تحقیقات حسابداری و حسابرسی، تابستان ۱۳۹۸، شماره ۴۲، از صفحه ۱۲۵ تا ۱۴۲

بررسی رفتار رمه‌ای متغیر در زمان با استفاده از رویکرد غیرخطی مارکوف سویچینگ

دکتر سید مجتبی میرلوحی

استادیار، مدیریت مالی، دانشکده مهندسی صنایع و مدیریت، دانشگاه صنعتی شاهرود، شاهرود، ایران

دکتر رضا تهرانی

استاد، مدیریت مالی، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران

سید محمد حسینی بهشتیان[1]©

دانشجوی دکترا، مدیریت مالی، پردیس بین المللی کیش دانشگاه تهران

(تاریخ دریافت: ۳۰ دی ۱۳۹۶؛ تاریخ پذیرش: ۰۳ شهریور ۱۳۹۷)

هدف اصلی این مطالعه، بررسی وجود رفتار رمه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران است. برای این منظور از داده‌های روزانه تمامی سهم‌های موجود در بازار در بازه آذرماه سال ۱۳۸۷ تا آذرماه سال ۱۳۹۶ استفاده شده است. برای بررسی رفتار رمه‌ای، روش ارائه شده توسط چانگ، چنگ و خورانا (۲۰۰۰) توسعه داده شده و معادله معرفی شده توسط آنها به صورت متغیر در زمان و با استفاده از روش غیرخطی مارکوف سویچینگ برآورد شده است. برای مقایسه روش خطی چانگ با روش غیرخطی این مطالعه، ابتدا رفتار رمه‌ای به صورت ثابت در زمان بررسی شده و سپس به صورت متغیر در زمان آزمون شده است. نتایج این تحقیق با استفاده از روش خطی نشان می‌دهد در دوره مورد بررسی رفتار رمه‌ای در بازار وجود نداشته است. اما نتایج تخمین مدل با استفاده از روش مارکوف سویچینگ حاکی از وقوع رفتار رمه‌ای در برخی از دوره‌ها در بورس اوراق بهادار تهران است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که مدل مارکوف سویچینگ به مراتب برازش مناسب‌تری بر داده‌ها داشته و به نتایج دقیق‌تری رسیده است.

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

© (نویسندهٔ مسئول)

[1] smh_beheshtian@yahoo.com

مقدمه

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. محققین تا کنون تعاریف متعدد (اما مشابهی) از این پدید ارائه کرده‌اند. به عنوان مثال نوفسینگر و سیاس (۱۹۹۹) رفتار رمه‌ای را به عنوان حالتی تعریف می‌کنند که گروهی از فعالان بازارهای مالی، طی زمان مشخصی، به صورت کاملا هم‌جهت اقدام به خرید و فروش و معامله می‌کنند [۱۸]. آوری و زمسکی (۱۹۹۸) رفتار رمه‌ای را به عنوان وضعیتی در نظر می‌گیرند که سرمایه‌گذاران، ارزیابی خود از ارزش سهام را نادیده گرفته و بر اساس روند معاملات در گذشته تصمیم‌گیری می‌کنند [۶]. دی‌بونت و فوربس (۱۹۹۹) نیز رفتار رمه‌ای را به عنوان توافق بیش از حد تحلیل‌گران در پیش‌بینی معرفی می‌کنند [۱۳].
دلایل وقوع رفتار رمه‌ای ممکن است متفاوت باشد؛ ممکن است این رفتار به این دلیل باشد که معامله‌گران از رفتار معامله‌گران قبلی اطلاعات خاصی را استخراج می‌کنند یا شاید در نتیجه عکس‌العمل دست‌جمعی سرمایه‌گذاران به اخبار بنیادی باشد. تحلیل‌گران، ممکن است به دلیل حفظ خوش‌نامی دچار رفتار رمه‌ای شوند یا شاید سرمایه‌گذاران کلا به صورت غیرعقلایی رفتار کنند و به دلایل روانی و اجتماعی دچار رفتار رمه‌ای شوند. دلایل رفتار رمه‌ای ممکن است متفاوت باشد، اما علی‌رغم این، نتایج آن تقریبا یکسان است، رفتار رمه‌ای یکی از اصلی‌ترین دلایل شکل‌گیری بحران‌ها و بی‌ثباتی در بازارهای مالی است. تجارب قرن گذشته نیز نشان می‌دهد، که بحران در بازارهای مالی صرفا محدود به این بازارها نشده و پس از وقوع بحران در بازارهای مالی، بخش واقعی اقتصاد نیز از این شرایط متاثر می‌شود؛ به دنبال بحران مالی، رشد اقتصادی کند شده و اقتصاد وارد رکود می‌شود. با ورود به رکود نیز، بیکاری با سرعت بالایی افزایش می‌یابد. کاهش رشد اقتصادی و افزایش بیکاری تنها دو مورد از فجایعی است که بحران‌های مالی به وجود می‌آورند؛ می‌توان به موارد بالا مسائلی مانند از بین رفتن اعتماد سرمایه‌گذاران و مصرف‌کنندگان، کاهش سطح رفاه، افزایش فقر، افزایش جرم و ... را نیز افزود.

آنچه مشخص است، گرچه ممکن است رفتار رمه‌ای در ظاهر موضوعی ساده به نظر برسد اما همانطور که در بالا اشاره شد، رفتار رمه‌ای می‌تواند پیامدهای فوق‌العاده مهم و فاجعه‌آمیزی را برای اقتصاد به همراه داشته باشد. باغومیان (۱۳۹۰) عنوان می‌کند که اثر رفتار سرمایه‌گذاران در فرآیند قیمت‌گذاری، طی سال‌های اخیر دارای روند افزایشی بوده است و این موضوع نباید به هیچ وجه نادیده گرفته شود [۱]. بررسی وجود رفتار رمه‌ای در بازارهای مالی، همواره یکی از موضوعاتی بوده است که مورد توجه محققان، سرمایه‌گذاران و سیاستگذاران بوده است. مطالعات پیشین در حوزه بررسی رفتار رمه‌ای از روش‌های تجربی استفاده کرده‌اند که دارای ایرادات اساسی است و به دلیل وجود این ایرادات ممکن است نتایج این تحقیق‌ها با تورش همراه باشد. یکی از ایراداتی که به تحقیق‌های پیشین می‌توان وارد

نمود این است که در این مطالعات، رفتار رمه‌ای طی زمان ثابت در نظر گرفته شده است؛ به عبارت دیگر، فرض شده است رفتار رمه‌ای یا همواره در بازار وجود دارد یا اصلا وجود ندارد. طبیعتا این یک فرض محدود کننده است که می‌تواند نتایج تحقیق را دستخوش تغییر کند؛ چراکه رفتار رمه‌ای ممکن است در برهه‌های خاصی از زمان وجود داشته باشد و در دوره‌های دیگر وجود نداشته باشد. از این رو هدف اصلی این تحقیق بررسی رفتار رمه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران با تکیه بر روش‌هایی است که امکان لحاظ تغییر در رفتار رمه‌ای را فراهم می‌آورند. برای این منظور از روش مارکوف سویچینگ که یکی از روش‌های غیرخطی مدرن در حوزه علوم مالی است استفاده شده است.

