بررسی رابطه بین توده‌واری سرمایه‌گذاران و نوسان‌پذیری: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران

شهاب‌الدین شمس[1]، علی گل‌بابایی[2]

تاریخ دریافت: ۹۳/۰۷/۰۳ تاریخ پذیرش: ۹٤/۰۸/۳۰

چکیده

در این پژوهش توده‌واری در بازار بورس اوراق بهادار تهران در وضعیت‌های (رژیم‌های) مختلف قیمت و بازده بررسی می‌شود. به منظور سنجش توده‌واری در بازار بورس اوراق بهادار تهران از دو مدل چانگ و همکاران (۲۰۰۰) و بالسیلار(۲۰۱۳) استفاده شده است. در این پژوهش توده‌واری در ۴ صنعت سیمان، شیمیایی، دارویی، سرمایه-گذاری در دوره زمانی۱۳۹۲-۱۳۸۸ با استفاده از رگرسیون غیرخطی مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج برآورد حاکی از آن است که با استفاده از مدل ایستا در هیچ کدام از بخش‌ها توده‌واری مشاهده نشد، اما نتایج بدست آمده با استفاده از مدل پویا نشان داد که در تمامی بخش‌ها توده‌واری در رژیم با نوسان پذیری زیاد وجود دارد و همچنین در دو صنعت سیمان و سرمایه‌گذاری شواهدی از توده واری در رژیم هایی با نوسان‌پذیری شدید وجود دارد. اما در هیچ کدام از بخش‌ها شواهدی از توده‌واری در رژیم با نوسان‌پذیری

۱. استادیار گروه مدیریت بازرگانی دانشگاه مازندران، (نویسنده مسئول)؛ Email: shams@umz.ac.ir

۲ . کارشناس ارشد مدیریت بازرگانی دانشگاه مازندران؛ Email: aligolbabaei68@yahoo.com

اندک در بورس اوراق بهادار تهران یافت نشد که نشان دهنده این است که توده‌واری بیشتر در رژیم‌هایی با نوسان پذیری بالا یافت می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: C32: C51: G11: G14

واژگان کلیدی: رفتار توده‌واری، نوسان‌پذیری، مدل تغییر رژیم مارکوف، بورس اوراق بهادار.

۱. مقدمه

شناخت فرآیند تصمیم‌گیری مشارکت‌کنندگان در بورس، موضوعی مهم برای مقام ناظر و سرمایه‌گذاران به شمار می‌رود. در اغلب تحقیقات در این زمینه، محققان کوشیده‌اند به مطالعه و درک رفتار سرمایه‌گذاری مشارکت‌کنندگان در بازار و به دنبال آن تاثیر این عوامل بر قیمت اوراق بهادار بپردازند. چرا که رفتارهایی که بر تصمیمات سرمایه‌گذاری مشارکت‌کنندگان در بازار تاثیر می گذارند از اهمیت ویژه‌ای برخوردار هستند. به ویژه در دهه اخیر، محققین مالی سعی در تبیین و یافتن علل موارد خاص با کمک سایر علوم همانند روانشناسی، علوم اجتماعی و فیزیک داشته‌اند. استفاده از دستاوردهای روانشناسی در نظریه پردازی‌های اقتصادی منجر به شکل‌گیری گرایش مالی رفتاری[1] گردید. بسیاری از مفاهیم حوزه مالی رفتاری، مفاهیم انتزاعی بوده به گونه‌ای که برای اندازه‌گیری آن باید شاخص‌های کمی ارائه گردد. یکی از حوزه‌های مالی رفتاری، رفتار توده‌واری است که توجهات بسیاری را در چند دهه اخیر به خود معطوف کرده است. بیخچاندنی و شارما[2] (۲۰۰۱) رفتار توده‌واری را قصد و نیت آشکار سرمایه‌گذاران جهت تکرار رفتار سایر سرمایه‌گذاران تعریف نمودند. آن‌ها معتقدند توده‌واری بیشتر در جایی‌که سرمایه‌گذاران با مشکلات تصمیم‌گیری مشابهی روبرواند و می‌توانند معاملات دیگران را رصد نمایند، اتفاق می‌افتد مانند سهام‌های موجود در یک صنعت.

هر چند چنین رفتاری در میان سرمایه‌گذاران می‌تواند با انگیزه‌های منطقی و غیرمنطقی هدایت شود، اما این عامل موجب دور شدن قیمت دارایی‌ها از ارزش ذاتی‌شان و افزایش استرس بازار[3] شود (بلاسکو و همکاران[4]،۲۰۱۲). کلین و همکاران[5] (۲۰۱۳) معتقدند که اگر سرمایه‌گذاران بر مبنای عملکرد بازار اقدام کنند، در آن صورت پراکندگی در بازده‌ها باید به طور کلی ناپدید شود. مدل‌های ایستای کنونی برای سنجش رفتار توده‌واری از

1. Behavioral Finance
2. Bikhchandani and Sharma
3.Market Stress
4.Blasko,et al
5.Klein,et al.

چندین نقص رنج می‌برند، از جمله عدم توانایی در تشخیص اینکه رفتار توده‌واری می تواند در طول زمان و با تغییر شرایط بازار، تغییر کند. در واقع این مدل‌ها فرض می‌کنند رفتار توده‌واری در طول زمان ثابت است یا مستقل از اقتصاد است. این نقص نه تنها از لحاظ اقتصادی غیرمنطقی بلکه منجر به تبیین نادرستی از داده‌ها می‌شود. وانگ و کانلا[1] (۲۰۰۶) معتقدند که برای سرمایه‌گذاران در بازار نوظهور، جمع آوری اطلاعات گران و دشوار است و مشاهده و تقلید از تصمیمات سایر سرمایه‌گذاران یا شاخص بازار آسان تر و ارزان تر است. لذا توده‌واری در بازارهای نوظهور نسبت به بازارهای توسعه‌یافته بیشتر مشاهده می‌شود. گرایش بازار مالی به تغییر وضعیت ناگهانی که در نتیجه تغییر در رفتار سرمایه‌گذاران ایجاد می‌شود، می‌تواند منجر به پیدایش رژیم‌های مختلف قیمت و بازده در این بازارها شود (ابطحی،۱۳۹۱).

هدف اول این تحقیق گسترش تحقیقاتی در زمینه رفتاری توده‌واری در بازار بورس ایران می‌باشد. اما هدف دوم و اصلی این تحقیق تعدیل رویکردهای استاندارد توده‌واری و استفاده از مدل جدید توده‌واری که توده‌واری را در نوسانات (رژیم‌های) مختلف بازار محاسبه می کند، می‌باشد. ما در این تحقیق قصد داریم رفتار توده‌واری را تحت نوسانات (رژیم‌های) مختلف بازار در بازه زمانی ۱۳۹۲-۱۳۸۸با استفاده مدل بالسیلار (۲۰۱۳) که مبتنی بر مدل مارکوف است، محاسبه نماییم.

مقاله حاضر از چندین بخش تشکیل شده است. بخش دوم و سوم اختصاص به ادبیات و پیشینه تحقیق دارد. در بخش چهارم مدل تحقیق و روش برآورد بیان شده است. بخش پنجم به معرفی داده و نتایج تجربی حاصل از برآورد الگو و تفسیرآن می‌پردازد. در بخش پایانی مقاله نیز نتیجه‌گیری آورده شده است.

۲. ادبیات تحقیق

به طور کلی توده‌واری در بازار سرمایه این گونه تعریف شده است: تمایل طبیعی سرمایه‌گذاران به تقلید از عملکرد گروه بزرگی از سرمایه‌گذاران که بهتر اطلاع رسانی شده‌اند و نادیده‌گرفتن اطلاعات و انتظارات شخصی خود.

1.Wang and Kanela

بانرجی[1] (۱۹۹۲) معتقد است رفتار توده‌واری زمانی بوجود می آید که سرمایه‌گذاران به اقدامات دیگر سرمایه‌گذاران توجه کنند. چون که فکر می‌کنند سایرین اطلاعات بیشتری دارند در حالیکه اطلاعات خصوصی‌شان می‌گوید طور دیگری عمل کنند. کریستی و هوانگ[2] (۱۹۹۵) رفتار توده‌واری را تمایل سرمایه‌گذاران به شکل‌دهی عقاید-شان مبتنی بر اقدامات گروهی بازار علی رغم متفاوت بودن با پیش بینی‌هایشان تعریف نمودند. نوفسینگر و سیاس[3] (۱۹۹۸) معتقدند که رفتارجمعی به عنوان یکی از موضوعات مهم مورد بحث در پارادایم مالی رفتاری، وضعیتی را تبیین می کند که سرمایه‌گذاران در یک دوره زمانی مشخص، معاملات یکنواخت و هم‌جهتی را انجام می‌دهند. یعنی گروهی از سرمایه‌گذاران در زمان مشابه در جهت مشابه معامله کنند.

