فصلنامه مطالعات حسابداری
شماره ۲۵ ـ بهار ۱۳۸۸
ص‌ص ۸۵ـ۵۳

چارچوب رابطه رفتار اطمینان بیش از حد سرمایه‌گذاران با بازده سهام

دکتر محسن خوش طینت *
ولی اله نادی قمی **

چکیده

بسیاری از محققان علوم مالی ناتوانی مدل‌های کلاسیک قیمت‌گذاری دارایی‌ها و فرضیه بازار کارآ در توجیه الگوهای قابل پیش‌بینی بازده، بی‌نظمی‌های مشاهده شده و قیمت‌گذاری غلط اوراق بهادار را در فرض عقلانیت کامل کارگزاران اقتصادی و فرض عدم وجود فرصت‌های آربیتراژی در بازار می‌دانند. براساس این مفروضات، این احتمال که افراد مرتکب اشتباه شوند تصادفی بوده و اثرات آن سریعاً توسط سایر سرمایه‌گذاران عقلایی رفع می‌شود. با رقیق کردن این مفروضات، برخی از مدل‌ها برمبنای استراتژی‌های خاص معاملاتی و برخی دیگر برمبنای خطای

* دانشیار دانشکده مدیریت و حسابداری دانشگاه علامهٔ طباطبایی
** دانشجوی دکتری حسابداری دانشگاه علامهٔ طباطبایی

تاریخ دریافت: ۱۳۸۸/۱۰/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۸/۱۲/۲۴

ادراکی و ویژگی‌های روانشناختی سرمایه‌گذاران تدوین گردیده‌اند.

یکی از خطاهای ادراکی شایع در حوزه روانشناسی شناخت که در محیط‌های پیچیده و با بازخور مبهم نظیر بازار اوراق بهادار رخ می‌دهد، اریب رفتاری اطمینان بیش از حد (فرااطمینان) بوده که به عنوان برآورد بیش از اندازه (خوشبینانه) دقت اطلاعات شخصی تعریف شده است. بسیاری از محققان برای تبیین بی‌نظمی‌هایی نظیر مومنتوم‌های کوتاه‌مدت، برگشت‌های بلندمدت، بالا بودن حجم معاملات، نوسان‌پذیری شدید بازده و ریسک‌پذیری فزاینده سرمایه‌گذاران از این اریب رفتاری استفاده کرده‌اند. در این تحقیق سعی شده است که با طرح چهار فرضیه و آزمون آنها براساس داده‌های ۱۱۹ شرکت طی دوره زمانی ۹ سال (از ابتدای سال ۱۳۷۸ الی پایان سال ۱۳۸۶) شواهدی درخصوص وجود اریب رفتاری فرااطمینان مستندسازی شود. نتایج حاصل از تحقیق شواهد ضعیفی در مورد وجود ویژگی رفتاری اطمینان بیش از حد در بین مشارکت‌کنندگان بازار اوراق بهادار ایران ارایه داده است.

واژه‌های کلیدی: فرااطمینان، مومنتوم کوتاه‌مدت، برگشت بلندمدت، اطلاعات شخصی و اطلاعات عمومی.

مقدمه

مطالعات انجام شده درخصوص بازارهای مالی نشان می‌دهد که طی سال‌های اخیر، جایگاه بورس اوراق بهادار به عنوان یکی از ارکان بازار سرمایه به شدت تقویت شده و نقش آن به عنوان نیروی محرکه توسعه اقتصادی، پررنگ‌تر گشته، به گونه‌ای که هم اکنون به یکی از شاخص‌های رشد و توسعه اقتصادی کشورها تبدیل شده است.

برطبق تحقیقات به عمل آمده حدود ۴۱ درصد از مردم کشورهای پیشرفته، سرمایه‌گذاری مستقیم در سهام دارند، مالکیت مستقیم سهام ۲۰ درصد و به شکل غیرمستقیم ۳۴ درصد کل سرمایه‌گذاری‌ها در جهان را در برمی‌گیرد. گرچه این آمار در ایران زیر ۲۰ درصد است، ولی این روند رو به افزایش است و زمانی که

سرمایه‌گذاری در صندوق‌های قرض‌الحسنه را نیز در نظر بگیریم با عدد ۵۴ درصد مواجه می‌شویم (آقایی و مختاریان، ۱۳۸۳).

با عنایت به موارد فوق کارآ بودن بازار از اهمیت زیادی برخوردار است، چرا که در صورت کارآ بودن بازار سرمایه هم قیمت اوراق بهادار به درستی و عادلانه تعیین می‌گردد و هم تخصیص سرمایه که مهمترین عامل تولید و توسعه اقتصادی است به صورت مطلوب و بهینه انجام می‌شود (جهانخانی و عبده تبریزی، ۱۳۷۲). کارآیی بازار اوراق بهادار به چگونگی و سرعت واکنش و تعدیل قیمت اوراق بهادار نسبت به اطلاعات جدید اشاره دارد[1]. در پارادایم سنتی مالی فرض می‌شود که سرمایه‌گذاران عملکرد عقلایی داشته و قیمت اوراق بهادار برابر با ارزش ذاتی آنها است که از طریق تنزیل مبالغ جریان‌های نقدی مورد انتظار به دست می‌آید، به شرطی که انتظارات سرمایه‌گذار برمبنای اطلاعات به درستی شکل گرفته باشد. تمامی اطلاعات جدید به سرعت در قیمت‌ها منعکس می‌شود و برای هیچ کس فرصت به دست آوردن سودهای غیرعادی براساس این اطلاعات، باقی نمی‌ماند (راعی و فلاح‌پور، ۱۳۸۳).