پیشینه پژوهش

پیشینه نظری

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 [۷، ۸ و ۲۴].

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 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. 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 [۲۲].

رفتار رمه‌ای مبتنی بر ساختار دستمزد

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 (۱۹۹۳) و رول (۱۹۹۲)) [۱۰ و ۱۹]. 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

کشاورز و رضایی (۱۳۸۹) در مطالعه خود وجود رفتار رمه‌ای در بین سرمایه‌گذاران نهادی بورس اوراق بهادار تهران را مورد آزمون قرار دادند. در این مطالعه که برای بازه زمانی مردادماه سال ۱۳۸۵ تا آبان‌ماه سال ۱۳۸۷ انجام شده است، محققین علاوه بر بررسی رفتار رمه‌ای، اتخاذ استراتژی گشتاور (که یکی از علل رفتار رمه‌ای است) و همچنین همبستگی بین سطح رفتار رمه‌ای و بازده سهام مربوط به سهام‌داران عمده شرکت‌های حاضر در بورس را نیز مورد آزمون قرار دادند. نتایج این مطالعه حاکی از وجود رفتار رمه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران است. میزان رفتار رمه‌ای اندازه‌گیری شده نیز از مقدار آن در کشورهای توسعه یافته بالاتر بوده است. از دیگر نتایج مهم این تحقیق می‌توان به رد فرضیه اتخاذ

استراتژی گشتاور در بین سرمایه‌گذاران نهادی و عدم اثرگذاری رفتار رمه‌ای بر بازده سهام شرکت‌ها اشاره کرد [۴].

سعیدی و فرهانیان (۱۳۹۰) در تحقیق خود، وجود رفتار رمه‌ای را در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه همانند مطالعه یوسفی و شهرآبادی از مدل هوانگ و سالمون استفاده کرده و مطالعه برای بازه سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۶ انجام شده است. نتایج تحقیق حاکی از وجود رفتار رمه‌ای معنی‌دار در بازار سهام ایران در دوره مورد بررسی است. همچنین در این تحقیق وجود رابطه هم‌انباشتگی میان متغیر اندازه رفتار رمه‌ای و متغیرهای ویژه بازار سهام و تورم مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج آزمون هم‌انباشتگی انگل-گرنجر حاکی از وجود رابطه هم‌انباشتگی میان این متغیرها است [۲].

صالحی، فراهانیان و مظفری (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. تبعیت مدیران از احساسات نیز بیانگر غیرعقلایی بودن رفتار رمه‌ای موجود است. در این مطالعه برای تجمیع اثر احساسات از تحلیل مولفه‌های اصلی استفاده شده است [۳].

وکیلی فرد، فروغ نژاد و خوشنود (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای با استفاده از روش فرآیند تحلیل شبکه‌ای به ارزیابی رفتار سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. در این تحقیق، جهت محاسبه نمره مقایسات زوجی معیارها و خوشه ها و روابط بین آنها از استاندارد امتیاز دهی ساعتی استفاده شده و بر این مبنا پرسشنامه ای تهیه و برای خبرگان و فعالین بازار سهام ارسال شده است؛ نمره هر مقایسه زوجی نیز با محاسبه میانگین هندسی نمره های پرسشنامه ها بدست آمده است. نتایج این پژوهش نشان می دهد که سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار تهران در ۴۰ درصد رفتارها و تصمیمات خرید و فروش سهام، رفتار رمه‌ای دارند و در ۳۳ درصد مواقع فرایند دقیق و تحلیلی را برای تصمیم خرید و فروش سهام انتخاب کرده و منطقی رفتار می کنند همچنین حدود ۲۲ درصد رفتارهای سرمایه گذاران واکنشی و حدود ۵ درصد تصمیمات خرید و فروش سهام آنها شهودی می باشد [۵].

مطالعات خارجی

مطالعات تجربی و روش‌هایی که در حوزه بررسی رفتار رمه‌ای وجود دارد در دو بخش عمده قابل تقسیم‌بندی هستند. دسته اول مطالعات و مدل‌هایی هستند که به بررسی رفتار رمه‌ای در میان دسته خاصی از سرمایه‌گذاران (مانند مدیران صندوق‌ها یا شرکت‌های سرمایه‌گذاری) می‌پردازند و دسته دیگر از مطالعات و روش‌ها بدون هیچ تمایزی، رفتار رمه‌ای را در کل بازار بررسی می‌کنند. در زیر ابتدا به

بررسی مطالعاتی پرداخته می‌شود که رفتار رمه‌ای را در بخش خاصی از بزار بررسی می‌کنند؛ سپس در ادامه مهم‌ترین مطالعات مربوط به دسته دوم آورده می‌شود.

لاکونیشوک، اشلیفر و ویشنی (۱۹۹۲) را شاید بتوان بنیان‌گذار مطالعات تجربی در حوزه آزمون رفتار رمه‌ای دانست. پیش از این مطالعه مبانی تئوریک زیادی در مورد رفتار رمه‌ای وجود داشت، اما تا آن زمان روش مناسبی برای آزمون رفتار رمه‌ای شکل نگرفته بود. روشی که در این مطالعه ارائه شد، به روش LSV شهرت یافت و بعدها به وفور در مطالعات تجربی از آن برای بررسی رفتار رمه‌ای استفاده شد. شاخص LSV در واقع از داده‌های پورتفولیو شرکت‌ها استفاده می‌کند و میزان تمرکز پورتفولیو شرکت‌ها را در بخش خاصی از بازار اندازه‌گیری می‌کند. نتایج این مطالعه نشان داد که در بازار سهام آمریکا، شواهدی از رفتار رمه‌ای برای سهم‌های کوچک وجود دارد. این در حالی است که در سهم‌های بزرگ رفتار رمه‌ای مشاهده نشده است [۱۷].