چانگ و همکاران[4] (۲۰۰۰) معتقدند توده‌واری فرآیندی است که در آن سرمایه-گذاران بر مبنای عملکرد انبوه بازار معامله می‌کنند نه بر اساس انتظارات شخصی خودشان. در توده‌واری به سمت بازار، سرمایه‌گذاران از بازده بازار پیروی می‌کنند و بدون ارزیابی دقیق از خصوصیات دارایی، آن را می‌خرند یا می‌فروشند. بیخچاندنی و شارما (۲۰۰۱) رفتار توده‌واری را قصد و نیت سرمایه‌گذاران برای کپی‌کردن از رفتار دیگر سرمایه‌گذاران تعریف کردند. آنها معتقدند این نوع رفتار توده‌واری متفاوت از رفتار توده‌واری غیرعمدی است، جایی‌که در آن افراد با تصمیمات مشابهی روبرو می‌شوند. آنها معتقدند برخی از عوامل به طور ذاتی بر تصمیمات سرمایه‌گذاران تاثیر می‌گذارند. برای مثال با افزایش نرخ بهره جذابیت سرمایه‌گذاری‌ها کمتر می‌شود و سرمایه‌گذاران ممکن است در پرتفوی خود سهام اندکی را نگهداری کنند. این در واقع پدیده‌ای توده‌واری نیست، چراکه سرمایه-گذاران از تصمیمات دیگر سرمایه‌گذاران تقلید نکردند. در عوض آنها به اطلاعات عمومی واکنش نشان دادند. اما رفتار توده‌واری عمدی شامل رفتارهای غیرمنطقی است مانند خرید سهام برند اخیر و فروش سهام‌های بازنده اخیر.

1.Banerjee
2.Christi and Huang
3.Nofsinger and Sias
4. Chang, et al.

وانگ و کانلا (۲۰۰۶) تعریفی از توده‌واری نسبی ارائه دادند و آن را میزان توده‌واری یک بازار در مقابل یک بازار دیگر و یا یک دوره زمانی در مقابل دوره زمانی دیگر تعریف کرده‌اند. آنها توده‌واری نسبی را از دو دیدگاه مورد بررسی قرار داده‌اند:۱- دیدگاه مقطعی که توده‌واری را به کارایی اطلاعات ربط می‌دهد و می‌گویند برای سرمایه گذاران در بازار توسعه یافته با کارایی اطلاعات بالا، نوسان بازار و رفتار توده‌واری کمتری وجود دارد. اما برای سرمایه‌گذاران در بازار نوظهور، جمع آوری اطلاعات گران و دشوار است و مشاهده و تقلید از تصمیمات سایر سرمایه‌گذاران یا شاخص بازار آسان تر و ارزان تر است. لذا توده‌واری در بازارهای نوظهور بیشتر مشاهده می‌شود. ۲- دیدگاه متغیر در زمان که طبق آن توده‌واری مانند برخی از متغیرهای کلان اقتصادی از الگوی چرخه وار پیروی می‌کند و برخی اتفاقات ناگهانی می‌تواند به عنوان نقطه عطف در چرخه در نظر گرفته شود.

۳. پیشینه تحقیق

تا کنون تحقیقات زیادی در خصوص شکل‌گیری رفتار توده‌واری صورت گرفته است که هر کدام از آن ها از روش خاصی پیروی نمودند.

چانگ و همکاران (۲۰۰۰) رفتار توده‌وار را در بازار بین الملل(آمریکا، هنگ کنگ، ژاپن، کره‌جنوبی و تایوان) مورد بررسی قرار دادند. آن ها با بکارگیری داده‌های قیمت روزانه سهام در تحلیل‌شان کار کریستی و هوانگ (۱۹۹۵) را توسعه دادند و رویه‌ای قوی‌تر برای کشف توده‌واری بر مبنای رفتار بازده سهام ارائه دادند و به این نتیجه دست یافتند که توده‌واری در آمریکا ، هنگ کنگ و ژاپن وجود ندارد اما در کره‌جنوبی و تایوان نشانه‌هایی از توده‌واری وجود دارد. چن و همکاران (۲۰۰۳) توده واری را در بازار سهام چین با استفاده از روش کریستی و هوانگ (۱۹۹۵) مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها از بازده روزانه سهام طی دوره‌های ژانویه ۱۹۹۶ تا دسامبر ۲۰۰۲ استفاده نمودند و به این نتیجه دست یافتند که توده‌واری میان سرمایه‌گذاران خارجی(دارندگان سهام نوع B) در بازار سهام چین وجود دارد. هوانگ و سالمون (۲۰۰۴) با استفاده از پراکندگی مقطعی عامل حساسیت دارایی‌ها در بازار روش جدیدی ارائه دادند و توده‌واری به سمت یک بخش یا

سبک خاص را مورد بررسی قرار دادند. در این روش می‌توان میزان توده‌واری به سمت سایر عوامل را نیز اندازه‌گیری کرد. آن ها توده‌واری را در بازارهای سهام توسعه یافته و نوظهور آمریکا و کره‌جنوبی طی دوره زمانی ۱ ژانویه ۱۹۹۳ تا ۳۰ نوامبر ۲۰۰۲ با استفاده از داده‌های روزانه مورد بررسی قرار دادند و شواهدی از توده‌واری را در هر دو بازار رونقی و رکودی یافتند. همچنین بازار آمریکا توده‌واری قابل توجهی به سمت عامل ارزش داشت. دمیرر و همکاران[1] (۲۰۰۷) توده‌واری را در ۶ منطقه جغرافیایی شامل بازار سهام توسعه‌یافته (آمریکا و اروپای غربی) و بازار سهام آفریقا،آسیا، اروپا مرکزی و شرقی، آمریکا لاتین و خاورمیانه به کمک قیمت روزانه بازار سهام برای هر کشور طی دوره مارس ۱۹۹۸ تا آپریل ۲۰۰۴ مورد بررسی قرار دادند. آن ها با بکارگیری مدل کریستی و هوانگ (۱۹۹۵) و چانگ و همکاران (۲۰۰۰) بررسی کردند که آیا بازده‌ها در زمان استرس بازار طبق پیش بینی‌های CAPM رفتار می‌کند یا خیر. طبق روش کریستی و هوانگ (CH) هیچ شواهدی از توده‌واری در هیچ منطقه‌ای بدست نیامد، اما آن‌ها با استفاده از آزمون چانگ و همکاران (CCK) با بکارگیری شاخص MSCI [2] به شواهدی از توده‌واری در بازارهای آسیا و خاورمیانه دست یافتند. گودفلو و همکاران [3] (۲۰۰۹) نیز با استفاده از مدل‌های CH و CCK وجود توده‌واری را طی نوسانات روبه بالا و نوسانات روبه پایین در بازار نوظهور لهستان از جولای ۱۹۹۶ تا نوامبر ۲۰۰۰ مورد بررسی قرار دادند. آن ها نشان دادند که سرمایه‌گذاران فردی در بازاری که نوسان روبه پایین دارد دچار توده‌واری می‌شوند و در بازارهایی با نوسان روبه بالا، توده‌واری کمتری دارند. همچنین سرمایه‌گذاران سازمانی دچار توده‌واری نمی‌شوند. ناتی ویداد و همکاران[4] (۲۰۰۹) اثرات توده واری بر نوسانات بازار سهام اسپانیا را به عنوان پیامدی ناشی از عدم اطلاع رسانی مورد بررسی قرار دادند. آن ها توده‌واری را به طور روزانه طی دوره ۱ دسامبر ۱۹۹۷ تا ۳۱ دسامبر ۲۰۰۳ مورد بررسی قرار دادند و از معیار توده‌واری پیترسون وشارما (۲۰۰۶) که بر

1.Demirer, et al.
2. Morgan Stanley Country Index
3.Goodfellow, et al.
4.Natividad, et al.

مبنای مدل آبشار اطلاعاتی است، استفاده نمودند و به این نتیجه دست یافتند که وجود توده‌واری بر نوسان جاری بازار تاثیر می‌گذارد اما بر نوسان آتی بازار موردانتظار تاثیر ندارد. کلین و همکاران (۲۰۱۳) به آزمون رفتار توده‌واری با استفاده مدل مارکوف، طی دوره زمانی ۲۰۱۰-۲۰۰۱ در بازار سهام آمریکا پرداختند. آن‌ها به این نتیجه دست یافتند که در بازار بورس آمریکا در طول دوره‌هایی که نوسان‌پذیری بالاست، سرمایه‌گذاران به طور نادرستی بر عامل‌های بنیادین متکی‌اند تا بر اجماع بازار. دمیرر و همکاران (۲۰۱۳) به بررسی رفتار توده‌واری تحت نوساتات (رژیم‌های) مختلف بازار با استفاده از مدل مارکوف در بازارهای سهام حاشیه خلیج‌فارس در طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۰ پرداختند. آن‌ها معتقدند که در این رویکرد، توده‌واری تحت نوسانات (رژیم‌های) مختلف بازار وجود دارد. آن‌ها به این نتیجه دست یافتند که بازارهای سهام حوزه خلیج فارس (کویت، عربستان صعودی، دبی، ابوظبی و قطر) دارای سه وضعیت (با نوسان‌پذیری کم، بالا و شدید) می‌باشند. آن‌ها همچنین به این نتیجه دست یافتند که رفتار توده‌واری تحت نوسان (رژیم) شدید برای تمامی بازارها به جز قطر وجود دارد.