شواهد بی‌شماری درخصوص الگوهای قابل پیش‌بینی بازده، قیمت‌گذاری غلط اوراق بهادار و بی‌نظمی‌های مشاهده شده در بازار، انگیزه‌ای برای نظریه‌پردازان حوزه اقتصاد و علوم مالی شد تا به فرض عملکرد عقلایی بازار به دیده تردید بنگرند. در واقع سرمایه‌گذاران منطقی به جهت محدودیت در ثروت[2] یا ریسک گریز بودن[3]، برای بهره جستن از فرصت‌های آربیتراژی توانایی مناسب را نخواهند داشت . لذا برای تفسیر و پیش‌بینی پدیده‌های بازار تنها نمی‌توان بر مدل‌های سنتی قیمت‌گذاری دارایی‌ها اتکا نمود.

طی دهه ۱۹۹۰ عمده مطالعات دانشگاهی از تحلیل‌های اقتصادسنجی سری های زمانی قیمت‌ها، سود نقدی و عایدات به بسط مدل‌هایی که ویژگی‌های روانشناختی

۱- به عنوان نمونه می‌توان به تحقیقات سینایی (۱۳۷۳)، اسلامی بیدگلی و صادقی باطانی (۱۳۸۳)، قائمی و وطن‌پرست (۱۳۸۴)، انواری رستمی و ختن‌لو (۱۳۸۵) اشاره نمود.

2- Barberis et al. (1988) ; Daniel et al. (1998)

افراد را به بازارهای مالی ارتباط می‌دادند، سوق پیدا کرد. اندیشمندان حوزه دانش مالی بیان می‌کنند که نظریه‌های رفتاری مالی می‌تواند بی‌نظمی‌ها و استثناهای تجربی[1] موجود در پارادایم سنتی مالی را تبیین کند. براساس این نظریه‌های جدید، استثناهای بازار نتیجه اریب‌های رفتاری هستند. بدین معنی که افراد خطاهای قابل پیش‌بینی و باثباتی در پردازش اطلاعات و ارزیابی اوراق بهادار مرتکب می‌شوند (تلنگی، ۱۳۸۳). فرااطمینان یا اطمینان بیش از اندازه یکی از اریب‌های رفتاری است که در قالب خطای ادراکی طبقه‌بندی می‌شود.

اطمینان بیش از حد بر تئوری خودفریبی[2] مبتنی است. این تئوری به مکانیزم‌هایی می‌پردازد که طی آن افراد سعی می‌کنند از طریق توجیه تصمیمات گذشته خود احترام دیگران را جلب کنند. از آنجا که افراد بیشتر از آنچه که انتظار می‌رود شکست می‌خورند لذا یادگیری منطقی آنان را به سمت حذف رفتارهای فرااطمینانی سوق می‌دهد. بنابراین برای موفقیت تئوری خودفریبی، طبیعت باید مکانیزمی ارایه دهد که در فرایند یادگیری اریب ایجاد کند. این موضوع با اریب خوداسنادی منطبق است. براساس این اریب رفتاری افراد نتایج خوب یا موفقیت‌ها را به توانایی‌های خود و نتایج بد یا شکست‌ها را به شرایط بیرونی نسبت می‌دهند. این اریب موجب می‌شود که افراد به رفتارهای فرااطمینانی خود ادامه دهند. رفتارهای فرااطمینانی در محیط‌های پیچیده و کارهای قضاوتی چالشی و جاهایی که بازخور بر روی اطلاعات کند و نویزی است بروز بیشتری خواهد داشت (هیرشلیفر، ۲۰۰۱). همچنین خبرگان و متخصصان بیش از سایرین در معرض اطمینان بیش از حد قرار می‌گیرند (گریفین و تورسکی، ۱۹۹۲). با این اوصاف، انتظار می‌رود بورس اوراق بهادار مملو از سرمایه‌گذاران فرااطمینانی باشد، جایی که به قضاوت بیشتری برای ارزیابی اطلاعات نیاز است. در یک بازار با حضور و عملکرد مسلط سرمایه‌گذاران فرااطمینانی انتظار می‌رود که افراد نسبت به اطلاعات شخصی بیش‌واکنشی داشته و در نتیجه شرایط شکل‌گیری پدیده‌هایی نظیر مومنتوم‌های کوتاه‌مدت (استمرار بازده‌های کوتاه‌مدت) و برگشت بلندمدت (برندگان گذشته، بازندگان آینده و

1- Empirical Anomalies
2- Self - Deception Theory

برعکس)، نوسان‌پذیری شدید بازده، افزایش حجم معاملات و ریسک‌پذیری فزاینده را فراهم آورند. با شناخت و مستند کردن نقش این اریب رفتاری در شکل‌گیری پدیده‌های بازار می‌توان زمینه تعدیل و حذف آن را فراهم کرده و مسیر برای کارآیی بازار هموار شود.

