهی بازار است. این موضوع را می‌توان بر اساس روابط زیر نشان داد:

$$VAR(r_{m,t}) = E(r_{m,t}^2) - E(r_{m,t})^2 \approx E(r_{m,t}^2) - 0 \approx r_{m,t}^2 \quad (۹$$

بنابراین اگر رگرسیون ۷ را انجام دهیم و δ به صورت معنی‌داری بزرگ‌تر از صفر باشد و ζ برابر صفر باشد، به این معناست که قیمت‌گذاری سهام به صورت عقلایی انجام شده و رفتار رمه‌ای در بازار وجود ندارد اما اگر مقدار ضریب ζ به صورت معنی‌داری مخالف صفر و منفی باشد می‌توان نتیجه گرفت که رفتار رمه‌ای در بازار وجود دارد و قیمت سهام به صورت عقلایی تعیین نمی‌شود.

روش فوق، روشی است که به صورت رایج تا کنون در ادبیات از آن استفاده می‌شده است. اما روش‌های رایج برای شناسایی رفتار رمه‌ای دارای چند مشکل اساسی هستند: اول اینکه رفتار رمه‌ای ممکن است طی زمان تغییر کند و با تغییر شرایط بازار، دچار تحول شود. به عنوان مثال، ممکن است رفتار رمه‌ای صرفا در شرایط رونق بازار وجود داشته باشد و در شرایط رکودیِ بازار اینگونه رفتارها مشاهده نشود. روش‌های رایج چنین ملاحظاتی را در نظر نمی‌گیرند و از این رو ممکن است با خطا همراه باشند. چنین خطایی نه تنها به لحاظ تئوریک وجود دارد، بلکه به علت خطای تصریح ممکن است سبب بروز نتایج اشتباه در شناسایی رفتار رمه‌ای شود. علاوه بر این، شرایط اقتصادی نیز می‌تواند بر رفتار رمه‌ای اثرگذار باشد و مدل‌های رایج توانایی لحاظ نمودن آن را ندارند. فارغ از موارد فوق، مدل‌های رایج در فرآیند تخمین نیز با مشکلاتی روبرو هستند. امکان برآورد مدل‌های رایج با تکیه بر داده‌های روزانه و هفتگی (که دارای حجم اطلاعات بیشتری در مقایسه با داده‌های با تواتر پایین‌تر هستند) وجود ندارد و این یکی از نقص‌های اساسی برای این مدل‌ها به شمار می‌رود.

رویکردی که در این مطالعه مورد استفاده قرار می‌گیرد، روش مارکوف-سویچینگ با احتمالات انتقال متغیر است. این روش، به تازگی در میان محققان بازارهای مالی محبوبیت فراوانی کسب کرده است و یکی از رویکردهای نوین برای بررسی رفتار غیرخطی در بازارهای مالی است. با تکیه بر این روش، امکان رفع مشکلاتی که در بالا به آنها اشاره شد، وجود دارد و می‌توان هم رفتار رمه‌ای را در وضعیت‌های مختلف اقتصادی ارزیابی نمود و هم عوامل اثرگذار بر اینگونه رفتارها را شناسایی کرد.

برای این منظور می‌توان رگرسیون بالا را به صورت زیر بازنویسی نمود:

$$S_t = \gamma_j + \delta_j \left| r_{m,t} \right| + \zeta_j r_{m,t}^2 + \varepsilon_{j,t} \quad (۱۰$$

$$\varepsilon_{j,t} \sim N\left(0, \sigma_j^2\right)$$

تفاوت این رگرسیون با رگرسیون قبلی این است که در این رگرسیون ضرایب مدل می‌تواند در شرایط مختلف بازار (مانند رونق-رکود یا شرایط پرنوسان و کم‌نوسان) متفاوت باشد و این موضوع

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07]

می‌تواند امکان بررسی رفتار رمه‌ای بر اساس شرایط بازار را فراهم آورد. در این رگرسیون، هم ضرایب و هم واریانس جملات اخلال می‌توانند بر اساس شرایط بازار تغییر کنند و از این رو توضیح بهتری از بازار ارائه دهند.

برای تکمیل رگرسیون فوق باید شرایط انتقال از یک وضعیت بازار به وضعیت دیگر نیز مطرح شوند. این فرآیند با معرفی ماتریس احتمالات انتقال تکمیل می‌شود. این ماتریس در واقع نشان می‌دهد که بازار با چه احتمالی از یک وضعیت (به عنوان مثال دوره رکودی) به وضعیت دیگر (به عنوان مثال دوره رونق) منتقل می‌شود.

همانطور که پیشتر نیز ذکر شد، در مدل‌های مارکوف سویچینگ سنتی این احتمالات ثابت بودند و در طول زمان تغییر نمی‌کردند. اما باید توجه داشت که شرایط اقتصادی و شرایط بازار سهام می‌تواند این احتمالات را دچار تغییر کند و به خاطر همین باید این احتمالات طی زمان متغیر باشند. مدل مارکوف سویچینگ با احتمالات متغیر این نقیصه را برطرف نموده و احتمالات انتقال در این مدل تابعی از شرایط بازار (متغیرهای اثرگذار بر بازار) هستند. بر این اساس، با تکیه بر ماتریس احتمالات انتقال متغیر می‌توان اثر متغیرهای اقتصادی بر رفتار رمه‌ای در بازار سهام را شناسایی نمود. برای این منظور از معادله زیر برای برآورد رفتار رمه‌ای استفاده می‌شود.