ورمرز (۱۹۹۹) ایراد اساسی را به روش LSV وارد می‌کند و بیان می‌کند که روش LSV برای محاسبه رفتار رمه‌ای صرفا به تعداد خریداران و فروشندگان اکتفا می‌کند و این موضوع باعث می‌شود تا نتایج مربوط به این روش تورش‌دار باشد. در روش جدیدی که ورمرز ارائه می‌دهد هم تعداد خریداران و فروشندگان و هم حجم خرید و فروش دارای اهمیت است و رفتار رمه‌ای بر اساس ترکیب این دو معیار تعیین می‌شود. روشی که ورمرز ارائه داده است به معیار تغییر پروتقولیو[1] شهرت دارد. نتایج مطالعه ورمرز نشان می‌دهد که در بازه سال‌های ۱۹۷۵ تا ۱۹۹۴ رفتار رمه‌ای در میان مدیران صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک (در بازار سهام ایالات متحده آمریکا) صرفا برای سهم‌های کوچک وجود داشته است [۲۵].

کریستی و هوانگ (۱۹۹۵) برای بررسی رفتار رمه‌ای در میان کلیه سرمایه‌گذاران، روش ساده زیر را پیشنهاد نموده‌اند [۱۲].

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

در واقع، ایده اصلی روش کریستی و هوانگ این است که در صورت وجود رفتار رمه‌ای در بازار، بازدهی همه سهم‌ها نزدیک به بازدهی بازار خواهد بود و در نتیجه میزان پراکندگی بازدهی سهم‌ها حول بازدهی بازار کاهش خواهد یافت. کریستی و هوانگ عنوان می‌کنند زمانی که بازار با نوسان زیادی همراه است، افراد بیشتر تمایل دارند که تحلیل‌های خود را کنار گذاشته و هم‌سو با بازار حرکت کنند. در روش کریستی و هوانگ ابتدا با استفاده از فرمول فوق، انحراف معیار مقطعی بازدهی سهام را محاسبه نموده و سپس از رگرسیون زیر برای بررسی وجود رفتار رمه‌ای استفاده می‌شود.

$$S_t = \alpha + \beta_1 D_t^L + \beta_2 D_t^U + \varepsilon_t$$

[1] Portfolio Change Measure

در رابطه فوق، D_t^L متغیر مجازی مربوط به دوره‌هایی است که بازدهی بازار به شدت منفی است و D_t^U متغیر مجازی مربوط به دوره‌های با بازدهی بسیار بالا است. حال اگر ضرایب متغیرهای مجازی که نشان‌دهنده حرکت‌های جهشی (مثبت و منفی) است، منفی باشد، می‌توان نتیجه گرفت که رفتار رمه‌ای در بازار وجود دارد. به عبارت دیگر، اگر در دوره‌هایی که حرکت‌های جهشی در بازار رخ می‌دهد، پراکندگی بازدهی سهم‌های مختلف نسبت به بازدهی بازار (S_t) کاهش یابد، می‌توان به وجود رفتار رمه‌ای در بازار پی برد.

چانگ، چنگ و خورانا (۲۰۰۰) ایرادات مهمی را به روش کریستی و هوانگ وارد کردند. یکی از مهم‌ترین ایراداتی که به این روش وارد شده است، وابسته بودن شدید مدل به تعریف حرکت‌های جهشی است. در واقع، سوالی که وجود دارد این است که چه جهش‌هایی را در بازار به عنوان یک شوک یا حرکت جهشی در نظر بگیریم. چانگ، چنگ و خورانا برای رفع این مشکل، به جای استفاده از متغیر مجازی در رگرسیون، از معادله زیر برای ارزیابی رفتار رمه‌ای در بازار استفاده کردند [۱۱]:

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

در معادله فوق، اگر ضریب ζ معنی‌دار و منفی باشد، به معنای وجود رفتار رمه‌ای در بازار است.

یکی از ایراداتی که مدل چانگ، چنگ و خورانا (۲۰۰۰) وارد می‌شود این است که ضرایب این مدل طی زمان ثابت هستند. به عبارت دیگر در این مدل، رفتار رمه‌ای طی زمان ثابت فرض می‌شود؛ این در حالی است که رفتار رمه‌ای ممکن است بر اساس شرایط بازار تغییر پیدا کند.

بوهل، کلین و سیکلوس (۲۰۱۳) برای رفع این مشکل از روش مارکوف سویچینگ با احتمالات متغیر استفاده کردند. معادله‌ای که بوهل، کلین و سیکلوس برآورد کردند به شرح زیر است [۷]:

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

در رابطه فوق، ضرایب مدل می‌توانند طی زمان تغییر پیدا کنند و بنابراین رفتار رمه‌ای می‌تواند طی زمان تغییر پیدا کرده و در برخی دوره‌ها شکل بگیرد و در برخی دوره‌ها وجود نداشته باشد.

مروری بر مطالعات تجربی داخلی و خارجی نشان داد که تا کنون مطالعات فراوانی هم در داخل و هم در خارج از کشور انجام شده است. همچنین بررسی مطالعات داخلی نشان داد که روش‌های مورد استفاده در این تحقیق‌ها روش‌های بروزی نبوده و با ایراداتی همراه هستند که در بالا به آنها اشاره شد. وجه تمایز این مطالعه با مطالعات قبلی این است که در این مطالعه از یکی از بروزترین روش‌های مطرح شده برای شناسایی رفتار رمه‌ای استفاده خواهد شد. روش مارکوف سویچینگ ایرادات مدل‌های قبلی را نداشته و از این رو می‌تواند نتایج دقیق‌تری را به همراه داشته باشد.