اطمینان بیش از حد (فرااطمینان)

اطمینان بیش از حد یک پدیده شناخته شده و مستند شده در روانشناسی است. روانشناسان یک فرد با ویژگی‌های رفتاری فرااطمینانی را به عنوان فردی تعریف می‌کنند که اعتقاد دارد اطلاعات و دانش ایشان بسیار دقیق است (بیش از آن‌چه که واقعیت دارد). به نظر هاید[1] متون مربوط به روانشناسی دو تعریف از اطمینان بیش از حد ارایه داده‌اند. نخست افراد برآورد بیش از واقع از توانایی‌های خود دارند. دوم، افراد یک رویداد را معین‌تر[2] از آن‌چه که واقعاً هست، می‌بینند. در هر یک از این موارد، کارگزاران اقتصادی بر این باور هستند که اطلاعات‌شان دقیق‌تر از دیگران است . در حال حاضر، اقتصاددانان مالی بیشتر علاقمند شده‌اند تا بازتاب فرااطمینان را بر روی تصمیمات مالی و عملکرد بازارهای مالی مشاهده کنند. اطمینان بیش از حد آن‌چنان پدیده روانشناختی قوی است که تجربه نیز نمی‌تواند آن را حذف کند (آلن و ایونس، ۲۰۰۵).

این رویکردها منجر شده است که بسیاری از اقتصاددانان اطمینان بیش از حد را به عنوان ارزیابی بیش از واقع میانگین و ارزیابی کمتر از واقع واریانس توزیع اطلاعات تعریف کنند. جرویس و اودن اطمینان بیش از حد را به عنوان به‌روزآوری اریبی عقاید در برابر برآورد اریبی پراکندگی[3] تعریف کرده‌اند. اما همه تحقیقات بر این موضوع توافق نظر دارند که فرااطمینان می‌تواند تداوم یابد چرا که بازارهای مالی عناصری نظیر وظایف پیچیده، اطلاعات چکیده، بازخور کند و نتایج وابسته به مهارت در خود دارند که موجبات چنین ویژگی‌های رفتاری را فراهم می‌آورد (آلن

1- Hvide
2- Certain
3- Baised Distributional Estimate

و ایونس، ۲۰۰۵).

هاید (۲۰۰۲) به تعریف اطمینان بیش از حد براساس میانگین ـ واریانس انتقاد کرد و اظهار داشت که این‌گونه اشتباهات به وضوح پدیده‌هایی مجزا هستند. شاید شخصی درخصوص توانایی‌های خود اعتماد بیش از حد داشته باشد اما با برآورد بیش از واقع دامنه توزیع احتمال، کم اطمینان تلقی شود.

بسیاری از روانشناسان بیان داشتند که اطمینان بیش از حد به توانایی‌های فرد برای پردازش اطلاعات مرتبط می‌شود. فیشهوف، اسلوویچ[1] و لیچتن استین دو تفسیر معقول در این زمینه ارایه دادند. نخست آزمودنی‌ها به طور کافی از روش‌های استنتاجی[2] استفاده نمی‌کنند. آنها برای تأیید یکی از پاسخ‌های محتمل، از تجربه اطلاعاتی خود بهره می‌گیرند. وقتی که پاسخ یک سؤال را کشف می‌کنند به دنبال تجاربی می‌گردند که آن را تأیید یا رد کنند. در این زمان، آزمودنی‌ها با استفاده از فرآیندهای فراخوانی حافظه[3] می‌توانند به اطلاعاتی جهت تأیید نتیجه‌گیری اولیه خود دست یابند. دیگر این‌که شاید آزمودنی‌ها اعتقاد دارند که برای انتخاب پاسخ اطلاعات ذخیره شده در حافظه کافی است و نیازی به فرآیند استنتاجی نیست. اگر معامله‌گران مالی به همین شیوه پیشنهاد قیمت ارایه دهند، این قیمت قاعدتاً از تجربه‌های گذشته آنان از موارد مشابه ناشی می‌شود. در این صورت آنها در حافظه خود به دنبال اطلاعاتی می‌گردند تا قیمت بالاتر یا پایین‌تر را توجیه کنند (آلن و ایونس، ۲۰۰۵).