در سال‌های گذشته تحقیقاتی در خصوص رفتار توده‌واری در ایران انجام شده است که به شرح زیر می باشد:

اسلامی بیدگلی وشهریاری (۱۳۸۶) به بررسی رفتار توده‌وار طی سال‌های ۸۰ تا ۸۵ با استفاده از مدل کریستی هوانگ (۱۹۹۵) و تان و همکاران (۲۰۰۶) پرداختند. آن‌ها انحراف بازده سهم شرکت‌ها از بازده بازار را در فواصل زمانی روزانه و هفتگی و ماهانه در کل توزیع بازده بازار و نیز در خلال دوره‌های نوسانات افزایشی یا کاهشی بازار مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. آن‌ها دریافتند رفتار توده واری در دوران رونق بازار در بورس اوراق بهادار تهران وجود ندارد، اما شواهدی از توده‌واری در زمان رکود بازار با استفاده از داده-های روزانه بازده یافت نکردند. همچنین با استفاده از داده‌های هفتگی و ماهانه به شواهدی از توده‌واری دست نیافتند و این مسئله را تاکیدی بر کوتاه‌مدت بودن پدیده توده‌واری دانستند. یوسفی و شهرآبادی (۱۳۸۸) به بررسی و آزمون رفتار توده‌وار در بورس اوراق

بهادار تهران پرداخته و توده‌واری را به صورت ماهانه طی سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۶ مورد بررسی قرار دادند. آن ها از مدل هوانگ و سالمون (۲۰۰۴) استفاده نمودند و در محاسبه متغیرها از روش پنجره متحرک با اندازه ۲۴ ماه استفاده کردند. آن ها نتیجه گرفتند چون بورس اوراق بهادار تهران در مقایسه با بورس سهام کشورهای توسعه یافته از توسعه‌یافتگی لازم برخوردار نیست، سرمایه‌گذاران تصمیمات سرمایه‌گذاری خود را بر تصمیمات سایر افرادی که اطلاعات بیشتری در خصوص تحولات بازار دارند، قرار می دهند. گل‌ارضی و راعی (۱۳۸۹) به تجزیه و تحلیل رفتار جمعی سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل فضای حالت پرداختند. ایشان توده‌واری سرمایه گذاران از عوامل بازار، ارزش و اندازه را در یک دوره زمانی ۱۲ ماهه (فروردین ۱۳۸۰ تا آبان ماه ۱۳۸۷) با استفاده از نوسان‌های ضریب بتا بررسی نموده و نتیجه‌گرفته‌اند سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران به صورت جمعی از عامل بازار تبعیت می‌کنند. ایزدی‌نیا وحاجیان نژاد (۱۳۸۹) به بررسی و آزمون رفتار توده‌وار در صنایع منتخب بورس اوراق بهادار تهران پرداختند و رفتار توده‌وار را در ۴ پرتفوی سرمایه‌گذاری‌ها، محصولات شیمیایی، محصولات دارویی و سیمان، آهک و گچ طی دوره ۸ ساله (۱۳۸۰ تا ۱۳۸۷) مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها در تحقیق خود از روش کریستی و هوانگ (۱۹۹۵) و دمیر و کوتان (۲۰۰۵) استفاده نمودند. آن‌ها نتیجه گرفتند رفتار توده‌وار در پرتفوی‌های مورد بررسی وجود ندارد و رابطه معنادار میان نوسانات شدید قیمت سهام و بروز رفتار توده‌وار وجود ندارد. همچنین نتایج تحقیق برای دوران تنش همراه با افول بازده سهام و دوران تنش همراه با صعود بازده سهام یکسان می‌باشد. مظفری (۱۳۹۰) به بررسی و آزمون رفتار توده‌وار شرکت‌های سرمایه‌گذاری طی سال‌های ۸۸-۱۳۸۵ با استفاده از مدل لاکونیشوک (۱۹۹۲) برای ۲۳ شرکت سرمایه‌گذاری فعال در بورس اوراق بهادار تهران پرداخت. در این روش از داده‌های ماهانه شرکت‌های سرمایه‌گذاری استفاده نمود و به این نتیجه رسید که رفتار توده‌وار در بین مدیران شرکت-های سرمایه‌گذاری وجود دارد. سعیدی و فرهانیان (۱۳۹۰) به بررسی رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. آن‌ها برای محاسبه بتا توده‌وار، از

روش پنجره متحرک با اندازه پنجره ۲۴ ماهه (پیشنهادی هوانگ و سالمون در سال۲۰۰۶) استفاده کرده‌اند. در این پژوهش مقادیر توده‌واری برای هر یک از ماه‌های سال‌های ۸۶-۱۳۸۲ محاسبه و مورد بررسی قرار گرفت. با توجه به نتایج بدست آمده، توده‌واری در طی دوره زمانی تحقیق مشاهده گردید. در ادامه جهت سنجش تطبیق رفتار متغیر توده‌واری، مانایی و هم‌انباشتگی رفتار بلندمدت آن، در کنار متغیرهای ویژه بازار سهام، همچنین تورم به عنوان متغیر خاص اقتصاد کلان مورد بررسی قرار گرفت. نتایج آزمون هم‌انباشتگی انگل- گرنجر نشان داد که متغیرهای مورد نظر با معیارهای تشخیص توده‌واری دارای هم-گرایی هستند.

٤. مدل تحقیق و روش برآورد

در توده‌واری به سمت بازار، سرمایه‌گذاران از بازده بازار پیروی می‌کنند و بدون ارزیابی دقیق از خصوصیات دارایی، آن را می‌خرند یا می‌فروشند. بنابراین در این تحقیق ابتدا با استفاده از مدل چانگ و همکاران (۲۰۰۰) توده‌واری در هریک صنایع مذکور مورد بررسی قرار می‌گیرد. چانگ و همکاران (۲۰۰۰) انحراف معیار مطلق مقطعی بازده (CSAD) را به عنوان معیاری از پراکندگی بازده به کار می‌گیرند و آن را به صورت زیر محاسبه می نمایند:

$$CASD_t = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}|R_{it} - R_{mt}| \qquad (۱)$$

N: تعداد سهام موجود در پرتفوی

$R_{i,t}$: بازده سهم شرکت i در دوره t

$R_{m,t}$: میانگین بازده N سهم در پرتفوی کل بازار در روز t

CSAD: انحراف مطلق مقطعی بازده‌ها در دوره t

طبق بازار کارا، سرمایه‌گذار انتظار دارد که انحرافات حول بازده سهم با اندازه شوک-های بازده بازار به طور مثبتی مرتبط باشد، به دلیل آنکه اوراق بهادار حساسیت‌های متفاوتی نسبت به بازده بازار دارند و عکس‌العمل سرمایه‌گذاران در بازار با توجه رابطه بین بازده سهم و بازده بازار می‌باشد(بتا). با در نظر گرفتن یک مدل تک عاملی جایی که ریسک سیستماتیک بوسیله بتا اوراق بهادار سنجیده می‌شود، نوسانات مقطعی در بتاهای اوراق بهادار منجر به پراکندگی بازده مقطعی بزرگتری برای مقادیر بزرگتر بازده بازار می‌شود. گرچه در یک بازار، جایی‌که رفتار توده‌واری بسیار رایج (شایع) است، حرکات سرمایه-گذاران نسبت به ورود یا خروج از قسمت های مختلف بازار منجر به شکستن رابطه خطی و مثبت بین پراکندگی بازده سهم و بازده بازار می‌شود. در واقع ایده اصلی این روش مبتنی بر این موضوع است که وقتی رفتار توده‌واری در بازار وجود داشته باشد، بازده سهام شرکت‌ها از بازده کل بازار انحراف زیادی پیدا نمی‌کنند. زیرا افراد عقاید شخصی خود را در تصمیم‌گیری رها می‌کنند و تنها بر پایه تصمیمات مشابه سایر سرمایه‌گذاران عمل می-کنند. بنابراین این روش رابطه بین پراکندگی های بازده سهم و بازده‌های بازار را در طول دوره‌های حرکات بزرگ بازار بررسی می‌کند و مدل زیر را برآورد می‌کند:

$$CSAD_t = \alpha_0 + \alpha_1 |R_{m,t}| + \alpha_2 R_{m,t}^2 + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