روش‌شناسی پژوهش

نمونه مورد استفاده در این تحقیق، تمامی شرکت‌های بورس اوراق بهادار است که در بازه ۱۷ آذر ۱۳۸۷ تا ۱۹ آذر ۱۳۹۶ معامله شده‌اند. تعداد شرکت‌ها در طول زمان متفاوت بوده و در ابتدای بازه، شامل

۲۵۹ شرکت و در انتهای بازه شامل ۳۰۹ شرکت بوده است. شرکت‌های سرمایه‌گذاری به این دلیل که در شرکت‌های بورسی نیز سرمایه‌گذاری می‌کنند، سود آنها وابسته به جهت تغییرات سهامی است که در آن سرمایه‌گذاری نموده‌اند. از این رو ممکن است تغییرات قیمت آنها، هم‌جهت با تغییرات قیمت سایر سهم‌ها باشد و با رفتار رمه‌ای اشتباه گرفته شود؛ از این رو این شرکت‌ها از نمونه مورد بررسی این تحقیق، کنار گذاشته شده‌اند. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق، داده‌های روزانه بازدهی سهام است که از بورس اوراق بهادار تهران استخراج شده‌اند.

روش تحقیق

در ادامه ابتدا توضیح مختصری از روش مارکوف سویچینگ آورده شده و پس از آن نیز به معرفی روش شناسایی رفتار رمه‌ای در بازار سهام پرداخته شده است.

مدل مارکوف-سویچینگ

مدل مارکوف-سویچینگ که توسط همیلتون در سال ۱۹۸۹ مطرح شد و به مدل تغییر رژیم نیز شناخته می‌شود یکی از مشهورترین مدل‌های سری زمانی غیرخطی می‌باشد [۱۵]. 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 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 مارکوف-سویچینگ برای متغیر y_t به شکل زیر خواهد بود:

$$y_t = \begin{cases} c_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t, & s_t = 0 \\ c_0 + c_1 + \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t, & s_t = 1 \end{cases} \quad (۱)$$

که در آن $|\alpha_1| < 1$ بوده و ε_t ها به صورت همانند و مستقل از یکدیگر توزیع شده[1] و دارای میانگین صفر و واریانس σ_ε^2 می‌باشد. هنگامی که $s_t = 0$ می‌باشد فرآیند y_t یک فرآیند AR(1) پایا خواهد بود که میانگین آن برابر $c_0/(1-\alpha_1)$ می‌باشد و هنگامی که $s_t = 1$ است فرآیند y_t یک فرآیند AR(1) پایا با میانگین $(c_0 + c_1)/(1-\alpha_1)$ خواهد بود. اگر شرط $c_1 \neq 0$ نیز برقرار باشد در این صورت بسته به مقدار متغیر وضعیت، 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

[1] independent and identically distributed (**i.i.d.**)

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.

آنچه در بالا معرفی شد، خلاصه‌ای از روش مارکوف سویچینگ بود که در چارچوب مدل‌های خودتوضیح توسط همیلتون (۱۹۸۹) ارائه شده بود. مدل تغییر رژیم مارکوف سویچینگ، یک رویکرد کلی است که به راحتی می‌توان آن را در چارچوب رگرسیون نیز مطرح نمود. در معادله ۲، X_t برداری از متغیرهای توضیحی است. همچنین در معادله زیر، همه اجزای معادله، تابعی از رژیم هستند. البته اینکه کدام جزء معادله ۲، تابعی از رژیم باشد، در اختیار محقق بوده و می‌توان حالت‌های مختلفی را برای رگرسیون ۲ در نظر گرفت. در این معادله، متغیر پنهان s_t همانند آنچه پیشتر عنوان شد، از یک فرآیند مارکوف مرتبه اول پیروی می‌کند و مقدار آن در دوره حاضر صرفا به مقدار این متغیر در دوره گذشته وابسته است.

$$y_t=\begin{cases} c_0+\beta_0 X_t+\varepsilon_t, & s_t=0 \\ c_1+\beta_1 X_t+\varepsilon_t, & s_t=1 \end{cases},\quad s_t\sim IID(0,\sigma^2(s_t)) \qquad (۲$$

آزمون ریشه واحد مارکوف سویچینگ

رابطه کلی آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته را می‌توان به شکل زیر نوشت. رابطه ذکر شده در زیر، حالتی است که هم شامل عرض از مبدا و هم شامل روند است:

$$\Delta y_t=c+\kappa t+\delta y_{t-1}+\sum_{i=1}^{k}\theta_i\Delta y_{t-i}+\varepsilon_t \qquad (۳$$

هال، پساراداکیس و سولا (۱۹۹۹) بر اساس آزمون فوق، آزمون ریشه واحد مارکوف سویچینگ را ارائه نموده‌اند که امکان تغییر هر یک از اجزای معادله ۳ در وضعیت‌های مختلف وجود دارد [۱۴]. به عبارت دیگر، هال، پساراداکیس و سولا (۱۹۹۹) با تکیه بر این واقعیت که اغلب متغیرهای اقتصادی از خود رفتار غیرخطی نشان می‌دهند، معتقد هستند که این متغیرها ممکن است در وضعیت خاصی رفتار

ایستا از خود نشان دهند و در وضعیت دیگری، ناایستا باشند. بر این اساس، آزمون ریشه واحد ۳ را در چند رژیم مختلف مورد آزمون قرار می‌دهند.

$$\Delta y_t = c(s_t) + \kappa(s_t)t + \delta(s_t)y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k}\theta_i(s_t)\Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (۴$$

نشان‌دهنده متغیر پنهان وضعیت است و بر اساس فرآیند مارکوف مرتبه اول، تغییر s_t که در آن می‌کند. بر اساس معادله ۴، می‌توان معادله آزمون ریشه واحد را در رژیم مختلف تخمین زد و در هر رژیم به صورت جداگانه آزمون ریشه واحد را انجام داد. آزمون ریشه واحد در این آزمون کاملا مشابه $\delta(s_t)<0$ را در مقابل فرضیه $\delta(s_t)=0$ آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته خطی است و فرضیه استاندارد tآزمون می‌کند. متاسفانه توزیع آماره آزمون دیکی-فولر در فرضیه صفر آزمون، از توزیع پیروی نمی‌کند و توزیع پیچیده‌ای دارد. برای اینکه بتوان توزیع این آزمون را استخراج نمود، از روش بوت‌استرپ[1] استفاده شده است.