گریفین و تورسکی ادعا نمودند که فرااطمینان از ارزیابی اریبی شواهد توسط افراد ناشی می‌شود. شواهد دو جنبه قدرت[4] و وزن[5] در بردارند. قدرت شواهد به شدت و استحکام آن اشاره دارد . به عنوان مثال یک فرد رویدادی که احتمال وقوع آن کم است را پیش‌بینی می‌کند. وزن شواهد به صحت پیش‌بینی آن اشاره دارد. به عنوان مثال دقت پیش‌بینی یک مدل در واقع وزن آن مدل را مشخص می‌کند. گریفین و تورسکی اظهار داشتند که افراد با ویژگی‌های رفتاری فرااطمینانی،

1- Slovic
2- Inference
3- Memory Retrieval Processes
4- Strength
5- Weight

گرایش به تمرکز بر روی قدرت شواهد دارند و سپس به طور نامناسبی آن را برای اهمیتش اصلاح می‌کنند. وقتی که قدرت بالا اما وزن پایین است، مردم گرایش به بروز ویژگی‌های رفتاری فرااطمینانی دارند . وقتی که استحکام شواهد پایین است اما وزن آن بالاست، افراد دچار کم‌اطمینانی[1] می‌شوند (آلن و ایونس، ۲۰۰۵).

فرارو[2] (۲۰۰۳) شواهدی درخصوص ارتباط بین صلاحیت حرفه‌ای یک فرد و اطمینان بیش از حد ارایه داد. هر چه فرد دارای صلاحیت حرفه‌ای کمتر باشد، از توانایی‌های خود ارزیابی نامعقولی داشته که منجر به اطمینان بیش از حد می‌شود (آلن و ایونس، ۲۰۰۵).

روانشناسان دریافتند که هنگام قضاوت و تصمیم‌گیری افراد برای اطلاعات برجسته وزن بیشتری قایل می‌شوند. اطلاعات برجسته اطلاعاتی هستند که توجه افراد را به خود جلب می‌کنند. مردم به میزان افراطی بودن اطلاعات نه درستی آن توجه می‌نمایند. افراد اغلب بدون توجه به منبع اطلاعات و بدون لحاظ ارزش پیش‌بینی آن به نحوی رفتار می‌کنند گویی که اطلاعات قابل اتکاء هستند و استنتاج لازم را از آن انجام می‌دهند. آنها برای اطلاعاتی که منطبق با عقاید گذشته‌شان است وزن بیشتری قایل می‌شوند. هنگامی که بازخور سریع و روشن است، یادگیری سریع خواهد بود اما در بازار اوراق بهادار بازخور اغلب آهسته و نویزی است. اریب انتخاب[3] موجب می‌شود که افرادی که به طور فعال در بازار مشارکت دارند رفتار فرااطمینانی‌تری نسبت به عموم مردم داشته باشند. وقتی که افراد قضاوت روشنی درخصوص توانایی قضاوت خود ندارند، آن‌گاه شاهد معامله‌گرانی خواهیم بود که از توانایی‌شان برآورد بیش از واقع دارند. اریب ماندگاری[4] نیز می‌تواند منجر به رفتار فرااطمینانی در مشارکت‌کنندگان بازار شود. معامله‌گران غیرموفق شاید شغل خود را از دست بدهند یا این‌که از بازار خارج شوند (باربر، ۱۹۹۸b).

1- Underconfidence
2- Ferraro
3- Selection Bias
4- Survivorship Bias

فرضیه‌های تحقیق و طرح آزمون هر فرضیه

همان‌گونه که گفته شد، تبیین بی‌نظمی‌ها و استثنائات بازار اوراق بهادار چالشی برای نظریه‌پردازان مالی و اقتصادی بوده است. از بین این استثنائات، مواردی نظیر مومنتوم‌های کوتاه‌مدت و برگشت بلندمدت در بازده سهام، سطح بالای حجم معاملات، نوسانات فراوان، و عدم تناسب میزان ریسک پذیرفته شده به وسیله سرمایه‌گذاران درخور توجه هستند. در سالیان اخیر برخی از محققان برای توضیح و تشریح این بی‌نظمی‌ها، مدل‌های تئوریکی برمبنای فرض سرمایه‌گذاران فرااطمینانی تدوین نموده‌اند.

استمرار بازده کوتاه‌مدت، یکی از مهمترین بی‌نظمی‌ها و استثنائات مشاهده شده در زمینه قیمت‌گذاری دارایی‌ها تلقی می‌گردد (جگادیش[1] و تیتمن[2]، ۱۹۹۳، ۲۰۰۱). در جهت خلاف این موضوع، دی‌بانت و تالر(۱۹۸۵) برگشت بلندمدت بازده را مستند نمودند. برای تبیین این گونه از الگوهای بازده سهام دلایلی نظیر الگوهای رفتاری، استخراج داده‌ها و ریسک در متون مربوط به مدیریت مالی مطرح شده است. به هرحال، استخراج داده‌ها و ریسک در تشریح و تبیین این نوع پدیده‌های بازار با محدودیت‌هایی مواجه هستند.

دانیل و همکاران (۱۹۹۸) نشان دادند که چنانچه سرمایه‌گذاران اطمینان بیش از اندازه داشته باشند، برای اطلاعات شخصی اهمیت بیشتری قایل خواهند شد. چنین رفتاری به قیمت نادیده گرفتن اطلاعات عمومی در دسترس تمام می‌شود. در نتیجه، سرمایه‌گذاران به اطلاعات شخصی واکنش بیش از اندازه و اطلاعات عمومی واکنش کمتر از واقع نشان می‌دهند. این واکنش نامتقارن سرمایه‌گذاران فرااطمینانی موجب تکانه‌های کوتاه‌مدت و برگشت بلندمدت بازده سهام می‌گردد (اودن، ۱۹۹۸). با این اوصاف فرضیه اول به شرح زیر تدوین شد:

فرضیه اول: سرمایه‌گذاران فرااطمینانی به اطلاعات شخصی واکنش بیش از اندازه و به اطلاعات عمومی واکنش اندک نشان می‌دهند.