$$S_t = \gamma_j + \delta_j \left| r_{m,t} \right| + \zeta_j \, r_{m,t}^2 + \varepsilon_{j,t} \qquad (۱۱$$

$$p_{ij}(t) = \frac{1}{1+\exp\left\{-\Omega_t \beta'_{ij}\right\}} \text{،} \qquad \varepsilon_{j,t} \sim N\left(0, \sigma_j^2\right)$$

در معادله فوق $\Omega_t \beta'_{ij}$ نیز برابر است با

$$-\Omega_t \beta'_{ij} = \omega_{ij\,0} - \gamma_{1ij} LTV - \gamma_{2ij} LMV - \gamma_{3ij} Volatility$$

که در آن، LTV نشان‌دهنده ارزش معاملات بازار سهام، LMV نشان‌دهنده ارزش بازار سهام و $Volatility$ نشان‌دهنده میزان تلاطم بازار است. مطالعات انجام‌شده در حوزه رفتار رمه‌ای نشان داده‌اند که این سه متغیر از اصلی‌ترین متغیرهای اثرگذار بر رفتار رمه‌ای هستند. از این رو در این مطالعه، اثر این متغیرها بر رفتار رمه‌ای بررسی می‌شود. لازم به ذکر است، متغیر $Volatility$ که نماینده تلاطم بازار است با استفاده از روش EGARCH[۱] محاسبه خواهد شد. همچنین لازم است تا متغیرهای حاضر در معادله فوق، دارای خاصیت ایستایی باشند؛ از این رو به عنوان نقطه شروع

[۱] Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07]

برای تحلیل‌های تجربی در بخش بعدی، ابتدا ایستایی متغیرها مورد بررسی قرار گرفته و در صورت ناایستا بودن متغیر، از تفاضل مرتبه اول آن در تحلیل‌ها استفاده خواهد شد.

یافته‌های پژوهش

اغلب مدل‌های سری زمانی مبتنی بر فرض ایستایی متغیرهای وارد شده در مدل هستند. در مدل مارکوف سویچینگ نیز، مشابه سایر مدل‌ها ضروری است که متغیرهای تحقیق ایستا باشند. در صورتی که متغیرها ایستا نباشند، توزیع ضرایب از توزیع استاندارد t پیروی نخواهد کرد و امکان انجام آزمون فرضیه به راحتی میسر نخواهد بود. بنابراین، پیش از ورود به سایر مباحث ضروری است تا ایستایی متغیرهای تحقیق مورد بررسی و ارزیابی قرار گیرد. نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرهای اصلی تحقیق در جدول ۱ گزارش شده است.

جدول ۱. آزمون ایستایی متغیرهای تحقیق

متغیر	سطح	
	ADF	Phillips-Perron
s_t	-۶/۱۸***	-۵۰/۲۰***
r_m	-۱۹/۰۲***	-۴۲/۶۴***
LTV	-۶/۴۰***	-۵/۳۹***
LMV	-۱/۴۶	-۰/۹۵
$Volatility$	-۷/۵۲***	-۸/۰۸***

*معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد **معنی‌دار در سطح ۵ درصد ***معنی‌دار در سطح ۱ درصد

منبع:یافته‌های تحقیق

همانطور که نتایج جدول ۱ نشان می‌دهد، همه متغیرهای تحقیق به جز متغیر لگاریتم ارزش بازار سهام، در سطح ایستا هستند و نیازی به تفاضل‌گیری ندارند. اما متغیر ارزش بازار سهام در سطح ایستا نبوده و با یکبار تفاضل‌گیری ایستا می‌شود. بنابراین در تحلیل‌هایی که در ادامه آمده است از تفاضل مرتبه اول این متغیر استفاده شده است. لازم به ذکر است که در هر دو آزمون ریشه واحد استفاده شده، فرضیه صفر آزمون ناایستایی متغیر بوده و رد فرضیه صفر به معنی ایستا بودن متغیر است.

جهت مقایسه نتایج مدل خطی و غیرخطی، در ادامه، ابتدا معادله ۷ که معادله اصلی روش چانگ و همکاران (۲۰۰۰) است با استفاده از روش خطی برآورد می‌شود و سپس، این معادله با استفاده از

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07]

رویکرد غیرخطی مارکوف سویچینگ با احتمالات انتقال متغیر برآورد می‌شود. نتایج برآورد مدل با استفاده از روش خطی در جدول ۲ آمده است.

جدول ۲. نتایج تخمین مدل شناسایی رفتار رمه‌ای

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	ارزش احتمال
عرض از مبدا	۰/۰۱۳	۰/۰۰۰۱	۹۲/۰۸	۰/۰۰۰
$\lvert r_{m,t} \rvert$	۰/۶۵۰	۰/۰۲۸	۲۲/۶۸	۰/۰۰۰
$r_{m,t}^2$	-۱۰/۰۳	۰/۸۸۱	-۱۱/۳۸	۰/۰۰۰
R-squared	۰/۲۵	Durbin-Watson stat		۱/۱۲
F-statistic	۵۵۸/۹۴	Prob(F-statistic)		۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

معادله برآورد شده: $S_t = \gamma + \delta \lvert r_{m,t} \rvert + \zeta r_{m,t}^2 + \varepsilon_t$