روش شناسایی رفتار رمه‌ای

رایج‌ترین مدلی که از آن برای شناسایی رفتار رمه‌ای استفاده می‌شود به شکل زیر است:

$$S_t = \gamma + \delta\left|r_{m,t}\right| + \zeta\, r_{m,t}^2 + \varepsilon_t \quad (۵$$

رابطه فوق یک رابطه رگرسیونی است که در آن $r_{m,t}$ بازدهی بازار در دوره t بوده و S_t براساس فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$S_t = \frac{1}{N(t)}\sum_{i=1}^{N(t)}\left|r_{i,t} - r_{m,t}\right| \quad (۶$$

در فرمول فوق، $r_{i,t}$ بازده سهم iام در دوره t و N تعداد کل سهم‌های موجود در بازار است. در واقع، رابطه بالا به نوعی، انحراف بازدهی سهم‌های بازار از میانگین بازدهی بازار را اندازه‌گیری می‌کند. این مقدار هرچه قدر به صفر نزدیک‌تر باشد نشان‌دهنده این است که سرمایه‌گذاران میان سهم های موجود در بازار تمایز قائل نمی‌شوند. برای شناسایی رفتار رمه‌ای در بازار ابتدا بر اساس معادله ۶، S_t را محاسبه نموده و سپس رگرسیون معرفی شده در معادله شماره ۵ را انجام می‌دهند. زمانی که قیمت سهم‌های بازار به صورت عقلایی قیمت‌گذاری می‌شود (مانند مدل‌های CAPM) می‌توان میان S_t و $\left|r_{m,t}\right|$ متصور بود، اما زمانی که رفتار رمه‌ای در بازار حاکم است رابطه این دو متغیر تبدیل به یک رفتار غیرخطی شده و $r_{m,t}^2$ به معادله اضافه می‌شود. بنابراین اگر رگرسیون فوق را انجام دهیم و δ به صورت

[1] Bootstrap

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 چانگ، چنگ و خورانا (۲۰۰۰) که در بالا به آن اشاره شد، روشی است که به صورت رایج تا کنون در ادبیات از آن استفاده می‌شده است. اما روش‌های رایج (روش‌های خطی) برای شناسایی رفتار رمه‌ای دارای یک مشکل اساسی هستند و آن اینکه فرض می‌کنند، رفتار رمه‌ای در طول زمان ثابت است و تغییر نمی‌کند. به عبارت دیگر، فرض اولیه این مدل‌ها این است که رفتار رمه‌ای یا در بازار وجود دارد یا به طور کلی وجود ندارد؛ اما این یک فرض محدود کننده است، چرا که رفتار رمه‌ای می‌تواند در برهه‌های خاصی از زمان و در شرایط خاصی از بازار، تشدید شده و در برخی شرایط دیگر، وجود نداشته باشد. بنابراین باید به دنبال رویکردی بود، که بتواند تغییر رفتار رمه‌ای طی زمان را مورد لحاظ قرار دهد. رویکردی که در این مطالعه مورد استفاده قرار می‌گیرد، روش مارکوف- سویچینگ 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 رفتار رمه‌ای را در وضعیت‌های مختلف بررسی نمود.

$$S_t = \gamma_j + \delta_j \left| r_{m,t} \right| + \zeta_j r_{m,t}^2 + \varepsilon_{j,t}, \quad \varepsilon_{j,t} \sim N(0, \sigma_j^2) \qquad (۷$$

تفاوت این رگرسیون با رگرسیون قبلی این است که در این رگرسیون ضرایب مدل می‌تواند برای وضعیت‌های مختلف، متفاوت باشد و این موضوع می‌تواند امکان بررسی تغییر در رفتار رمه‌ای طی زمان را فراهم آورد.

یافته‌های پژوهش

اولین مرحله در انجام تخمین سری‌های زمانی بررسی وضعیت ایستایی متغیرها می‌باشد. در این قسمت با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF)، فیلیپس- پرون (Phillips-Perron) و KPSS ایستایی متغیرها بررسی شده و نتایج در جدول ارائه می‌شوند. در این تحقیق از روش بالا به پایین برای بررسی درجه انباشتگی متغیرها استفاده می‌شود. نتایج آزمون ریشه واحد برای دو متغیر اصلی تحقیق در جدول ۱ گزارش شده است.

جدول ۱. آزمون ایستایی متغیرهای تحقیق

متغیر	سطح		
	ADF	Phillips-Perron	KPSS
s_t	-۷/۶۷***	-۴۸/۸۱***	۰/۶۵***
r_m	-۲۰/۳۲***	-۳۴/۶۲***	۰/۱۰

*معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد **معنی‌دار در سطح ۵ درصد ***معنی‌دار در سطح ۱ درصد
منبع:یافته‌های تحقیق

نتایج بدست‌آمده در جدول ۱ نشان می‌دهد که متغیر r_m بر اساس هر سه آزمون در سطح ایستا است. اما در مورد متغیر s_t، دو آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس-پرون بیانگر ایستا بودن متغیر و آزمون KPSS[1] بیانگر ناایستا بودن آن است. با توجه به تناقض موجود در نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیر s_t، برای بدست آوردن نتایج قابل اطمینان‌تر در ادامه از آزمون ریشه واحد مارکوف سویچینگ نیز که یک آزمون ریشه واحد غیرخطی است و نتایج به مراتب دقیق‌تری ارائه می‌دهد، استفاده خواهد شد. جدول ۲، نتایج آزمون ریشه واحد مارکوف سویچینگ را برای متغیر s_t نشان می‌دهد. آزمون ریشه واحد مارکوف سویچینگ برای دو حالت با عرض از مبدا و روند و با عرض از مبدا محاسبه و در این جدول گزارش شده است. همانطور که در این جدول مشاهده می‌شود، متغیر s_t در هر دو رژیم و در هر دو حالت عرض از مبدا و روند و با عرض از مبدا، فرضیه صفر آزمون، مبنی بر ناایستایی (وجود ریشه واحد) متغیرها رد می‌شود و می‌توان نتیجه گرفت که این متغیرها در سطح ایستا است.