1- Jegadeesh
2- Titman

شناسایی اطلاعات عمومی از شخصی

Yt یک بردار ۱×۲ متشکل از دو متغیر مانا[1] Vt و Rt است. Vt عبارت است از سری مربوط به حجم معاملات روندزدایی شده[2] و Rt سری مربوط به بازده سهام می‌باشد، یعنی $y_t = \left[V_t^d, R_t\right]$. از آنجا که سری قیمت‌ها یک متغیر غیرمانا[3] است لذا به جای قیمت سهام از بازده سهام استفاده می‌شود. نتایج ما از آزمون‌های ریشه واحد[4]، نشان داد که سری‌های حجم معاملات و بازده مانا هستند. براساس قضیه والد[5]، y_t یک نمایش از میانگین متحرک دومتغیره[6] (BMAR) دارد :

رابطه (۱) $$y_t = \left[V_t^d, R_t\right] = B(L)\varepsilon_t$$

یا

رابطه (۲) $$\begin{vmatrix} V_t^d \\ R_t \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} B_{11}(L) & B_{12}(L) \\ B_{21}(L) & B_{22}(L) \end{vmatrix} \begin{vmatrix} \varepsilon_t^{Private} \\ \varepsilon_t^{Public} \end{vmatrix}$$

که Vt حجم معاملات روندزدایی شده، Rt بازده سهام، ε_t یک بردار ۱×۲ شامل شوک اطلاعات شخصی ($\varepsilon_t^{Private}$) و شوک اطلاعات عمومی (ε_t^{Public}) می‌باشد. Bij(L) که i, j = ۱و۲ است عبارتند از چند جمله‌ای در عملگر وقفه‌های[7] L (یعنی، $\beta_{i,j}(L) = \sum_k b_{ij}(K)L^k$ with $\sum_k = \sum_{k=0}^{\infty}$)، و شوک‌ها[8] تابع یکامتعامد[9] هستند به نحوی که واریانس ε_t یک ماتریس یکه[10] ۲×۲ است.

براساس این عبارت حجم معاملات و بازده سهام تحت‌تأثیر شوک اطلاعات شخصی و عمومی قرار می‌گیرند. این دو نوع شوک اطلاعاتی براساس قید تحمیل شده بر مدل از یکدیگر تفکیک می‌شوند. یعنی، شوک اطلاعات شخصی ($\varepsilon_t^{Private}$) اثر هم‌زمان[11] بر حجم معاملات دارد در حالی که شوک اطلاعات عمومی (ε_t^{Public})

1- Stationary Variable
2- Deterended Trading Volume
3- Non - Stationary
4- Unit Root Tests
5- Wold Theorm
6- Bivariate Moving Average Representation
7- Lag Operator
8- Innovations
9- Orthonormalized
10- Identity Martix
11- Contemporaneous impact

اثر هم زمان بر روی حجم معاملات ندارد.

این قید براساس ملاحظات تئوریکی در نظر گرفته شده است. اطلاعات شخصی و عمومی می‌تواند حجم معاملات را موجب شود. تعدادی از متون مربوط به حجم معاملات بیان می‌دارد که آن به وسیله سرمایه‌گذاران آگاهی که فعالانه براساس اطلاعات شخصی‌شان معامله می‌کنند، به وجود می‌آید. به عنوان مثال در مدل اودن (۱۹۹۸b) حجم معاملات تنها هنگامی رخ می‌دهد که سرمایه‌گذاران فرااطمینانی به اطلاعات شخصی‌شان وزن بیشتری داده و عقاید ناهمسانی را شکل می‌دهند. معاملات می‌تواند به جهت عقاید متفاوت سرمایه‌گذاران درخصوص ارزش اوراق بهادار به وجود آید (واریان[1]، ۱۹۸۶) یا تفسیر مختلف از اطلاعات عمومی باشد (هریس[2] و راویو[3]، ۱۹۹۳). دانیل، هیرشلیفر و سابراهامانیام(۱۹۹۸) عنوان کردند که که سرمایه‌گذاران فرااطمینانی به اطلاعات شخصی‌شان وزن بیشتری داده به نحوی که این موضوع به قیمت نادیده گرفتن اطلاعات عمومی در دسترس تمام می‌شود. در سایه چنین موضوعی، اطلاعات شخصی نقش برجسته‌تری در شکل‌گیری معاملات دارند. وانگ (۱۹۹۴) نشان داد که اطلاعات عمومی وقتی منجر به معامله می‌شود که فرصت‌های سرمایه‌گذاری خصوصی تغییر می‌کند و سرمایه‌گذاران آگاه پرتفوی‌شان را مجدداً تنظیم می‌کنند.