همانطور که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، تمامی ضرایب مدل در سطح یک درصد معنی‌دار هستند. نتایج بدست آمده نشان‌دهنده تاثیر مثبت $\lvert r_{m,t} \rvert$ بر مقدار S_t یا همان پراکندگی بازدهی سهام حول بازدهی بازار بوده و حاکی از تاثیر منفی متغیر $r_{m,t}^2$ بر متغیر وابسته است. همانطور که پیشتر نیز ذکر شد، در صورتی که رفتار رمه‌ای در بازار وجود داشته باشد، انتظار بر این است که چنین علامتی را در ضرایب متغیرها مشاهده کنیم. بر این اساس، نتایج مدل خطی نشان می‌دهد که بازار سهام ایران با مشکل رفتار رمه‌ای مواجه بوده است و در دوران پرنوسان بازار (که با متغیر $r_{m,t}^2$ نشان داده می‌شود) بازدهی سهام حول بازدهی بازار کاهش می‌یابد. یا به عبارت دیگر، افراد تحلیل شخصی خود را در خصوص ارزش سرمایه‌گذاری‌ها کنار گذاشته و بر اساس نظر جمع اقدام به سرمایه‌گذاری می‌کنند. شایان ذکر است که انحراف معیار محاسبه شده برای ضرایب در مقابل ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی مستحکم هستند (Newey-West).

مدل خطی نشان می‌دهد که بازار سهام ایران با مسئله رفتار رمه‌ای روبرو است. سوال این است که آیا این رفتار رمه‌ای در همه دوره‌ها به شکل یکسان وجود داشته یا اینکه در برخی دوره‌ها فقط شاهد چنین رفتاری بوده‌ایم. مدل خطی قادر به پاسخگویی به این سوال نیست و می‌بایست از روش‌های غیرخطی استفاده شود. برای این منظور در ادامه، نتایج بررسی وجود رفتار رمه‌ای در بازار سهام ایران با استفاده از روش مارکوف سویچینگ با احتمالات انتقال متغیر گزارش شده است. البته

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07]

پیش از برآورد مدل مارکوف سویچینگ، لازم است آزمون شود که آیا این روش منجر به برازش بهتر روی داده‌ها می‌شود یا خیر. آزمون LR یا همان آزمون نسبت راستنمایی می‌تواند در این خصوص راهگشا باشد. این آزمون مقدار تابع راستنمایی مدل خطی را با مدل غیرخطی مقایسه کرده و اگر برازش مدل غیرخطی منجر به دستیابی به مقدار تابع راستنمایی بالاتری شود که به صورت آماری نیز معنی‌دار باشد، مدل غیرخطی را به عنوان مدل برتر معرفی می‌کند.

جدول ۳. نتایج آزمون *LR*

ارزش احتمال	درجه آزادی	مقدار آماره
۰/۰۰۰	۶	۲۳۱۵/۲

منبع: یافته‌های تحقیق

همانطور که نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد، فرضیه صفر آزمون که دلالت بر خطی بودن مدل دارد در سطح معنی‌داری یک درصد رد شده و می‌توان نتیجه گرفت که مدل غیرخطی مارکوف سویچینگ دارای عملکرد بهتری نسبت به مدل خطی است. لازم به ذکر است که آزمونی که در جدول ۳ نتایج آن گزارش شده، نسبت به پارامترهای مزاحم تعدیل شده است.

نتایج برآورد مدل مارکوف سویچینگ با احتمالات انتقال متغیر در جدول ۴ گزارش شده است. متغیرهایی که به عنوان عوامل موثر بر رفتار رمه‌ای در نظر گرفته شده‌اند، متغیرهای لگاریتم ارزش بازار (به دلیل ناایستایی این متغیر، تفاضل مرتبه اول این متغیر در تخمین استفاده شده است)، متغیر لگاریتم ارزش معاملات (این متغیر در سطح ایستا است و از این رو از خود متغیر برای تخمین استفاده شده است) و متغیر نااطمینانی بازار سهام (این متغیر در سطح ایستا است و از این رو از خود متغیر برای تخمین استفاده شده است) هستند. همانطور که در بخش معرفی مدل و روش تحقیق اشاره شد، برای محاسبه متغیر نااطمینانی و تلاطم بازار سهام از روش EGARCH استفاده شده است.

جدول ۴. نتایج تخمین مدل شناسایی رفتار رمه‌ای با استفاده از روش غیر خطی مارکوف سویچینگ با احتمالات انتقال متغیر

ارزش احتمال	آماره t	انحراف معیار	ضریب	متغیر
رژیم اول				
۰/۰۰۰	۵۷/۶۱	۰/۰۰۰	۰/۰۱۱	عرض از مبدا

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07]

$\lvert r_{m,t} \rvert$	۰/۶۲۲	۰/۰۴۲	۱۴/۶۵	۰/۰۰۰
$r_{m,t}^2$	-۱۴/۰۲۰	۲/۱۷۶	-۶/۴۴	۰/۰۰۰
σ_1	۰/۰۰۰۰۰۵۵	۰/۰۰۰	۱۰/۷۵	۰/۰۰۰
رژیم دوم				
عرض از مبدا	۰/۰۲۰	۰/۰۰۱	۱۹/۳۵	۰/۰۰۰
$\lvert r_{m,t} \rvert$	۰/۲۶۷	۰/۰۹۴	۲/۸۳	۰/۰۰۵
$r_{m,t}^2$	-۴/۰۳۴	۳/۱۰۴	-۱/۳۰	۰/۱۹۴
σ_2	۰/۰۰۰۰۳۵	۰/۰۰۰	۸/۹۳	۰/۰۰۰
ضرایب ماتریس احتمالات انتقال				
P12-C	۰/۳۱	۴/۷۲	۰/۰۶۵	۰/۹۴۷
P12-D(LMV)	-۴۹/۳۷	۶۴/۸۳	-۰/۷۶۱	۰/۴۴۶
P12-LTV	۰/۱۸۴	۰/۲۳۸	۰/۷۷۴	۰/۴۳۸
P12-VOLATILITY	-۵۶/۰۳	۵۸/۷۹	-۰/۹۵۲	۰/۳۴۱
P21-C	۲۵/۶۱	۴/۸۶	۵/۲۶۸	۰/۰۰۰
P21-D(LMV)	-۳۰/۵۰	۱۶/۶۷	-۱/۸۳	۰/۰۶۷
P21-LTV	-۱/۴۰	۰/۲۵۱	-۵/۵۸۷	۰/۰۰۰
P21-VOLATILITY	۱۱/۲۰	۳۶/۴۶	۰/۳۰۷	۰/۷۵۹