جدول ۲. آزمون ایستایی متغیر s_t با استفاده از آزمون ریشه واحد مارکوف سویچینگ

متغیر	رژیم	مدل با عرض از مبدا	مدل با عرض از مبدا و روند
s_t	رژیم ۱	-۴۰/۶۴***	-۴۴/۱۷***
	رژیم ۲	-۲۴۰/۷۴***	-۲۲۰/۳۱***

*معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد **معنی‌دار در سطح ۵ درصد ***معنی‌دار در سطح ۱ درصد
مقادیر گزارش شده، نشان‌دهنده آماره t هستند.
منبع:یافته‌های تحقیق

پیش از اینکه با استفاده از روش غیرخطی مارکوف سویچینگ به بررسی وجود رفتار رمه‌ای در بازار بپردازیم، در این قسمت از روش خطی حداقل مربعات معمولی (OLS) به بررسی رفتار رمه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران خواهیم پرداخت. با توجه به اینکه مطابق نتایج آزمون‌های ریشه واحد خطی و غیرخطی که در قسمت قبلی بدست آمد، متغیرهای پراکندگی بازده سهام حول بازده بازار و بازده بازار سهام در سطح ایستا هستند، از این رو بدون نگرانی از وقوع رگرسیون کاذب می‌توانیم به راحتی معادله

[1] . فرضیه صفر آزمون KPSS عکس آزمون‌های ADF و PP است و دلالت بر ایستایی متغیر مورد بررسی دارد. بنابراین، معنی‌دار بودن آماره بدست آمده در این آزمون بیانگر ناایستا بودن متغیر است.

مربوط به آزمون رفتار رمه‌ای که در معادله ۵ به آن اشاره شد را تخمین بزنیم. نتایج تخمین این معادله در جدول ۳، گزارش شده است:

جدول ۳. نتایج تخمین مدل شناسایی رفتار رمه‌ای

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	ارزش احتمال
عرض از مبدا	۱/۰۰۶	۰/۰۲۷	۳۷/۴۱۴	۰/۰۰۰
$\lvert r_{m,t}\rvert$	۰/۲۷۳	۰/۰۹۰	۳/۰۳۸	۰/۰۰۲
$r_{m,t}^2$	۰/۰۱۱	۰/۰۴۸	۰/۲۳۱	۰/۸۱۸
R-squared	۰/۱۳	Durbin-Watson stat		۱/۰۴
F-statistic	۱۶۳/۹۵	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 ۳ نشان داده شده است، مقدار آماره t بدست آمده برای متغیر $\lvert r_{m,t}\rvert$ برابر ۳/۰۴ است که بر اساس آن ارزش احتمال محاسبه شده نیز برابر ۰/۰۰۲ است. با توجه به اینکه ارزش احتمال محاسبه شده برای این متغیر کوچکتر از ۰/۰۱ است، می‌توان نتیجه گرفت که ضریب این متغیر در سطح یک درصد معنی‌دار است. همین نتیجه‌گیری را برای عرض از مبدا مدل نیز می‌توان انجام داد. بنابراین بر اساس نتایج بدست آمده، به جز ضریب متغیر $r_{m,t}^2$ دو ضریب دیگر یعنی عرض از مبدا و ضریب متغیر قدر مطلق بازده بازار سهام، در سطح یک درصد، معنی‌دار هستند. همانطور که پیشتر نیز عنوان شد، زمانی که قیمت سهم‌های بازار به صورت عقلایی قیمت‌گذاری می‌شود (مانند مدل‌های CAPM) می‌توان میان S_t و $\lvert r_{m,t}\rvert$ رابطه معنی‌داری متصور بود، اما زمانی که رفتار رمه‌ای در بازار حاکم است رابطه این دو متغیر تبدیل به یک رفتار غیرخطی شده و $r_{m,t}^2$ به معادله اضافه می‌شود. بنابراین اگر ضریب متغیر $\lvert r_{m,t}\rvert$ به صورت معنی‌داری بزرگ‌تر از صفر باشد و ضریب متغیر $r_{m,t}^2$ 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.

همانطور که نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد، ضریب متغیر $|r_{m,t}|$ معنی‌دار و بزرگتر از صفر است و ضریب متغیر $r_{m,t}^2$ بی‌معنی است. به عبارت دیگر، بر اساس روش خطی که در اینجا انجام دادیم، رفتار رمه‌ای در بازار سهام ایران بر اساس داده‌های روزانه وجود ندارد. شایان ذکر است که 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.

پس از تخمین مدل خطی، حال در اینجا به تخمین مدل غیرخطی مارکوف سویچینگ می‌پردازیم. به عنوان اولین مرحله برای تخمین مدل مارکوف سویچینگ، ابتدا باید بررسی شود که آیا مدل مارکوف سویچینگ برای داده‌های مورد بررسی مناسب هستند یا خیر؟ در واقع، مدل مارکوف سویچینگ در صورتی مدل مناسبی برای تخمین می‌باشد که الگوی داده‌های مورد بررسی غیرخطی باشد. برای اینکه بتوان از غیرخطی بودن الگوی داده‌ها اطمینان حاصل نمود از آزمون LR استفاده می‌شود. مقدار آماره این آزمون، از مقادیر حداکثر راستنمایی دومدل رقیب، یک مدل با یک رژیم(مدل خطی) و مدل دیگر با دو رژیم(مدل غیر خطی)، محاسبه می‌گردد و دارای توزیع کای‌دو می‌باشد. در صورتی که مقدار آماره از مقادیر بحرانی در سطح اطمینان مورد نظر بیشتر باشد می‌توان اظهار نظر نمود که مدل خطی (مدلی که با روش OLS در قسمت قبلی تخیمن زده شد) در آن سطح اطمینان مدل مناسبی نبوده و بایستی از مدل غیرخطی استفاده گردد.

جدول ۴. نتایج آزمون *LR*

ارزش احتمال	درجه آزادی	مقدار آماره
۰/۰۰۰	۶	۱۰۹۷/۶۲

منبع: یافته‌های تحقیق

مشکلی که در آزمون غیرخطی بودن به کمک آزمون LR وجود دارد این است که در فرضیه صفر این آزمون به علت وجود پارامترهای مزاحم، توزیع مجانبی آماره آن(آماره آزمون نسبت راستنمایی) غیر استاندارد می‌باشد. متاسفانه، در فرضیه صفر این آزمون پارامترهای p_{ij} (احتمالات انتقال) قابل تعریف نبوده و ماتریس اطلاعات، ماتریس منفرد می‌باشد. آنگ و بکارت (۱۹۹۸) نشان دادند که می‌توان توزیع مجانبی آماره‌ی LR بین دو رژیم یک و دو را با استفاده از توزیع کای دو تقریب زد، به طوری که درجه‌ی آزادی این توزیع برابر تعداد پارامترهای مزاحم به علاوه تعداد محدودیت‌های خطی اعمال شده می‌باشد. بنابراین در این تحقیق از این آماره برای مقایسه روش خطی و غیرخطی استفاده می‌شود. در بالا نیز، درجه آزادی در نظرگرفته شده برای آزمون، تعداد محدودیت‌ها به علاوه پارامترهای مزاحم است. همانطور که نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد مقدار آماره آزمون LR از مقدار بحرانی آن در سطح معنی‌داری ۵ درصد بزرگتر بوده و بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که به جای مدل‌های خطی، بهتر است

که از روش غیرخطی مارکوف-سویچینگ برای تخمین مدل استفاده شود. پس از اطمینان از غیرخطی بودن رابطه بین متغیرها، می‌توان معادله تحقیق را با استفاده از روش مارکوف سویچینگ برآورد نمود. نتایج برآورد این مدل در جدول ۵ گزارش شده است.