$R_{m,t}$ بازده بازار در روز t می‌باشد. بر اساس مدل CAPM شرطی، سرمایه‌گذار، انتظار نوسانات مقطعی را در بتاهای سهام دارد که در نتیجه منجر به برآورد مثبتی برای α_1 می شود، به دلیل آنکه سهام‌ها نسبت به شوک‌های بازده بازار عکس العمل متفاوتی خواهند داشت. همچنین مقدار معنی دار α_2 نشان دهنده این است که رابطه خطی برای بازده‌های بزرگتر از بین می‌رود. به علاوه مشاهده یک مقدار منفی و معنی‌دار در α_2، نشان دهنده‌ی شباهت بسیار زیاد بازده‌های سهام با بازده بازار در طی دوره‌های فشار بازار می باشد و این پارامتر در این متدولوژی به عنوان یک حامی، برای رفتار توده‌واری مورد استفاده قرار می‌گیرد. ضعف اساسی این روش این است که مبتنی بر یک مدل ایستا است، که در آن پارامترها در طول زمان ثابت فرض شده‌اند. به عبارت دیگر، مدل ایستا رابطه

(۲)، شکست‌های ساختاری و تغییرات رژیم را که موجب ایجاد وضعیت‌های متفاوتی از عدم اطمینان در محیط تغییر رژیم(نوسانات مختلف) می شود را نادیده می‌گیرد و شاید این وضعیت بر رفتار توده‌واری هم موثر باشد. حال فرض کنید که رفتار توده‌واری در طی دوره‌های فشار بازار و در محیط متغیر امری رایج و شایع باشد، در آن صورت نیاز به ارائه رویکرد جدیدی از رفتار توده‌واری است که قادر است در حالت‌های مختلف بازار، وجود یا عدم وجود توده‌واری را شناسایی نماید. برای این منظور، ما از مدل بالسیلار(۲۰۱۳) که مبتنی بر مدل تغییر رژیم مارکوف می‌باشد برای محاسبه پراکندگی های بازده مقطعی استفاده می‌کنیم.

$$CSAD_t = \alpha_{0,s_t} + \alpha_{1,s_t}|R_{m,t}| + \alpha_{2,s_t}R_{m,t}^2 + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

$\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_{s_t}^2)$ و s_t متغیر رژیم مجزا که مقادیر(1,2,3) را به خود می‌گیرد و از فرآیند سه حالته مارکوف تبعیت می‌کند. این تبیین با تعریف تابع احتمال انتقال زنجیره مارکوف کامل می شود:

$$P[s_t = j|s_{t-1} = i] = P_{ij}$$

چنین فرآیندی به عنوان یک زنجیره مارکوف با N وضعیت و با احتمال انتقال $\{P_{ij}\}_{i,j} = 1,2,\dots,N$ توصیف می‌شود. احتمال انتقال P_{ij}، احتمال آن که وضعیت i بوسیله وضعیت j دنبال شود را را بیان می‌کند وهمچنین i, j مقادیر(1,2,3) را به خود می‌گیرند و $\sum_{i=1}^{3} P_{ij} = 1$. در مدل مارکوف اختلاف رژیم‌ها با توجه به سطح نوسان‌پذیری‌شان مشخص می‌شود. برای نشان دادن سطح نوسان‌پذیری در هر رژیم از رابطه زیر استفاده می شود(LOG SIGMA):

$$\sigma_t^2 = \sigma_1^2 s_{1t} + \sigma_2^2 s_{2t} + \sigma_3^2 s_{3t} \qquad (۴)$$

در این مقاله ابتدا بازده کلیه شرکت‌های موجود به صورت روزانه جمع آوری شده‌اند و سپس بازده هر یک از صنایع مذکور محاسبه گردید. مرحله بعد محاسبه انحراف معیار مطلق مقطعی بازده (CSAD) با استفاده رابطه (۱) می‌باشد. در آخر با استفاده از رگرسیون

غیرخطی(رابطه۲و۳و۴)، توده‌واری در حالت‌های مختلف بازار برآورد شده‌است. از نرم افزارهایExcel و Eviews8 نیز برای محاسبه و تجزیه و تحلیل داده‌ها استفاده می شود.

۵. داده‌ها و نتایج تجربی

۵ -۱. داده‌ها

جهت دست‌یابی به اطلاعات مورد نیاز برای پیاده سازی مدل، از اطلاعات منتشره توسط مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی سازمان بورس و اوراق بهادار استفاده گردید. در این پژوهش برای محاسبه توده‌واری از دو روش ایستا و پویا استفاده شده است. در روش ایستا از مدل چانگ و همکاران (۲۰۰۰) و در روش پویا از مدل بالسیلار(۲۰۱۳) ، استفاده می‌شود و در آخر مدل‌های ایستا و پویا با همدیگر مقایسه می‌گردند. در این پژوهش رفتار توده‌واری در دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۸۸ در بورس اوراق بهادار تهران در ۴ صنعت پتروشیمی، محصولات دارویی، سیمان و صنایع سرمایه‌گذاری مورد آزمون قرار می‌گیرد. انتخاب نمونه نیز به صورت تصادفی انجام شده است. دلایل اصلی انتخاب این صنایع پرمعامله بودن، حساس بودن این صنایع به جریانات سیاسی و اقتصادی و همچنین تاثیرگذار بودن شرکت‌های موجود در این صنایع بر شاخص کل می‌باشد. همچنین شرکت‌هایی که توقف معاملاتی بالاتر از ۴ ماه داشته‌اند از نمونه حذف شده‌اند که این تنها فیلتر موجود در این تحقیق می‌باشد. با در نظر گرفتن این فیلتر تعداد شرکت‌های موجود به تفکیک صنعت۵۳ شرکت (۱۳ شرکت سیمانی،۱۱ شرکت پتروشیمی،۱۴ شرکت دارویی و ۱۵ شرکت سرمایه‌گذاری) را تشکیل می‌دهند.

۵ -۲. نتایج تجربی

جدول شماره ۱ آماره های توصیفی تحقیق شامل انحراف معیار مطلق مقطعی بازده و همچنین میانگین مقطعی بازده سهام پرتفوی را نشان می‌دهد.

جدول۱. آماره های توصیفی RM , CSAD

	سیمانی	شیمیایی	دارویی	سرمایه‌گذاری
Panel A: RM				
میانگین	۰/۱۹۷۲۳۱	۰/۳۰۳۲۰۱	۰/۲۲۴۸۷۷	۰/۲۲۲۲۴۴
حداکثر	۱۱/۷۳۰۰۰	۳۴/۴۲۰۰۰	۱۸/۶۸۰۰۰	۴/۹۷۰۰۰۰
حداقل	-۶/۷۵۰۰۰۰	-۳/۴۸۰۰۰۰	-۲,۰۳۰۰۰۰	-۲,۴۱۰۰۰۰
انحراف معیار	۱,۰۴۱۴۰۶	۱,۳۸۳۰۱۷	۰/۹۹۴۰۶۵	۰/۸۶۳۷۵۷
Panel B: CSAD				
میانگین	۰/۹۱۰۳۳۹	۱/۳۲۷۰۱۱	۰/۸۷۶۰۷۸	۱/۲۰۲۸۷۹
حداکثر	۱۹/۶۰۰۰۰	۵۸/۳۵۰۰۰	۳۱/۸۶۳۶۹	۶/۰۳۰۰۰۰
حداقل	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰
انحراف معیار	۱/۰۸۷۰۴۲	۱/۹۹۴۰۹۲	۱/۲۶۳۱۸۵	۰/۵۵۸۴۳۳
مشاهدات	۱۱۸۱	۱۱۸۱	۱۱۸۱	۱۱۸۱

منبع: محاسبات نویسندگان

۵ -۲- ۱. نتایج مدل ایستا و پویا در صنعت سیمان

جدول شماره ۲و۳ نتایج حاصل از برآورد مدل های پویا و ایستا را در صنعت سیمان نشان می‌دهند. همانطور که در جدول شماره ۲ ملاحظه می‌شود ضریب α_1 برای صنعت سیمان مثبت و معنی‌دار می‌باشد که در نتیجه با مدل CAPM شرطی سازگار است که مثبت و معنادار بودن این ضریب نشان دهنده‌ی وجود نوسانات مقطعی در بتاهای سهام می‌باشد که منجر به پراکندگی‌های بزرگتری می‌شود، چون که هر سهمی نسبت به شوک-های بازار واکنش متفاوتی را نشان می‌دهد. برای تشخیص توده‌واری ضریب متغیر غیرخطی (α_2) باید منفی باشد. در واقع ایده اصلی این روش مبتنی بر این فرض استوار است که وقتی رفتار توده‌واری در بازار وجود داشته باشد، بازده سهام شرکت‌های مختلف از بازده کل بازار انحراف زیادی پیدا نمی‌کنند. زیرا افراد عقاید شخصی خود را در تصمیم گیری رها می کنند و تنها بر پایه بازار و روند موجود در آن عمل می‌نمایند(رفتاری مشابه بازار داشتن). بنابراین همانطور در جدول۲ شماره مشاهده می‌شود به علت عدم منفی بودن