مسیر زمانی اثرات پویای دو نوع از شوک‌ها بر روی حجم معاملات و بازده سهام به وسیله ضرایب چند جمله‌ای Bij(L) نشان داده می‌شود. از آنجا که b12(K) اثر شوک اطلاعات عمومی (ε_t^{Public}) را بر روی متغیر اول (V_t^d) بعد از K دوره زمانی اندازه‌گیری می‌کند، لذا محدودیتی که در آن شوک اطلاعات عمومی اثر هم‌زمان بر روی حجم معاملات ندارد را به وسیله رابطه زیر بیان نمودیم :

رابطه (۳)
$$b_{12}(K)\big|_{K=0} = b_{12}(0) = 0$$

شوک اطلاعات شخصی ($\varepsilon_t^{Private}$) در غیاب یک چنین محدودیتی اثر هم‌زمان بر روی حجم معاملات دارد.

1- Varian
2- Harris
3- Raviv

مدل BVAR[1] مقید

در عمل مدل BMAR مقید از طریق معکوس مدل BVAR با شوک غیر یکامتعامد استنتاج می‌شود. درخصوص چگونگی تحمیل قید بر BVAR متعاقباً بحث خواهد شد. فرض کنید که $y_t = [V_t^d, R_t]$ با P وقفه به صورتی که در زیر می‌آید، برآورد شود :

رابطه (۴)
$$\begin{vmatrix} A_{12}(L) \\ A_{22}(L) \end{vmatrix} \begin{vmatrix} V_{t-1}^d \\ R_{t-1} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{vmatrix}, \quad y_t \begin{vmatrix} V_t^d \\ R_t \end{vmatrix} = A(L)y_{t-1} + u_t \equiv \begin{vmatrix} A_{11}(L) \\ A_{21}(L) \end{vmatrix}$$

که در آن، $A(L) = [A_{ij}(L)] = [\sum_{k=1}^{e} a_{ij}(K)L^{k-1}]$ و i, j = ۱،۲ ; $u_t = [u_{1t}, u_{2t}]' = y_t - E(y_t | y_{t-s}, S \geq 1)$ با واریانس ut مساوی با Ω می‌باشد. بنابراین A(L) و Ω را برآورد می‌نماییم. از آنجا که ε_t یک شوک یکامتعامد در y_t با واریانس I است، لذا یک شوک ut غیریکامتعامد در y_t است. رابطه بین BMAR(۸) (یا ۹) و BVAR (۱۱) در گزاره زیر تشریح شده است :

گزاره یک. مدل دو متغیره y_t با قید یا محدودیت شماره ۱۰، قیدی را ارایه می‌کند که ε_t^{Public} و $\varepsilon_t^{Private}$ را به ترتیب به عنوان شوک اطلاعات شخصی و شوک اطلاعات عمومی شناسایی می‌کند.

پس از شناسایی اجزای حجم معاملات و بازده سهام به دلیل شوک اطلاعات شخصی و شوک اطلاعات عمومی، می‌توانیم آنگونه که فرضیه فرااطمینان پیش‌بینی می‌کند، این موضوع را آزمون کنیم که بازده‌های سهام به اطلاعات شخصی واکنش بیش از اندازه و به اطلاعات عمومی واکنش کمتر از واقع نشان می‌دهند یا خیر.

از آنجا که قید مدل دو نوع شوک در BMAR را شناسایی می‌کند، ما می‌توانیم تأثیرات قید $b_{12}(k)|_{k=0} = b_{12}(0) = 0$ را به وسیله تحلیل BVAR بعد از تحمیل قید، آزمون نماییم. ضرایب B(k) در BMAR پاسخ‌های شوک‌ها را بر متغیرهای خاص نشان می‌دهد. از آنجا که ε_t به طور سریالی و هم‌زمان ناهمبسته است لذا می‌توانیم واریانس هر جزء در y را به منابعی در اجزای ε تسهیم نماییم. این تجزیه واریانس

1- Bivariate- Vector Auto Regressive Model

اشتباه پیش‌بینی می‌تواند برای اندازه‌گیری اهمیت نسبی اجزای شوک اطلاعات شخصی بازده سهام در مقابل اجزای عمومی به کار رود. به عنوان مثال، $(k)^2 \Big/ \sum_{j=1}^{2}\sum_{k=1}^{t-1} b_{ij}(k)^2 \sum_{k=1}^{t-1} bij$ اجزایی از واریانس اشتباه در پیش‌بینی y_i که به وسیله شوک‌ها در y_j توجیه می‌شود را ارایه می‌کند.