منبع: یافته‌های تحقیق

معادله برآورد شده: $S_t = \gamma_j + \delta_j \left| r_{m,t} \right| + \zeta_j \, r_{m,t}^2 + \varepsilon_{j,t}$ و $\varepsilon_{j,t} \sim N\left(0, \sigma_j^2\right)$

متغیرهای وارد شده در ماتریس احتمالات انتقال: تفاضل مرتبه اول لگاریتم ارزش بازار سهام، لگاریتم ارزش معاملات و نااطمینانی بازار سهام

برای در نظرگرفتن اثر ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی احتمالی، از تخمین زن Newey-West (HAC) برای برآورد ماتریس واریانس کواریانس ضرایب استفاده شده است. به عبارت دیگر، انحراف معیار محاسبه شده برای ضرایب در مقابل ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی مستحکم هستند.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07]

معادله‌ای که در جدول ۴ تخمین زده شده، معادله‌ای است که در آن همه اجزای معادله تابعی از رژیم هستند. ماتریس احتمالات انتقال نیز، به جای اینکه طی زمان ثابت در نظر گرفته شوند، متغیر و تابعی از تفاضل مرتبه اول لگاریتم ارزش بازار سهام، لگاریتم ارزش معاملات و نااطمینانی بازار سهام در نظر گرفته شده‌اند. این متغیرها، سه متغیر اصلی هستند که در مطالعات تجربی به عنوان عوامل اثرگذار بر رفتار رمه‌ای شناسایی شده‌اند.

نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد که در رژیم ۱، شاهد رفتار رمه‌ای در بازار سهام هستیم. به عبارت دیگر، با توجه به معنی‌دار و منفی بودن بودن ضریب متغیر $r_{m,t}^2$ می‌توان گفت که در این رژیم، سرمایه‌گذاران، تمایز کمتری بین سهام (در مقایسه با حالت عقلایی) قائل می‌شوند. اما در رژیم ۲ چنین وضعیتی وجود ندارد. در این رژیم، علیرغم اینکه ضریب متغیر $r_{m,t}^2$ منفی است اما به لحاظ آماری بی‌معنی است. بنابراین نمی‌توان گفت که در این رژیم، در دوران پرنوسان بازار، افراد هم‌راستا با یکدیگر، اقدام به خرید و فروش می‌کنند. یا به عبارت دیگر در این رژیم افراد بر اساس رفتار عقلایی تصمیمات خود را اتخاذ می‌کنند. زمانی که رفتار عقلایی حاکم باشد، ضریب $|r_{m,t}|$ باید مثبت و معنی‌دار باشد و ضریب $r_{m,t}^2$ به لحاظ آماری باید بی‌معنی باشد. چنین حالتی را در رژیم ۲ شاهد هستیم. بنابراین این رژیم منطبق بر رفتار عقلایی است.

در قسمت ضرایب ماتریس احتمالات که در جدول ۴، گزارش شده است، همانطور که مشاهده می‌شود، هیچ یک از متغیرها روی احتمال انتقال از رژیم ۱ (رژیم دارای رفتار رمه‌ای) به رژیم ۲ (رفتار عقلایی) اثرگذار نیستند. به عبارت دیگر، زمانی که در رژیم مربوط به رفتار رمه‌ای هستیم تغییر در این متغیرها، هیچ اثری بر احتمال اینکه به رژیم عقلایی منتقل شویم ندارند. زمانی که اثر این متغیرها را روی احتمال انتقال از رژیم عقلایی به رژیم رفتار رمه‌ای بررسی می کنیم (انتقال از رژیم ۲ به ۱) شرایط کمی متفاوت است و متغیرهای ارزش بازار سهام و حجم معاملات روی بر این احتمال اثر معنی‌دار دارند (برای متغیر ارزش بازار سهام معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد است). این نتیجه، بدان معنی است که افزایش در ارزش بازار سهام و حجم معاملات سبب می‌شود تا احتمال حضور در رژیم رفتار عقلایی تقویت شود یا به عبارت دیگر، انتقال با احتمال کمتری از رژیم عقلایی به رژیم رفتار رمه‌ای صورت خواهد گرفت (اثر منفی هر دو متغیر روی P21 بیانگر این موضوع است). نتایج بدست آمده، همچنین حاکی از بی‌اثر بودن متغیر نااطمینانی بر احتمالات انتقال بین رژیم‌های عقلایی و رمه‌ای است.