این ضریب، مدل ایستا شواهدی از توده‌واری را در صنعت سیمان در دوره زمانی مذکور نشان نمی‌دهد. ثابت در نظر گرفتن روابط بین متغیرها در طول زمان و ضعف این مدل در شناخت ماهیت پویای رفتار توده‌واری از مهم‌ترین ویژگی مدل ایستا می‌باشد. بنابراین استفاده از مدل پویا در این پژوهش برای نشان دادن رفتار توده‌واری در نوسانات مختلف بازار ضروری به نظر می‌رسد که در ادامه به نتایج حاصل آن خواهیم پرداخت. جدول شماره۳ نتایج حاصل از برآورد مدل پویا را نشان می‌دهد که در آن با استفاده از مدل ۳ توده‌واری تحت ۳ حالت (رژیم) مورد سنجش قرار می‌گیرد. این۳ حالت شامل رژیم با نوسان پذیری کم (رژیم۱)، رژیم با نوسان‌پذیری زیاد (رژیم ۲) و رژیم با نوسان‌پذیری شدید (رژیم ۳) می‌باشد. رژیم‌ها با توجه به سطح نوسان‌پذیری شان تفکیک می‌شوند. همانطور که در جدول شماره ۳ ملاحظه می‌شود، منفی و معنادار بودن ضریب α_2 در رژیم۲ و رژیم ۳ نشان دهنده‌ی این است که توده‌واری در صنعت سیمان در نوسان‌پذیری زیاد و شدید وجود دارد. اما شواهدی از توده‌واری در رژیم با نوسان‌پذیری کم یافت نشد که به نوعی نشان‌دهنده عدم وجود توده‌واری در رژیم با نوسان‌پذیری اندک می‌باشد. برخلاف مدل ایستا، استفاده از مدل پویا مبین این موضوع است که روابط بین متغیرها در نوسانات مختلف بازار متغیر می‌باشد.

جدول۲. نتایج برآورد مدل ایستا در صنعت سیمان

ضرایب	مقدار ضریب	خطای استاندارد	آماره z	سطح معناداری
α_0	۰/۲۷۶۰۶۹	۰/۰۱۳۱۶۸	۲۰/۹۶۵۴۸	۰/۰۰۰۰
α_1	۰/۸۹۶۷۳۹	۰/۰۱۵۲۰۷	۵۸/۹۶۹۹۰	۰/۰۰۰۰
α_2	۰/۰۵۵۶۵۷	۰/۰۰۱۶۷۲	۳۳/۲۹۶۷۷	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین R^2	۰/۷۹۶۷۱۰	دوربین واتسون		۱/۸۱۸۴۸۹

منبع : محاسبات نویسندگان

جدول۳. نتایج برآورد مدل پویا در صنعت سیمان

ضرایب	مقدار ضرایب	خطای استاندارد	آماره z	سطح معناداری
(نوسان پذیری کم)				
α_0	۰/۱۷۱۵۵۲	۰/۰۱۲۵۷۲	۱۳/۶۴۵۷۹	۰/۰۰۰۰
α_1	۱/۰۴۰۴۶۲	۰/۰۳۰۹۲۵	۳۳/۶۴۴۸۹	۰/۰۰۰۰
α_2	۰/۰۵۲۹۰۴	۰/۰۰۲۹۸۵	۱۷/۷۲۱۹۹	۰/۰۰۰۰
LOG(SIGMA)	-۲/۰۲۰۸۵۰	۰/۰۶۴۲۷۵	-۳۱/۴۴۰۸۶	۰/۰۰۰۰
(نوسان پذیری زیاد)				
α_0	۰/۸۵۸۶۷۲	۰/۰۸۰۶۱۱	۱۰/۶۵۲۰۴	۰/۰۰۰۰
α_1	۰/۵۰۷۵۵۱	۰/۱۰۶۶۶۲	۴/۷۵۸۴۹۲	۰/۰۰۰۰
α_2	-۰/۰۸۰۹۱۶	۰/۰۳۴۱۳۶	-۲/۳۷۰۴۱۹	۰/۰۱۷۸
LOG(SIGMA)	-۱/۰۰۳۵۷۳	۰/۰۴۶۱۴۹	-۲۱/۷۴۶۱۴	۰/۰۰۰۰
(نوسان پذیری شدید)				
α_0	۰/۳۵۶۴۶۵	۰/۰۶۰۵۴۹	۵/۸۸۷۲۴۸	۰/۰۰۰۰
α_1	۱/۶۴۳۱۳۴	۰/۰۷۸۷۱۰	۲۰/۸۷۵۷۷	۰/۰۰۰۰
α_2	-۰/۰۷۳۳۲۹	۰/۰۱۳۸۹۲	-۵/۲۷۸۵۷۲	۰/۰۰۰۰
LOG(SIGMA)	-۰/۷۱۸۶۳۰	۰/۰۷۰۳۵۷	-۱۰/۲۱۳۹۸	۰/۰۰۰۰
AR(1)	۰/۱۹۵۱۴۲	۰/۰۳۵۷۶۶	۵/۴۵۶۱۰۶	۰/۰۰۰۰
(ماتریس انتقال)				
P11-RM(-1)	-۰/۰۰۳۱۸۹	۰/۰۰۹۴۷۰	-۰/۳۳۶۷۷۱	۰/۷۳۶۳
P12-RM(-1)	-۰/۸۰۸۹۹۴	۰/۴۵۰۳۹۰	-۱/۷۹۶۲۰۷	۰/۰۷۲۵
P21-RM(-1)	-۴/۵۲۳۹۴۴	۳/۳۵۰۴۵۸	-۱/۳۵۰۲۴۶	۰/۱۷۶۹
P22-RM(-1)	۰/۰۵۶۳۰۶	۰/۳۴۳۴۶۳	۰/۱۶۳۹۳۶	۰/۸۶۹۸
P31-RM(-1)	-۰/۸۲۱۸۴۵	۰/۴۱۷۵۰۴	-۱/۹۶۸۴۷۱	۰/۰۴۹۰
P32-RM(-1)	-۰/۱۵۵۷۲۱	۰/۳۲۲۲۹۷	-۰/۴۸۳۱۵۹	۰/۶۲۹۰
دوربین واتسون	۲/۲۲۱۰۹۴			

احتمال انتقال متغیر در زمان

P(i, j) = P(وضعیت کنونی) = j | s(وضعیت قبل) = i)

(i = ردیف / ستون = j)

		۱	۲	۳
میانگین	۱	۰/۷۹۸۰۷۱	۰/۰۱۳۰۴۱	۰/۱۸۸۸۸۸

	۲	۰/۰۰۸۲۸۸	۰/۹۰۵۹۳۲	۰/۰۸۵۷۸۰
	۳	۰/۷۴۴۵۶۰	۰/۱۲۰۳۲۹	۰/۱۳۵۱۱۱
		۱	۲	۳
انحراف معیار	۱	۰/۰۳۱۵۹۳	۰/۰۳۸۲۹۴	۰/۰۱۰۴۵۰
	۲	۰/۰۶۶۱۸۶	۰/۰۶۱۴۱۳	۰/۰۰۸۶۳۴
	۳	۰/۱۲۳۳۲۲	۰/۰۴۳۲۲۰	۰/۰۹۴۲۵۳

منبع : محاسبات نویسندگان

۵ -۲- ۲. نتایج مدل ایستا و پویا در صنعت محصولات شیمیایی

در جدول شماره ۴ و ۵ نتایج حاصل از سنجش توده‌واری با استفاده از مدل ایستا و پویا در صنعت محصولات شیمیایی مشاهده می‌شود. همانطور که در جدول شماره ۴ ملاحظه می‌شود ضریب α_1 برای صنعت سیمان مثبت و معنی‌دار می‌باشد که در نتیجه با مدل CAPM شرطی سازگار است. اما با مشاهده ضریب توده‌واری (α_2)، هیچ شواهدی از توده‌واری در صنعت محصولات شیمیایی یافت نشد.

جدول شماره ۵ نتایج از توده‌واری را تحت نوسانات مختلف بازار ارائه می‌کند. همانطور که ملاحظه می‌شود تنها ضریب α_2 برای رژیم با نوسان پذیری زیاد (رژیم۲) منفی و معنادار است که نشان وجود توده واری در این رژیم از صنعت می باشد. اما عدم منفی بودن ضریب α_2 برای رژیم‌هایی با نوسان‌پذیری اندک (رژیم۱) و شدید (رژیم ۳) و مثبت بودن ضریب α_1، نشان دهنده عدم وجود توده‌واری در این سطوح از نوسانات موجود در این صنعت و سازگاری این سطح از نوسانات با مدل CAPM شرطی می‌باشد.