غالباً حجم معاملات در بازاری با وضعیت سفته‌بازی بسیار بالاست که نمی‌توان برمبنای فرض عملکرد عقلایی توجیه کرد. معاملات ناشی از اهداف نقدینگی و مصون‌سازی[1] تنها بخش کوچکی از معاملات سهام را تبیین می‌کند. اطمینان بیش از اندازه یکی از مهمترین دلایل معاملات افراطی در بازار سهام را تشکیل می‌دهد. به عنوان مثال، جرویس و اودن(۲۰۰۱)، مدلی تدوین نمودند که پیش‌بینی می‌کند سرمایه‌گذاران فرااطمینانی به اشتباه سود بازار را به توانایی خود در انتخاب سهام برنده[2] منتسب می‌کنند. همچنین جهت افزایش و انباشت ثروت خود، متعاقب سود بازار، میزان معاملات خود را افزایش می‌دهند. براساس نظرات دی‌لانگ و همکاران(۱۹۹۱)، کیل[3] و وانگ[4] (۱۹۹۷)، بنوس[5](۱۹۹۸)، اودن (۱۹۹۸)، وانگ (۲۰۰۱ و ۱۹۹۸)، دانیل و همکاران (۲۰۰۱)، هیرشلیفر و لوو (۲۰۰۱)، شیکمن[6] و ژیانگ[7] (۲۰۰۳)، اطمینان بیش از اندازه موجب افزایش حجم معاملات در بازار اوراق بهادار می‌گردد. دی‌بانت و تالر(۱۹۹۵) بیان می‌دارند که "عامل مهم رفتاری در فهم معمای معاملات، فرا اطمینان یا اطمینان بیش از اندازه" می‌باشد. بنابراین فرضیه دوم به شرح زیر تدوین شد:

فرضیه دوم : بازده بازار موجب می‌شود سرمایه‌گذاران فرااطمینانی در دوره‌های بعد از آن به نحو جسورانه معامله کنند.

رویکرد تجربی که برای آزمون این فرضیه مورد استفاده قرار گرفته است، نشان خواهد داد که بازده سهام با افزایش در حجم معاملات همراه است و برعکس. این

1- Hedging
2- Winning Stock
3- Kyle
4- Wang
5- Benos
6- Scheikman
7- Xiong

موضوع ایده‌ای است که آزمون علّی در حوزه گرنجری (۱۹۸۸ و ۱۹۶۹) بدان مستظهر است. گرنجر در نظر داشت که بداند چه مقدار از y جاری را مقادیر گذشته y توضیح می‌دهد و آیا مقادیر تأخیری x می‌تواند این توضیح را ارتقاء بخشد. آزمون‌های علّی گرنجری برمبنای این فرض اساسی قرار دارد که آینده نمی‌تواند حال یا گذشته را شکل دهد. اگر براساس مفهوم مربع انحراف از میانگین پیش‌بینی حجم معاملات (V_t^d) با استفاده از بازده‌های گذشته سهام (R_t) با دقت‌تر از پیش‌بینی بدون استفاده از بازده‌های گذشته سهام باشد، یعنی $\delta^2(V_t^d|\Omega_{t-1} - R_t) < \delta^2(V_t^d|\Omega_{t-1})$ که Ω مجموعه اطلاعات است، بازده‌های سهام رابطه علّی گرنجری با حجم معاملات دارد . مهمترین نکته‌ای که باید متذکر شد این است که عبارت " x علت گرنجری y است" بدین معنی نیست که y اثر یا نتیجه x می‌باشد. آزمون علّی گرنجری محتوای اطلاعاتی را اندازه‌گیری می‌کند.

تحقیقات گذشته نشان داده است که از منظرهای متفاوت رابطه هم زمان بین حجم معاملات و نوسان‌پذیری بازده سهام وجود دارد (کارپوف، ۱۹۸۷). برای آزمون این موضوع که آیا سرمایه‌گذاران بعد از سود بازار به طور جسورانه‌ای معامله می‌کنند از آزمون‌های علّی گرنجری دومتغیره زیر استفاده می‌شود. البته باید دانست که اودن (۱۹۹۸b) و جرویس و اودن (۲۰۰۱) چارچوب زمانی مشخصی برای بیان ارتباط بین بازده‌ها و حجم معاملات استفاده نکردند. استاتمن و تورلی (۲۰۰۱) آزمون علّی گرنجری مشابهی با طول وقفه ۲۰ تایی را اجرا کردند.

رابطه (۵)

$$V_t = \alpha_{11} + \sum_{J=1}^{P} \beta_{11j} V_{t-j} + \sum_{J=1}^{P} \beta_{12j} R_{t-j} + \varepsilon_{1t}$$

که V_t حجم معاملات هفتگی روندزدایی شده و R_t بازده هفتگی بازار سهام است. تعداد وقفه‌ها (P) برمبنای ضابطه اطلاعاتی آکائیک[1] (AIC) و شوارتز[2] انتخاب می‌شود. در برخی از مقالات برای کنترل رابطه هم زمان بین حجم معاملات و نوسان‌پذیری بازده سهام از قدرمطلق بازده بازار و قدرمطلق انحراف مقطعی بازده از

1- Akaike Information Criterion (AIC)

میانگین (MAD)[1] استفاده شده است. عنوان می‌شود که این دو متغیر کنترلی اثر معناداری بر روی حجم معاملات دارند. در این مقاله قدرمطلق بازده بازار و قدرمطلق انحراف مقطعی بازده از میانگین محاسبه شده بود اما مدل تصریح شده بر این اساس معنی‌دار نبود لذا در مدل نهایی به کار نرفته است.