متغیر اندازه بازار سهام که با استفاده از ارزش بازار نشان داده شده است، مطابق انتظار دارای اثر منفی بر انتقال از رژیم رفتار عقلایی به رژیم رفتار رمه‌ای دارد. طبیعتا در بازارها و سهم‌های کوچک، امکان رخداد رفتار رمه‌ای بیشتر از بازارها و سهم‌هایی است که اندازه بزرگتری دارند. در اینجا نیز، با

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07]

بزرگتر شدن اندازه بازار، از احتمال کنار گذاشته شدن رفتار عقلایی کاسته شده است. این نتیجه‌ای است که لاکونیشوک و همکاران[۱] (۱۹۹۲)، چوی و سیاس[۲] (۲۰۰۹) و ونزیا و همکاران[۳] (۲۰۱۱) نیز به آن دست یافته‌اند.

متغیر ارزش معاملات نیز مطابق انتظار دارای اثر منفی بر احتمال انتقال به رژیم رفتار رمه‌ای است. مطالعات گسترده‌ای وجود دارد که نقدشوندگی بازار را به عدم تقارن اطلاعات در بازار نسبت می‌دهند. دیاموند و ورکچیا[۴] (۱۹۹۱) از میان سایرین عنوان می‌کنند که در بازارهایی که سطح نقدشوندگی پایین‌تر است، عدم تقارن اطلاعات بیشتری نیز وجود دارد. سوومینن[۵] (۲۰۰۱) نیز نشان می‌دهد که افزایش حجم معاملات به معنی بهبود کیفیت اطلاعات موجود در بازار است. بر این اساس، اگر افزایش حجم معاملات را معادل با بهبود کیفیت اطلاعات در نظر بگیریم، می‌توان انتظار داشت که کاهش در ارزش معاملات سبب افزایش رفتار رمه‌ای شود؛ چرا که کاهش در ارزش معاملات افزایش معادل افزایش در عدم تقارن اطلاعات بازار است. زمانی هم که عدم تقارن اطلاعات در بازار افزایش می‌یابد، به دلیل نبود اطلاعات باکیفیت برای تصمیم‌گیری، رفتار رمه‌ای تشدید می‌شود.

جدول ۵ نیز ماتریس میانگین احتمالات انتقال محاسبه شده را نشان می‌دهد. در مدلی که در جدول ۴ نتایج برآورد آن گزارش شده است، احتمالات انتقال متغیر در نظر گرفته شده بود، از این رو برای هر دوره ماتریس احتمال انتقال متفاوتی محاسبه شده است. جدول ۵، میانگین این احتمالات انتقال را نشان می‌دهد.

جدول ۵-ماتریس میانگین احتمالات انتقال

	رژیم ۱ (در دوره t+1)	رژیم ۲ (در دوره t+1)
رژیم ۱ (در دوره t)	۰/۹۶	۰/۰۴
رژیم ۲ (در دوره t)	۰/۱۵	۰/۸۵

منبع: یافته‌های تحقیق

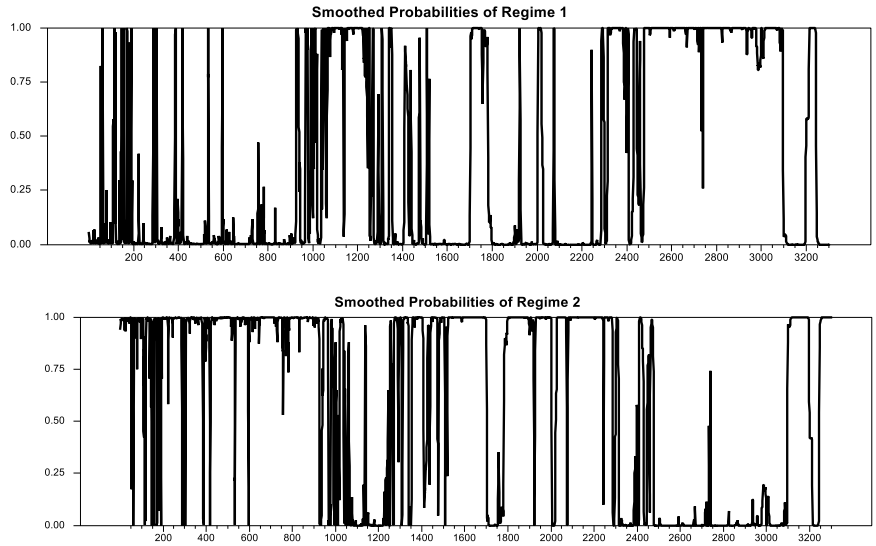
همانطور که مشاهده می‌گردد رژیم ۱ پایدارترین رژیم است چراکه احتمال انتقال از این رژیم به خود این رژیم نسبتا بالا بوده و حدود ۰/۹۶ می‌باشد. به عبارت دیگر اگر در دوره t بازار سهام در رژیم

۱ Lakonishok et al.
۲ Choi and Sias
۳ Venezia et al.
۴ Diamond and Verrecchia
۵ Suominen

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07]

۱ (یا همان رژیم رفتار رمه‌ای) باشد به احتمال تقریبی ۹۶ درصد در دوره t+1 نیز در این رژیم خواهد بود. به بیان بهتر، زمانی که در رژیمی قرار داریم که رفتار رمه‌ای در آن وجود دارد، به احتمال زیادی در دوره بعدی نیز در رژیمی خواهیم بود که شاهد رفتار رمه‌ای هستیم. این موضوع باعث می‌شود که طول دوره مورد انتظار رژیم دو (رژیم با رفتار رمه‌ای) بیشتر از طول دوره مورد انتظار برای رژیم یک باشد.