جدول٤. نتایج برآورد مدل ایستا در صنعت محصولات شیمیایی

ضرایب	مقدار ضریب	خطای استاندارد	آمارهz	سطح معناداری
α_0	۰/۵۳۰۰۰۳	۰/۰۲۶۲۲۹	۲۰/۲۰۶۹۶	۰/۰۰۰۰
α_1	۱/۱۳۹۷۱۰	۰/۰۱۳۰۲۴	۸۷/۵۰۷۷۶	۰/۰۰۰۰
α_2	۰/۰۱۶۵۵۴	۰/۰۰۰۸۹۷	۱۸/۴۴۶۵۳	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین R^2	۰/۹۰۸۸۵۵	دوربین واتسون		۲/۰۷۸۲۲۳

منبع : محاسبات نویسندگان

جدول٥. نتایج برآورد مدل پویا در صنعت شیمیایی

ضرایب	مقدار ضریب	خطای استاندارد	آمارهz	سطح معناداری
(نوسان پذیری کم)				
α_0	۰/۳۸۰۰۰۵	۰/۰۳۱۰۰۷	۱۲/۲۵۵۲۷	۰/۰۰۰۰
α_1	۱/۰۷۲۹۵۶	۰/۰۲۳۱۰۰	۴۶/۴۴۸۳۲	۰/۰۰۰۰
α_2	۰/۰۱۷۷۶۱	۰/۰۰۰۶۸۱	۲۶/۰۹۳۵۰	۰/۰۰۰۰
LOG(SIGMA)	-۱/۶۹۱۱۸۴	۰/۰۸۶۷۹۹	-۱۹/۴۸۴۰۲	۰/۰۰۰۰
(نوسان پذیری زیاد)				
α_0	۰/۸۲۰۹۰۵	۰/۰۴۵۰۳۴	۱۸/۲۲۸۷۷	۰/۰۰۰۰
α_1	۰/۵۱۹۹۴۸	۰/۰۸۷۷۳۰	۵/۹۲۶۷۰۵	۰/۰۰۰۰
α_2	-۰/۰۸۷۷۱۴	۰/۰۳۵۰۳۲	-۲/۵۰۳۸۲۶	۰/۰۱۲۳
LOG(SIGMA)	-۱/۳۵۶۵۵۰	۰/۰۵۷۵۹۰	-۲۳/۵۵۵۲۷	۰/۰۰۰۰
(نوسان پذیری شدید)				
α_0	۰/۸۲۸۹۸۷	۰/۰۵۱۸۷۶	۱۵/۹۸۰۱۴	۰/۰۰۰۰
α_1	۱/۳۸۰۳۸۲	۰/۰۷۲۱۴۸	۱۹/۱۳۲۶۱	۰/۰۰۰۰
α_2	۰/۰۲۵۸۲۰	۰/۰۱۱۰۴۱	۲/۳۳۸۶۲۱	۰/۰۱۹۴
LOG(SIGMA)	-۰/۵۲۹۱۵۵	۰/۰۴۵۹۵۲	-۱۱/۵۱۵۵۱	۰/۰۰۰۰
AR(1)	۰/۳۴۱۶۲۶	۰/۰۳۴۴۴۵	۹/۹۱۷۹۰۲	۰/۰۰۰۰
(ماتریس انتقال)				
P11-RM(-1)	۰/۰۳۲۴۱۲	۰/۰۷۶۳۵۵	۰/۴۲۴۴۹۳	۰/۶۷۱۲
P12-RM(-1)	-۱/۰۰۱۰۳۲	۰/۶۱۹۴۳۱	-۱/۶۱۶۰۵۰	۰/۱۰۶۱

P21-RM(-1)	۰/۲۰۳۰۵۹	۰/۳۲۹۲۶۳	۰/۶۱۶۷۰۸	۰/۵۳۷۴
P22-RM(-1)	۰/۴۲۸۹۵۲	۰/۳۵۳۹۶۶	۱/۲۱۱۸۴۷	۰/۲۲۵۶
P31-RM(-1)	-۰/۶۷۹۵۸۹	۰/۲۷۸۱۷۳	-۲/۴۴۳۰۴۳	۰/۰۱۴۶
P32-RM(-1)	-۰/۵۳۰۱۳۵	۰/۲۹۲۰۱۰	-۱/۸۱۵۴۶۸	۰/۰۶۹۵
دوربین واتسون	۲/۰۲۵۹۷۳			

احتمال انتقال متغیر در زمان

P(i, j) = P(وضعیت کنونی) = j | s(وضعیت قبل) = i)

(i = ردیف / ستون = j)

		۱	۲	۳
میانگین	۱	۰/۳۵۰۱۲۷	۰/۳۰۸۳۵۲	۰/۳۴۱۵۲۱
	۲	۰/۳۲۷۲۵۷	۰/۳۵۳۷۱۵	۰/۳۱۹۰۲۷
	۳	۰/۳۱۳۰۴۵	۰/۳۱۶۰۳۸	۰/۳۷۰۹۱۷
		۱	۲	۳
انحراف معیار	۱	۰/۰۸۷۹۹۵	۰/۱۴۸۳۱۲	۰/۰۷۲۰۱۵
	۲	۰/۰۲۷۴۹۷	۰/۰۷۷۴۲۷	۰/۰۶۱۶۰۹
	۳	۰/۰۷۴۲۷۳	۰/۰۴۵۱۷۸	۰/۱۱۶۰۱۳

منبع : محاسبات نویسندگان

۵ -۲- ۳. نتایج مدل ایستا و پویا در صنعت محصولات دارویی

جدول شماره ۶ نتایج حاصل از برآورد توده‌واری را با استفاده از مدل ایستا در صنعت محصولات دارویی نشان می‌دهد. همانطور که مشاهده می‌شود شواهدی از توده‌واری در این صنعت نیز با استفاده از این مدل یافت نشد که با مدل CAPM شرطی سازگار می‌باشد. بر طبق این مدل، در بازار کارا، سرمایه‌گذار انتظار دارد که انحرافات حول بازده سهم با اندازه شوک‌های بازده بازار به طور مثبتی مرتبط باشد، به دلیل آنکه اوراق بهادار حساسیت‌های متفاوتی نسبت به بازده بازار دارند.

اما با مشاهده جدول شماره ۷ و استفاده از مدل پویا در سنجش توده‌واری، نقص مدل‌های ایستا در برآورد توده‌واری آشکار می‌شود. همانطور که در این جدول مشاهده می‌شود ضریب توده‌واری (α_2) در رژیم با نوسان‌پذیری زیاد منفی و معنادار است که وجود توده‌واری را در این رژیم تایید می‌نمایید. اما در سایر رژیم‌ها شواهدی از توده‌واری یافت نشد.

جدول٦. نتایج برآورد مدل ایستا در محصولات دارویی

ضرایب	مقدار ضریب	خطای استاندارد	آمارهz	سطح معناداری
α_0	۰/۴۲۷۱۰۹	۰/۰۲۱۳۶۳	۱۹/۹۹۲۹۴	۰/۰۰۰۰
α_1	۰/۷۷۷۶۰۱	۰/۰۲۲۶۹۱	۳۴/۲۶۸۸۸	۰/۰۰۰۰
α_2	۰/۰۵۰۳۲۷	۰/۰۰۱۵۶۹	۳۲/۰۷۵۴۱	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین R^2	۰/۹۲۴۶۹۷	دوربین واتسون		۲/۰۳۱۰۵۹

منبع : محاسبات نویسندگان

جدول۷. نتایج برآورد مدل پویا در صنعت محصولات دارویی

ضرایب	مقدار ضریب	خطای استاندارد	آمارهz	سطح معناداری
(نوسان پذیری زیاد)				
α_0	۰/۳۳۸۱۰۹	۰/۰۲۳۵۹۶	۱۴/۳۲۹۰۷	۰/۰۰۰۰
α_1	۱/۱۶۴۲۸۲	۰/۰۶۳۶۰۲	۱۸/۳۰۵۷۸	۰/۰۰۰۰
α_2	-۰/۲۶۴۰۳۹	۰/۰۲۷۷۸۳	-۹/۵۰۳۵۴۸	۰/۰۰۰۰
LOG(SIGMA)	-۱/۷۸۷۵۶۱	۰/۰۵۲۶۶۶	-۳۳/۹۴۱۷۸	۰/۰۰۰۰
(نوسان پذیری کم)				
α_0	۰/۱۰۶۲۹۰	۰/۰۰۷۵۴۳	۱۴/۰۹۰۷۵	۰/۰۰۰۰
α_1	۱/۱۰۳۲۷۹	۰/۰۲۴۵۶۹	۴۴/۹۰۴۹۹	۰/۰۰۰۰
α_2	۰/۰۴۹۵۰۳	۰/۰۰۳۶۹۸	۱۳/۳۸۶۷۳	۰/۰۰۰۰
LOG(SIGMA)	-۲/۶۶۵۵۴۲	۰/۰۶۱۷۳۵	-۴۳/۱۷۷۳۵	۰/۰۰۰۰
(نوسان پذیری شدید)				
α_0	۰/۷۱۷۳۵۶	۰/۰۴۰۲۰۵	۱۷/۸۴۲۵۵	۰/۰۰۰۰
α_1	۰/۷۹۵۴۶۵	۰/۰۴۷۳۲۷	۱۶/۸۰۸۰۱	۰/۰۰۰۰
α_2	۰/۰۴۷۹۸۸	۰/۰۰۳۱۰۳	۱۵/۴۶۶۸۶	۰/۰۰۰۰
LOG(SIGMA)	-۰/۷۰۰۹۱۰	۰/۰۴۲۲۹۱	-۱۶/۵۷۳۵۰	۰/۰۰۰۰
(ماتریس انتقال)				
P11-RM(-1)	۲/۰۱۳۰۶۹	۰/۵۳۹۷۹۵	۳/۷۲۹۳۲۴	۰/۰۰۰۲
P12-RM(-1)	۰/۲۹۲۷۷۳	۰/۲۷۱۸۵۴	۱/۰۷۶۹۴۸	۰/۲۸۱۵
P21-RM(-1)	۰/۰۸۹۶۸۹	۰/۲۴۵۱۱۱	۰/۳۶۵۹۱۲	۰/۷۱۴۴