جدول ۵. نتایج تخمین مدل شناسایی رفتار رمه‌ای با استفاده از روش غیر خطی مارکوف سویچینگ

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	ارزش احتمال
رژیم اول				
عرض از مبدا	۰/۸۰۹۶	۰/۰۴۷۵	۱۷/۰۳۰۶	۰/۰۰۰۰
$\lvert r_{m,t}\rvert$	۰/۰۸۰۷	۰/۰۶۱۷	۱/۳۰۷۸	۰/۱۹۰۹
$r_{m,t}^2$	۰/۱۳۱۶	۰/۰۰۹۵	۱۳/۸۸۳۱	۰/۰۰۰۰
σ_1	۰/۰۶۰۳	۰/۰۰۵۶	۱۰/۸۴۱۵	۰/۰۰۰۰
رژیم دوم				
عرض از مبدا	۱/۳۲۹۴	۰/۰۳۷۳	۳۵/۶۳۹۴	۰/۰۰۰۰
$\lvert r_{m,t}\rvert$	۰/۱۹۳۵	۰/۰۴۵۶	۴/۲۴۴۹	۰/۰۰۰۰
$r_{m,t}^2$	-۰/۰۳۳۴	۰/۰۱۴۶	-۲/۲۸۲۶	۰/۰۲۲۵
σ_2	۰/۱۱۹۱	۰/۰۱۳۰	۹/۱۴۱۹	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

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

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.

نتایج جدول ۵ نشان می‌دهد که در رژیم دو، ضریب متغیر $\lvert r_{m,t}\rvert$ مثبت و معنی‌دار بوده و همچنین ضریب متغیر $r_{m,t}^2$ در این رژیم معنی‌دار و منفی است. همانطور که پیشتر نیز عنوان شد، زمانی که چنین حالتی رخ می‌دهد، به این معنی است که رفتار رمه‌ای در بازار وجود دارد. بنابراین مطابق نتایج بدست آمده، در رژیم دو شاهد رفتار رمه‌ای هستیم. در رژیم یک، ضریب متغیر $r_{m,t}^2$ معنی‌دار و مثبت است اما ضریب متغیر $\lvert r_{m,t}\rvert$ مثبت ولی به لحاظ آماری بی‌معنی است، بنابراین در رژیم یک رفتار سرمایه‌گذاران از یک رفتار خطی مبتنی بر CAPM پیروی نمی‌کند و یک رفتار غیرخطی است. در این

رژیم با افزایش در نوسانات بازار (که با متغیر $r_{m,t}^2$ نشان داده می‌شود)، سرمایه‌گذاران تمایز بیشتری بین سهم‌ها قائل می‌شوند که به لحاظ منطقی، در نقطه‌ای کاملا مخالف با رفتار رمه‌ای است. چرا که زمانی که رفتار رمه‌ای در بازار وجود دارد، سرمایه‌گذاران کمتر از حالت مبتنی بر رفتار عقلایی (با توجه به ضریب منفی متغیر $r_{m,t}^2$) بین سهم‌ها تمایز قائل می‌شوند. استدلال این موضوع ساده است؛ زمانی که رفتار رمه‌ای در بازار وجود ندارد و رفتار سرمایه‌گذاران عقلایی است، ضریب متغیر $r_{m,t}^2$ برابر صفر است، حال اگر ضریب این متغیر منفی باشد یا به عبارتی رفتار رمه‌ای در بازار وجود داشته باشد، مقدار s_t کمتر از حالتی خواهد بود که رفتار رمه‌ای وجود ندارد یا ضریب متغیر $r_{m,t}^2$ برابر صفر است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این تحقیق، وجود رفتار رمه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران مورد آزمون قرار گرفت. برای این منظور، از رویکرد معرفی شده توسط چانگ، چنگ و خورانا استفاده شد. مدل معرفی شده توسط چانگ، چنگ و خورانا (۲۰۰۰) ابتدا با استفاده از روش خطی حداقل مربعات معمولی برآورد شد و سپس از روش مارکوف سویچینگ برای تخمین مدل بهره گرفته شد. نتایج برآورد مدل با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی نشان داد که در بورس اوراق بهادار تهران، شاهد رفتار رمه‌ای نیستیم؛ اما نتایج روش مارکوف سویچینگ نشان داد که در یک رژیم رفتار رمه‌ای وجود دارد و در رژیم دیگر، شاهد رفتار رمه‌ای در بازار نیستیم. دلیل به‌دست آمدن نتایج متناقض از این دو روش این است که در روش خطی حداقل مربعات معمولی فرض می‌شود که رفتار رمه‌ای در طول زمان ثابت است یا به عبارت دیگر، رفتار رمه‌ای اگر در بازار وجود داشته باشد، در همه حالات وجود دارد و ربطی به شرایط بازار ندارد. از آنجا که این فرض، یک فرض محدودکننده و نادرست است، منجر به دستیابی به نتایج نادرست نیز شد. این در حالی است که مدل مارکوف سویچینگ با فراهم نمودن امکان تغییر در رفتار رمه‌ای در طی زمان، کمک کرد تا به نتایج دقیق‌تری دست یابیم و همانطور که پیشتر نیز ذکر شد، به کمک این روش، موفق به کشف رفتار رمه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران شدیم. وجود رفتار رمه‌ای در بازار می‌تواند نتایج غیرقابل جبرانی داشته باشد، وقوع حداقل سه بحران در بورس اوراق بهادار تهران در شانزده سال اخیر، می‌تواند یکی از پیادهای اصلی چنین رفتاری در بورس باشد. مسئولین بورس اوراق بهادار تهران باید برای مقابله با چنین مشکلی اقدامات مقتضی را اتخاذ کنند. نتایج حاصل شده از دیگر مطالعات، نشان می‌دهد که شفافیت بیشتر بازار، بزرگتر شدن اندازه بازار، جریان سریع‌تر اطلاعات، افزایش حجم معاملات و ... می‌توانند نقش پیش‌گیرانه در وقوه رفتار رمه‌ای داشته باشند. بنابراین، مسئولین می‌توانند با برنامه‌ریزی و اقدامات دقیق در خصوص موارد فوق‌الذکر، از وقوع رفتار رمه‌ای و طبیعتا بحران‌های بعدی جلوگیری نمایند.