نمودار ۱ تقسیم‌بندی دوره مورد بررسی را بین دو رژیم استخراج‌شده را نشان می‌دهد. تطبیق نمودارهای زیر با روند بازدهی بازار سهام، نشان می‌دهد، رژیم یک استخراج‌شده، بیشتر مطابق با دوره‌هایی است که بازدهی بازار سهام مثبت بوده است. به عبارت دیگر، رفتار رمه‌ای در دوره‌هایی وجود داشته است که بازدهی بازار مثبت بوده است. این بدان معنی است که رفتار رمه‌ای عمدتا در دوره‌های با بازدهی مثبت بیشتر از دوره‌های با بازدهی منفی مشاهده می‌شود.



نمودار ۱-نمودار احتمالات هموار شده برای رژیم یک و دو

منبع: یافته‌های تحقیق

این رفتار می‌تواند به دلایل مختلفی در بازارهای صعودی بیشتر دیده شود و در بازارهای نزولی کمتر مشاهده شود. در زیر به چند دلیل کلیدی اشاره شده است (هرشفایر و تئوه، ۲۰۰۳؛ لوکس، ۱۹۹۵):

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07]

۱. **اعتماد و خوش‌بینی**: در بازارهای صعودی، اعتماد و خوش‌بینی بین سرمایه‌گذاران بیشتر است. این جو مثبت می‌تواند باعث شود سرمایه‌گذاران به راحتی تحت تأثیر رفتار دیگران قرار گیرند و بدون بررسی دقیق، تصمیمات مشابه بگیرند. آن‌ها به احتمال زیاد فکر می‌کنند که سایر سرمایه‌گذاران اطلاعات درست و دقیقی دارند که خودشان از آن بی‌خبرند.

۲. **ترس از از دست دادن فرصت:** در بازارهای صعودی، ترس از از دست دادن فرصت نقش مهمی ایفا می‌کند. وقتی قیمت‌ها در حال افزایش هستند، سرمایه‌گذاران ممکن است ترس داشته باشند که اگر به جمعیت نپیوندند، از سود بالقوه عقب بمانند. این ترس می‌تواند رفتار رمه‌ای را تقویت کند.

۳. **اثر روان‌شناختی مثبت**: در بازارهای صعودی، اثرات روان‌شناختی مثبت مثل سرخوشی و اعتماد به نفس بالا بیشتر است. این حالت‌ها می‌توانند باعث شوند سرمایه‌گذاران به جای ارزیابی منطقی و مستقل، به رفتار سایرین دنباله‌روی کنند.

۴. **پنهان شدن در جمع:** در بازارهای صعودی، سرمایه‌گذاران ممکن است احساس کنند که تصمیمات جمعی کمتر ریسک دارد، زیرا اگر تصمیم جمعی اشتباه باشد، افراد زیادی همراهشان هستند که همان اشتباه را کرده‌اند. این پنهان شدن در جمع می‌تواند حس امنیت کاذب ایجاد کند.

۵. **اطلاعات نامتقارن**: در بازارهای صعودی، اطلاعات مثبت بیشتر و در دسترس‌تر است و این می‌تواند موجب شود سرمایه‌گذاران به اطلاعات مشابه واکنش نشان دهند و به تبعیت از دیگران بپردازند.

در مقابل، در بازارهای نزولی:

۱. **ترس و احتیاط**: در بازارهای نزولی، ترس و احتیاط بیشتر است. سرمایه‌گذاران ممکن است به طور مستقل و محتاطانه‌تر عمل کنند تا از ضررهای بیشتر جلوگیری کنند. آن‌ها ممکن است به تحلیل‌های خود بیشتر اعتماد کنند و کمتر به دنبال تقلید از دیگران باشند.

۲. **فرار از بازار**: در شرایط نزولی، سرمایه‌گذاران ممکن است به سرعت اقدام به فروش دارایی‌های خود کنند تا از ضرر بیشتر جلوگیری کنند. این رفتار ممکن است به صورت فردی و سریع انجام شود و به همین دلیل الگوی مشخصی از رفتار رمه‌ای مشاهده نشود.

۳. **نااطمینانی و اطلاعات منفی**: اطلاعات منفی و نااطمینانی در بازارهای نزولی بیشتر است. این باعث می‌شود سرمایه‌گذاران بیشتر به بررسی دقیق و تحلیل‌های فردی روی بیاورند تا از تصمیمات نادرست جمعی اجتناب کنند.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07]

در کل، عوامل روان‌شناختی، اطلاعاتی و بازارشناختی همگی می‌توانند در تفاوت رفتار رمه‌ای در بازارهای صعودی و نزولی نقش داشته باشند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف اصلی این مطالعه، شناسایی وجود رفتار رمه‌ای در بازار سهام ایران و همچنین بررسی عوامل موثر بر آن بود. در این راستا، از رویکرد چانگ و همکاران (۲۰۰۰) استفاده شد. این رویکرد یک رویکرد خطی است و توانایی مدلسازی الگوی غیرخطی در متغیر رفتار رمه‌ای را ندارد. برای فائق آمدن به این مشکل معادله اصلی مدل چانگ و همکاران (۲۰۰۰) با استفاده از روش مارکوف سویچینگ با احتمالات انتقال متغیر استفاده شد. این روش این امکان را فراهم می‌کند که بتوانیم رفتار رمه‌ای را به صورت متغیر طی زمان و به صورت غیرخطی مدلسازی کنیم. همچنین یک مزیت اصلی دیگر را نیز فراهم می‌کند و آن اینکه، با استفاده از آن می‌توان عواملی را که سبب انتقال از رژیم عقلایی به رژیم رفتار رمه‌ای می‌شوند را شناسایی کرد. برآورد مدل در این تحقیق، با استفاده از داده‌های روزانه در بازه ۱۷ آذر سال ۱۳۸۷ تا ۱۵ شهریور سال ۱۴۰۱ صورت گرفته است.