P22-RM(-1)	۰/۰۵۷۹۷۲	۰/۲۴۶۳۷۶	۰/۲۳۵۳۰۱	۰/۸۱۴۰
P31-RM(-1)	-۱/۸۰۶۸۹۷	۰/۴۲۵۲۷۳	-۴/۲۴۸۷۹۱	۰/۰۰۰۰
P32-RM(-1)	-۱/۰۶۴۳۹۹	۰/۲۷۴۷۱۳	-۳/۸۷۴۵۸۱	۰/۰۰۰۱
دوربین واتسون	۱/۹۳۳۲۱۴			

احتمال انتقال متغیر در زمان

$P(i, j) = P(\text{وضعیت کنونی} = j \mid \text{وضعیت قبل} = i)$

(i = ردیف / ستون = j)

		۱	۲	۳
میانگین	۱	۰/۴۳۹۴۶۷	۰/۲۷۴۸۸۳	۰/۲۸۵۶۵۰
	۲	۰/۳۳۹۱۵۱	۰/۳۳۲۴۶۲	۰/۳۲۸۳۸۷
	۳	۰/۲۹۸۹۲۲	۰/۲۸۷۱۶۲	۰/۴۱۳۹۱۶
		۱	۲	۳
انحراف معیار	۱	۰/۲۵۰۷۸۴	۰/۱۰۶۰۸۳	۰/۱۴۹۹۷۵
	۲	۰/۰۴۳۵۶۱	۰/۰۱۹۴۹۵	۰/۰۲۷۵۴۸
	۳	۰/۱۶۹۴۳۳	۰/۰۶۶۱۹۱	۰/۲۰۹۷۰۱

منبع : محاسبات نویسندگان

۵ -۲- ٤. نتایج مدل ایستا و پویا در صنعت سرمایه‌گذاری

همانطور که در جدول شماره ۸ ملاحظه می‌شود همانند سایر صنایع، در این صنعت نیز اثری از توده‌واری با استفاده از مدل ایستا مشاهده نمی‌شود. اما جدول شماره ۹ نشان می‌دهد که ضریب α_2 برای دو رژیم با نوسان‌پذیری زیاد (رژیم ۲) و رژیم با نوسان‌پذیری شدید(رژیم ۳) منفی و معنادار می‌باشد که وجود توده واری را در این دو رژیم اثبات می کند.

جدول۸. نتایج برآورد مدل ایستا در صنعت سرمایه‌گذاری

ضرایب	مقدار ضریب	خطای استاندارد	آمارهz	سطح معناداری
α_0	۰/۹۲۴۳۰۹	۰/۰۲۶۴۸۲	۳۴/۹۰۳۳۰	۰/۰۰۰۰
α_1	۰/۳۴۵۷۷۲	۰/۰۳۰۶۱۹	۱۱/۲۹۲۶۹	۰/۰۰۰۰
α_2	۰/۰۷۴۸۸۸	۰/۰۰۷۳۷۹	۱۰/۱۴۸۳۵	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین R^2	۰/۳۶۱۳۱۱	دوربین واتسون		۲/۲۳۵۴۹۴

منبع : محاسبات نویسندگان

جدول ۹. نتایج برآورد مدل پویا در صنعت سرمایه‌گذاری

ضرایب	مقدار ضریب	خطای استاندارد	آمارهz	سطح معناداری
(نوسان پذیری کم)				
α_0	۰/۶۲۲۴۸۱	۰/۰۳۱۲۵۲	۱۹/۹۱۷۸۵	۰/۰۰۰۰
α_1	۰/۶۷۵۸۱۹	۰/۰۵۳۰۳۹	۱۲/۷۴۱۸۷	۰/۰۰۰۰
α_2	۰/۰۵۳۵۰۳	۰/۰۱۷۴۴۵	۳/۰۶۶۹۲۰	۰/۰۰۲۲
LOG(SIGMA)	-۱/۸۱۱۷۹۲	۰/۰۷۴۷۱۰	-۲۴/۲۵۰۹۶	۰/۰۰۰۰
(نوسان پذیری زیاد)				
α_0	۰/۹۵۸۲۵۵	۰/۰۴۴۲۸۹	۲۱/۶۳۶۵۴	۰/۰۰۰۰
α_1	۰/۵۳۱۴۷۱	۰/۰۷۵۱۷۸	۷/۰۶۹۵۴۸	۰/۰۰۰۰
α_2	-۰/۱۶۸۲۹۸	۰/۰۲۴۹۰۲	-۶/۷۵۸۳۷۳	۰/۰۰۰۰
LOG(SIGMA)	-۱/۲۹۶۶۶۷	۰/۰۵۶۰۶۰	-۲۳/۱۳۰۱۶	۰/۰۰۰۰
(نوسان پذیری شدید)				
α_0	۱/۰۶۸۰۶۸	۰/۰۶۰۳۹۱	۱۷/۶۸۵۹۳	۰/۰۰۰۰
α_1	۰/۵۰۷۲۰۹	۰/۱۰۱۵۸۸	۴/۹۹۲۸۰۵	۰/۰۰۰۰
α_2	-۰/۱۲۳۸۲۵	۰/۰۳۱۳۷۲	-۳/۹۴۶۹۴۶	۰/۰۰۰۱
LOG(SIGMA)	-۰/۶۴۹۷۳۹	۰/۰۴۸۰۵۶	-۱۳/۵۲۰۴۹	۰/۰۰۰۰
AR(1)	۰/۴۶۱۹۴۶	۰/۰۲۹۱۶۸	۱۵/۸۳۷۳۱	۰/۰۰۰۰
(ماتریس انتقال)				
P11-RM(-1)	-۰/۰۷۱۶۲۸	۰/۱۶۶۹۳۳	-۰/۴۲۹۰۸۵	۰/۶۶۷۹
P12-RM(-1)	-۲/۰۱۳۶۶۹	۱/۱۵۹۶۹۴	-۱/۷۳۶۳۷۹	۰/۰۸۲۵
P21-RM(-1)	-۱/۰۶۲۷۴۷	۰/۴۰۹۵۴۵	-۲/۵۹۴۹۴۲	۰/۰۰۹۵
P22-RM(-1)	۲/۱۸۷۱۱۶	۰/۵۷۰۴۹۰	۳/۸۳۳۷۵۴	۰/۰۰۰۱
P31-RM(-1)	۰/۰۳۲۱۲۱	۰/۱۵۰۱۸۰	۰/۲۱۳۸۸۲	۰/۸۳۰۶
P32-RM(-1)	-۱/۰۶۳۶۳۹	۰/۶۶۵۷۷۱	-۱/۵۹۷۶۰۴	۰/۱۱۰۱
دوربین واتسون	۲/۱۱۹۵۸۷			
احتمال انتقال متغیر در زمان P(i, j) = P(وضعیت کنونی) = j | s(وضعیت قبل) = i)				
(i = ستون / ردیف = j)				

		۱	۲	۳
میانگین	۱	۰/۳۳۷۲۹۱	۰/۳۰۹۰۰۸	۰/۳۵۳۷۰۲
	۲	۰/۲۹۰۶۸۳	۰/۴۶۷۴۹۹	۰/۲۴۱۸۱۸
	۳	۰/۳۵۰۳۱۲	۰/۳۰۸۰۱۱	۰/۳۴۱۶۷۷
		۱	۲	۳
انحراف معیار	۱	۰/۱۰۸۹۸۷	۰/۲۲۹۷۵۲	۰/۱۳۰۸۹۰
	۲	۰/۲۲۶۳۴۸	۰/۲۹۹۶۸۰	۰/۱۰۴۶۵۵
	۳	۰/۰۹۰۸۲۵	۰/۱۵۴۸۵۵	۰/۰۷۵۲۶۵

منبع : محاسبات نویسندگان

٦. نتیجه‌گیری

مدل‌های مختلفی برای محاسبه توده‌واری در بورس اوراق بهادار تهران به کار گرفته شد که تمامی آن‌ها رفتار توده‌واری را ثابت و ایستا در نظر گرفته‌اند. اما تحقیقات حاضر نشان می‌دهد که توده‌واری پدیده‌ای پویا است. در این تحقیق، سعی شده‌است که توده-واری را با استفاده از مدل پویا (بالسیلار، ۲۰۱۳) محاسبه نماییم و آن را با یکی از مدل‌های ایستا (مدل چانگ و همکاران، ۲۰۰۰) مقایسه نماییم تا ضعف این گونه مدل‌ها را در تبیین ماهیت پویای رفتار توده‌واری نشان دهیم.