فهرست منابع

۱. باغومیان، ر، (۱۳۹۱)، "بررسی روند اثر رفتار سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار تهران"، **فصلنامه تحقیقات حسابداری و حسابرسی**، انجمن حسابداری ایران، ۳(۱۲)، ۱۲۰-۱۴۰.

۲. سعیدی، ع.؛ فرهانیان، س. م. ج. (۱۳۹۰)، "رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران"، **فصلنامه بورس اوراق بهادار**، ۴(۱۶) ، ۱۷۵-۱۹۸.

۳. صالحی، ع.؛ فرهانیان، س. م. ج.؛ مظفری، م. (۱۳۹۲). "بررسی توده‌واری شرکت‌های سرمایه‌گذاری بورس تهران (۱۳۸۵-۱۳۸۸)"، **مطالعات و سیاست های اقتصادی**، ۹(۱۹)، ۱(۹۶)، ۶۹ -۸۱.

۴. کشاورز، غ.؛ رضایی، م. (۱۳۸۹). "آزمون و تحلیل وجود رفتار گله‌ای در بین سرمایه‌گذاران نهادی بازار سهام ایران"، **فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران**، ۱۵(۴۵)، صص ۱۰۳-۱۳۷.

۵. وکیلی فرد، ح.؛ فروغ نژاد، ح.؛ خوشنود، م. (۱۳۹۲). "ارزیابی رفتارهای سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران با روش فرایند تحلیل شبکه‌ای"، **مجله مدیریت دارایی و تامین مالی**، ۱(۲)، صص ۱۹-۳۴.

6. Avery, C., & Zemsky, P. (1998). "Multidimensional uncertainty and herd behavior in financial markets". **American economic review**, 88(4), 724-748.
7. Banerjee, A. V. (1992). "A simple model of herd behavior". **The quarterly journal of economics**, 107(3), 797-817.
8. 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.
9. Bohl, M. T., Klein, A. C., & Siklos, P. L. (2012). A Markov Switching Approach to Herding.
10. Brennan, M. (1990). "Agency and Asset Prices". Finance Working Paper, No. 6-93.
11. 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.
12. 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.
13. DeBondt, W.F.M. and Forbes, W.P. (1999). "Herding in analyst earnings forecasts: evidence from the United Kingdom". **European Financial Management**, 5(2), 143-163.
14. Hall, S. G., Psaradakis, Z., & Sola, M. (1999). "Detecting periodically collapsing bubbles: a Markov-switching unit root test". **Journal of Applied Econometrics**, 143-154.
15. Hamilton, J. D. (1989). "A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle". **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, 357-384.
16. Keshavarz, H. GH., Rezaei, M. (2011). "Herding Behavior Among Institutional Investors in Tehran Stock Exchange", **Iranian Economic Research**, 15(45), 103-137. (in Persian)
17. Lakonishok, J., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1992). "The impact of institutional trading on stock prices". **Journal of financial economics**, 32(1), 23-43.
18. Nofsinger, J. R., & Sias, R. W. (1999). "Herding and feedback trading by institutional and individual investors". **The Journal of finance**, 54(6), 2263-2295.
19. Roll, R. (1992). "A Mean/Variance Analysis of Tracking Error". **The Journal of Portfolio Management**, 18(4), 13-22.
20. Saeedi, A., Farhanian, S. M. J. (2011). "To Study the Investor Herd Behavior in Tehran Stock Exchange", **Quarterly Journal of Securities Exchange**, 4(16), 175-198. (in Persian)
21. Salehabadi, A., Farhanian, S. M. J., Mozafari, M. (2013). "Investigation of Herding Behavior in Investment Companies", **Journal of Economic Studies and Policies**, 9(19), 1(96), 69-88. (in Persian)
22. Scharfstein, D. S., & Stein, J. C. (1990). "Herd behavior and investment". **The American Economic Review**, 465-479.
23. Vakilifard, H., Foroughnejad, H., Khoshnood, M. (2013). "Evaluation Investor's Behavior in Tehran Stock Exchange with Analytic Network process (ANP)", **Journal of Asset Management and Financing**, 1(2), 19-34. (in Persian)

24. Welch, I. (1992). "Sequential sales, learning, and cascades". **The Journal of finance**, 47(2), 695-732.
25. Wermers, R. (1999). "Mutual fund herding and the impact on stock prices". **The Journal of Finance**, 54(2), 581-622.

Accounting & Auditing Studies, Summer 2019, No. 42. pp. 125-142

Investigating Time Varying Herd Behavior: A Markov Switching Approach

Seyed Mojtaba Mirlohi (PhD)
Assistant Professor of Shahrood University of Technology, Iran.

Reza Tehrani (PhD)
Professot of Financial Management, Tehran University, Tehran, Iran.

Seyed Mohammad Hosseini Beheshtian[1]©
PhD Student of Financial Management, Kish International Campus, University of Tehran. Tehran, Iran.

(Received: 20 January 2018; Accepted: 25 August 2018)

The main objective of this paper is to investigate the herd behavior in Tehran Stock Exchange. To this end, the daily data for all stocks in the market in the period between December 2008 and December 2017 has been used. For assessing herding, the nonlinear version of Chang, Cheng and Khorana (2000) model has been estimated using Markov Switching method. For comparison, we first estimated Chang, et.al. (2000) linear model and then estimated the nonlinear version (Time Varying). The results of linear model show no herding in the market, but results of time varying model indicates that in some periods, market has experienced herd behavior. Results also show that nonlinear model has much better fit on data and consequently accurate results.

Keywords: Herd Behavior, Tehran Stock Exchange, Markov Switching.

[1] smh_beheshtian@yahoo.com © (Corresponding Author)