جهت مقایسه نتایج مدل خطی چانگ و همکاران (۲۰۰۰) با نتایج حاصل از این تحقیق، ابتدا مدل با روش خطی برآورد شده و سپس از روش مارکوف سویچینگ برای برآورد مدل استفاده شده است. نتایج حاصل از هر دو مدل حاکی از وجود رفتار رمه‌ای در بازار سهام ایران است. با این تفاوت که نتایج مدل غیرخطی دلالت بر رفتار غیرخطی در متغیر رفتار رمه‌ای دارد و بیانگر وجود برخی از دوره‌های رفتار رمه‌ای و برخی دوره‌های رفتار عقلایی در دوره مورد بررسی است. بررسی دقیق‌تر نتایج نشان می‌دهد که دوره‌هایی که رفتار رمه‌ای در بازار سهام ایران حاکم بوده، عمدتا منطبق با دوره‌هایی است که بازار سهام در وضعیت صعودی قرار داشته است. به عنوان مثال، رشد شتابان بورس در سال ۱۳۹۸ تا اواسط ۱۳۹۹ کاملا در وضعیت رفتار رمه‌ای قرار دارد. در بازارهای نزولی، شواهد کمتری از وجود رفتار رمه‌ای مشاهده شده است و تقریبا می‌توان گفت که در شرایط نزولی بازار، رفتار عقلایی، رفتار غالب بازار بوده است. اینکه چرا در وضعیت صعودی، بیشتر شاهد رفتار رمه‌ای هستیم، به این مسئله بازمی‌گردد که در دورانی که بازار سهام در حال صعود است، عوامل روانشناختی نقش مهمی را در شکل‌گیری رفتار رمه‌ای ایفا می‌کنند. عواملی مانند اعتماد و خوش‌بینی بیش از حد، ترس از دست دادن فرصت، پنهان شدن در جمع و پذیرش اطلاعات هم‌جهت با تصمیم‌های سرمایه‌گذاری و نادیده گرفتن اطلاعات غیرهم‌جهت عوامل مهم تحریک‌کننده رفتار رمه‌ای در دوره‌های صعودی هستند.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07]

نتایج بررسی عوامل موثر بر احتمال انتقال بین رژیم‌ها نیز حاکی از موثر بودن حجم معاملات و ارزش بازار سهام بر کاهش احتمال انتقال از رژیم عقلایی به رژیم رفتار رمه‌ای است. با توجه به اینکه این دو متغیر می‌توانند نقش تعیین‌کننده در شکل‌گیری رفتار رمه‌ای در بازار سهام داشته باشند، به سیاست‌گذار اقتصادی توصیه می‌شود که با عمق بخشیدن به بازار سهام مانع از شکل‌گیری رفتار رمه‌ای در بازار سهام شوند. هرچند، باز هم امکان شکل‌گیری رفتار رمه‌ای در بازار وجود خواهد داشت اما افزایش عمق بازار که منجر به افزایش حجم معاملات و ارزش بازار می‌شود، می‌تواند در کاهش احتمال شکل‌گیری رفتار رمه‌ای نقش ایفا کند.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07]

منابع

۱. اسدی، غلامحسین؛ عبده تبریزی، حسین حمیدی زاده، محمدرضا؛ و فرازمند، سجاد. (۱۴۰۲). بررسی رفتار توده‌وار قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری*، ۲۰ (۳) ، ۱-۳۴.

۲. باباجانی، جعفر؛ عبادی، جواد؛ مرادی، نسرین (۱۳۹۴). بررسی رفتار توده‌وار در صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در بورس اوراق بهادار تهران، *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۱۲(۴۷)، ۴۷-۷۱.

۳. بیدگلی، غلامرضا اسلامی؛ شهریاری، سارا. (۱۳۸۶). بررسی و آزمون رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران با استفاده از انحرافات بازده سهام از بازده کل بازار در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۴، *فصلنامه بررسیهای حسابداری وحسابرسی*، ۳ (۱۴)، صص ۴۴-۲۵.

۴. جاودان زاده، بیژن؛ حجازی، رضوان؛ صالحی، اله کرم؛ بصیرت، مهدی. (۱۴۰۰) علیت گرنجری تأثیر کیفیت گزارشات مالی و عدم تقارن اطلاعاتی بر میزان پدیده لنگر ذهنی در بورس اوراق بهادار تهران. *نشریه اقتصاد و بانکداری اسلامی*، ۱۰ (۳۶)، ص ۱۷۷-۲۰۲.

۵. ساداتی، اکرم سادات؛ آقابابائی، محمد ابراهیم (۱۳۹۷). بررسی رفتار توده‌ای مبتنی بر واریانس موزون مقطعی در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۹(۳۵)، ۱۹۷-۲۱۹.

۶. سماوی، محمدابراهیم، نیکومرام، هاشم، معدنچی زاج، مهدی، و یعقوب نژاد، احمد. (۱۴۰۰). بررسی رفتار رمه ای متغیر زمان در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل امتیاز خود رگرسیونی تعمیم یافته. پژوهش های مالی و رفتاری در حسابداری، ۱(۳ (پیاپی ۳))، ۱۳۷-۱۵۴.

۷. صالحی، علی؛ فرهانیان، سید محمد جواد؛ مظفری، مهردخت (۱۳۹۲). بررسی توده‌واری شرکت‌های سرمایه‌گذاری بورس تهران (۱۳۸۵-۱۳۸۸)، *مطالعات و سیاست های اقتصادی*، ۹(۱۹)، ۱(۹۶)، ۶۹ -۸۱.