طبق نتایج بدست آمده با استفاده مدل ایستا در هیچ‌کدام از بخش‌ها، توده‌واری مشاهده نشد. بنابراین نتایج بدست آمده با مدل CAPM شرطی سازگار است. بدین معنی که مطابق با الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای انحراف معیار بازده سهام در دوران تنش بازار افزایش یافته است. اما نتایج بدست آمده با استفاده از مدل پویا نشان داد که در تمامی بخش‌ها توده‌واری در رژیم با نوسان پذیری زیاد وجود دارد. همچنین در دو صنعت سیمان و سرمایه‌گذاری شواهدی از توده‌واری در رژیم‌هایی با نوسان‌پذیری شدید نیز وجود دارد، اما در هیچ کدام از بخش‌ها شواهدی از توده‌واری در رژیم با نوسان‌پذیری اندک یافت نشد که نشان دهنده‌ی این است که توده‌واری بیشتر در رژیم‌هایی با نوسان-پذیری بالا یافت می‌شود. در آخر می‌توان به این نتیجه رسید که با استفاده مدل پویای مذکور بهتر می‌توان وجود یا عدم وجود توده‌واری را در بازار بررسی کرد. یافته‌های

پژوهش با نتایج تحقیقات بالسیلار و دمیرر(۲۰۱۳) سازگار است. آن‌ها به این نتیجه دست یافتندکه توده‌واری بیشتر در رژیم با نوسانات بالا رخ می‌دهد و هر چه نوسانات بازار بیشتر شود احتمال وجود توده‌واری نیز بیشتر می‌شود. چون سرمایه‌گذاران در نوسانات بالا بیشتر به شاخص بازار اعتماد می‌کنند. تفاوت این تحقیق با پژوهش حاضر در این است که تحقیقات بالسیلار و دمیرر توده‌واری را در کشورهای حوزه خلیج فارس (کویت، عربستان صعودی، دبی، ابوظبی و قطر) بررسی و آزمون نموده، اما در این مقاله، توده‌واری در چهار صنعت در ایران آزمون شده است.

همچنین نتایج کنونی با نتایج تحقیق حاجیان نژاد(۱۳۸۹) ناسازگار است. وی در تحقیق خود از روش کریستی و هوانگ (۱۹۹۵) و دمیر و کوتان (۲۰۰۵) استفاده نمود. ایشان شواهدی از توده واری در ۴ پرتفوی سرمایه گذاری ها، محصولات شیمیایی، محصولات دارویی و سیمان، آهک و گچ طی دوره ۸ ساله ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۷ نیافت.

منابع ومآخذ

- اسلامی بیدگلی، غلامرضا و شهریاری، سارا (۱۳۸۶)، بررسی و آزمون رفتار توده‌وارسرمایه-گذاران با استفاده از انحرافات بازده سهام از بازده کل بازار در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، شماره۴۴،۴۹-۲۵.
- اسلامی بیدگلی ، غلامرضا و کردلوئی، حمید رضا (۱۳۸۸)، مالی رفتاری، مرحله ی گذر از مالی استانداراد تا نوروفایناس، *مجله مهندسی مالی و مدیریت پرتفوی*، سال اول، شماره اول،۳۶-۲۰.
- ایزدی نیا ، ناصر و حاجیان نژاد ، امین (۱۳۸۹)، بررسی و آزمون رفتار توده وار در صنایع منتخب بورس اوراق بهادار تهران ، *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، سال دوم،شماره۷، ۱۳۲-۱۰۵.
- پهلوانیان، مرسده (۱۳۹۰)؛ بررسی توده واری بتا در بورس اوراق بهادار تهران ؛ پایان نامه تحصیلی کارشناسی ارشد، دانشگاه مازندران.
- پور زمانی ، زهرا (۱۳۹۱)، بررسی رفتار توده وار سرمایه گذاران نهادی با استفاده از مدل کریستی و هوانگ در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه گذاری*،سال اول، شماره سوم.
- سعیدی،علی و فرهانیان،جواد (۱۳۹۰)،رفتار توده وار سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، شماره۱۹۸،۱۶-۱۷۵.
- گل ارضی ، غلامحسین و راعی ، رضا (۱۳۸۹)، تجزیه و تحلیل رفتار جمعی سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل فضای حالت، *مجله پژوهشهای حسابداری مالی*،سال دوم،شماره دوم،ص ص ۶۰-۴۹.
- مظفری، مهردخت(۱۳۹۰)،بررسی و آزمون رفتار توده‌وار شرکت های سرمایه‌گذاری با استفاده از مدل لاکونیشوک، *فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*،شماره ۸۱،۱۵-۶۹.
- یوسفی،راحله و شهر آبادی ، ابوالفضل (۱۳۸۸)، بررسی و آزمون رفتار توده وار سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار، *مجله مدیریت توسعه و تحول*، شماره۲،ص ص۶۴-۵۷.
- Banerjee, A. (1992). A Simple Model of Herd Behavior. Quarterly Journal of Economics, 797-818.
- Bikhchandani, S., Sharma, S., (2001). Herd Behavior in financial market. *IMF staff papers*, No 3, 279-310.

- Book Review: Barberis, N., and Thaler, R., (2003). A Survey of Behavioral Finance. *Handbook of the Economics of Finance*.
- Blasco, N., Corredor, P., and Ferreruela, S. (2012). Does herding affect volatility?: Implications
- for the Spanish stock market, *Quantitative Finance* 12 (2), 311-327.
- Balcilar, M., Demier, R., and Hammoudeh, S. (2013). Investor Herds and Regime-Switching: Evidence from Gulf Arab Stock Markets. *WORKING PAPER SERIES*,1-39.
- Christie, William G. and Huang, Roger D., (1995). Following the Pied Piper: Do Individual Returns Herd around the Market?, *Financial Analysts Journal*, Vol. 51, No. 4 , P. 31-37.
- Chang, E.C., Cheng, J.W., and Khorana, A. (2000). An examination of herd behavior in equity markets: An international perspective. *Journal of Banking and Finance*, 24, 1651-1679.
- Chen, G., Rui,O., and Xu, Y. (2003). When Will Investors Herd?: Evidence from the Chinese Stock Markets, *WORKING PAPER SERIES*.
- Caporale, M. (2008).Herding behaviour in extreme market conditions. *Economics Bullentin*, 17, 1-13.
- Demirer, R. and Kutan, A., (2007). Does Herding Behavior Exist in Chinese Stock Markets?. *Journal of International Financial Markets*, 16, 2, 123-142.
- Goodfellow, C., Bohl, M., and Gebka, B. (2009). Together we invest? Individual and institutional investors' trading behaviourin Poland, *International Review of Financial Analysis*, 18 ,212–221.
- Golarzi, Gholamhossein and Ziyachi, Aliasghar. (2013). Study of the Herding Behaviors of Investors in the Tehran Stock Exchange (TSE): *a Trading Volume Approach.Interdisciplinary Journal of Contemporary Research in Business*, 4,196-206.
- Hwang, S., and Salmon, M. (2001).A New Measure of Herding and Empirical Evidence.Financial Econometrics Research *Center.WORKING PAPER SERIES WP*.1-12.
- Hwang, S., and Salmon, M. (2004). Market stress and herding. *Journal of Empirical Finance.* 11.585-616.
- Hwang, S., and Salmon, M. (2006).Sentiment and Beta herding.Financial. *Econometrics Research Center .Warwick Business School*.
- Jegadeesh, N., and Kim, W. (2007).Do Analyst Herd? An Analysis of Recommendations and Market Reactions.*NBER Working Paper*, 1-38.
- Kapusuzoglu, A. (2011).Herding in the Istanbul Stock Exchange. *African Journal of Business Management*, 27, 11210-11218.
- Klein, C., and Bohl, T., and Siklos, L. (2013). A Markov Switching Approach to Herding.*Working Paper:*,1-25.

- Lakonishok, J., A, Shleifer and Vishny, R.W., (1992), The Impact of Institutional Trading on Stock Prices, *Journal of Financial Economics* 32, 23-43.
- Nofsinger, R., Sias,W. (1998).Herding And Feedback Trading by Institutions And Individuals Investors , Washington State University.
- Natividad, B., Pilar, C., and Sandra, F. (2009). Detecting International Herding: what Lies Beneath Intraday Data in the Spanish Stock Market, *Working Paper*.
- Sultana,.(2012).behavioral finance and its implication for individual equity investors. international journal of research in management, 2, 195-208.