۸. فرهادی، حمیدرضا؛ ندیری، محمد؛ سارنج، علیرضا؛ تهرانی، رضا. (۱۴۰۱). بررسی اثر رفتار گله ای در اقتصاد ایران بر معیار کارایی مدل قیمت گذاری دارایی ها. *نشریه اقتصاد و بانکداری اسلامی*، ۱۱ (۳۸) ، صص ۱۱۳-۱۳۶.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07]

۹. میرلوحی، سیدمجتبی، تهرانی، رضا، و حسینی بهشتیان، سیدمحمد. (۱۳۹۸). بررسی رفتار رمه ای متغیر در زمان با استفاده از رویکرد غیرخطی مارکوف سویچینگ. تحقیقات حسابداری و حسابرسی (تحقیقات حسابداری)، ۱۱(۴۲)، ۱۲۵-۱۴۲.

۱۰. یوسفی، راحله؛ شهرآبادی، ابوالفضل (۱۳۸۸). بررسی و آزمون رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار، *فصلنامه مدیریت توسعه و تحول*، ۱۳۸۸(۲)، صص ۶۴-۵۷.

11. Ah Mand, A., Janor, H., Abdul Rahim, R., & Sarmidi, T. (2023). Herding behavior and stock market conditions. *PSU Research Review*, *7*(2), 105-116.
12. Ahn, K., Cong, L., Jang, H., & Kim, D. S. (2024). Business cycle and herding behavior in stock returns: theory and evidence. *Financial Innovation*, *10*(1), 6.
13. Avery, C., & Zemsky, P. (1998). Multidimensional uncertainty and herd behavior in financial markets. *American economic review*, 724-748.
14. Banerjee, A. V. (1992). A simple model of herd behavior. *The quarterly journal of economics*, *107*(3), 797-817.
15. Bikhchandani, S., Hirshleifer, D., & Welch, I. (1992). A theory of fads, fashion, custom, and cultural change as informational cascades. *Journal of political Economy*, *100*(5), 992-1026.
16. Bohl, M. T., Klein, A. C., & Siklos, P. L. (2012). A Markov Switching Approach to Herding.
17. Brennan, M. (1990). Agency and Asset Prices. *Finance Working Paper*, No. 6-93.
18. Chaffai, M., & Medhioub, I. (2018). Herding behavior in Islamic GCC stock market: a daily analysis. *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*.
19. Chang, E. C., Cheng, J. W., & Khorana, A. (2000). An examination of herd behavior in equity markets: An international perspective. *Journal of Banking & Finance*, *24*(10), 1651-1679.
20. Chiang, T. C., & Zheng, D. (2010). An empirical analysis of herd behavior in global stock markets. *Journal of Banking & Finance*, *34*(8), 1911-1921.
21. Christie, W. G., & Huang, R. D. (1995). Following the pied piper: Do individual returns herd around the market?. *Financial Analysts Journal*, *51*(4), 31-37.
22. Cipriani, M., & Guarino, A. (2008). Herd behavior and contagion in financial markets. *The BE Journal of Theoretical Economics*, *8*(1).

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07]

23. Demirer, R., & Kutan, A. M. (2006). Does herding behavior exist in Chinese stock markets?. *Journal of international financial markets, institutions and money*, *16*(2), 123-142.
24. Diebold, F. X., Lee, J. H., & Weinbach, G. C. (1994). Regime switching with time-varying transition probabilities. *Business Cycles: Durations, Dynamics, and Forecasting*, *1*, 144-165.
25. Espinosa-Méndez, C., & Arias, J. (2021). Herding Behaviour in Asutralian stock market: Evidence on COVID-19 effect. *Applied Economics Letters*, *28*(21), 1898-1901.
26. Filardo, A. J. (1994). Business-cycle phases and their transitional dynamics. *Journal of Business & Economic Statistics*, *12*(3), 299-308.
27. Gleason, K. C., Mathur, I., & Peterson, M. A. (2004). Analysis of intraday herding behavior among the sector ETFs. *Journal of Empirical Finance*, *11*(5), 681-694.
28. Grinblatt, M., Titman, S., & Wermers, R. (1995). Momentum investment strategies, portfolio performance, and herding: A study of mutual fund behavior. *The American economic review*, 85(5), 1088-1105.
29. Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of non-stationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57(2), 357–384.
30. Hirshleifer, D., & Hong Teoh, S. (2003). Herd behaviour and cascading in capital markets: A review and synthesis. *European Financial Management*, *9*(1), 25-66.
31. Kallinterakis, Vasileios, and Maria Lodetti. "Nonlinearities, Herd Behaviour and Market Illiquidity: Evidence from Montenegro?." *Economic analysis* 42.3-4 (2009): 7-17.
32. Lux, T. (1995). Herd behaviour, bubbles and crashes. *The economic journal*, *105*(431), 881-896.
33. Roll, R. (1992). A Mean/Variance Analysis of Tracking Error. *The Journal of Portfolio Management*, *18*(4), 13-22.
34. Scharfstein, D. S., & Stein, J. C. (1990). Herd behavior and investment. *The American Economic Review*, 465-479.
35. Shiller, R. J. (1987). Investor behavior in the October 1987 stock market crash: Survey evidence.
36. Zheng, D., Li, H., & Chiang, T. C. (2017). Herding within industries: Evidence from Asian stock markets. *International Review of Economics & Finance*, *51*, 487-509.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2025-12-07]