در رابطه (۵)، اگر ضریب B_j به لحاظ آماری معنی‌دار باشد، آن‌وقت بازده سهام در کنار حجم معاملات گذشته، پیش‌بینی بهتری از حجم معاملات آتی می‌دهد. در این صورت ما می‌گوییم که بازده سهام رابطه علّی گرنجری با حجم معاملات دارد. چنانچه آزمون F استاندارد فرضیه‌ای که B_j برای همه jها مساوی صفر است را رد نکند آن‌گاه بازده سهام رابطه علّی گرنجری با حجم معاملات ندارد. در رابطه با سهام، اگر رابطه علّی از حجم معاملات به بازده سهام برقرار باشد، آن‌گاه ضرایب C_j به طور مشترک متفاوت از صفر خواهد بود، حال اگر ضرایب b و c به لحاظ آماری متفاوت از صفر باشد، رابطه بازخوردی بین بازده سهام و حجم معاملات وجود دارد.

برای آزمون فرضیه فرااطمینان، ما بر روی فرضیه صفر مبنی بر اینکه بازده سهام رابطه علّی گرنجری با حجم معاملات ندارد، تمرکز نمودیم . رد فرضیه صفر نشان می‌دهد که بازده سهام رابطه علّی گرنجری با حجم معاملات دارد که به طور ضمنی بدین موضوع اشاره دارد که بازده بالا (پایین) سهام موجب می‌شود که سرمایه‌گذاران اطمینان بیشتر (کمتری) به دانش و توانایی‌های خود داشته و متعاقباً در دوره‌های بعدی به طور جسورانه (غیرجسورانه)تری معامله می‌کنند.

حجم عظیمی از تحقیقات تجربی شواهدی ارائه نمودند که قیمت سهام نوسان‌پذیرتر از آن است که برمبنای مفروضات بازار کارآ بتوان توجیه نمود (به عنوان مثال، شیلر، ۱۹۸۱). یک راه حل معقول برای معمای نوسان‌پذیری استفاده از مدل تکوین عادت[2] کمپل[3] و کوچرانه[4] است. براساس این مدل تغییر در مصرف در مقایسه با عادت، منجر به تغییر در ریسک‌گریزی و متعاقب آن نوسان در نسبت P/D [5] می‌گردد. این

1- Mean Absolute Cross-Sectional Return Deviation
2- Habit Formation Model
3- Campbell
4- Cochrane
5- Price - to - Dividend

تفاوت فاصله بین نوسان‌پذیری رشد سود تقسیمی و نوسان‌پذیری بازده را کاهش می‌دهد. در واکاوی رابطه بین تغییر قیمت و تغییر در ارزش‌های بنیادی شرکت، اطمینان بیش از اندازه به عنوان مهمترین دلیل نوسان‌پذیری مفرط بیان می‌شود. بنوس (۱۹۹۸) نیز مدلی ارائه نمود که در آن بهره‌برداری جسورانه معامله‌گران فرااطمینانی از اطلاعات، به همراه استراتژی محافظه‌کارانه معامله‌گران منطقی منجر به تغییر فزاینده قیمت در یک جهت یا جهت دیگر می‌شود. براساس مطالعات دانیل و همکاران (۱۹۹۸)، اودن (۱۹۹۸)، وانگ (۱۹۹۸)، جرویس و اودن (۲۰۰۱)، شیکمن و ژیانگ (۲۰۰۳) نوسان قیمت با اطمینان بیش از اندازه افزایش می‌یابد. بنابراین فرضیه سوم به شرح زیر تدوین شد :

فرضیه سوم: معاملات فزاینده سرمایه‌گذاران فرااطمینانی موجب نوسان‌پذیری زیاد بازده سهام می‌شود.

باید دانست که فرضیه فوق لزوماً بدین معنی نیست که معاملات فزاینده سرمایه‌گذاران فرااطمینانی تنها منبع نوسان‌پذیری زیاد اوراق بهادار است. برعکس برخی از تحقیقات که بر رابطه بین نوسان‌پذیری و ارزش‌های واقعی تمرکز دارند، چارچوب تجربی ارایه شده در این تحقیق بر آزمون رابطه بین نوسان‌پذیری بازده و متغیرهای مرتبط با فرااطمینان سرمایه‌گذاران تمرکز دارد. با استفاده از حجم معاملات به عنوان متغیر جایگزین جریان اطلاعات چنانکه لامورکس[1] و لاستراپس[2] استفاده کردند، نمی‌توان نوع عوامل مؤثر بر نوسان‌پذیری را شناخت بنابراین چارچوب تجربی دیگری مدنظر قرار گرفت. این مدل می‌تواند نوسان‌پذیری ناشی از معاملات فزاینده سرمایه‌گذاران فرااطمینانی را شناسایی نماید. با استفاده از رگرسیون زیر حجم معاملات به دو جزء تجزیه می‌گردد :

رابطه (۶)
$$V_t = \alpha + \sum_{j=1}^{P} \beta_j R_{t-j} + \varepsilon_t = \left[\sum_{j=1}^{P} \beta_j R_{t-j}\right] + [\alpha + \varepsilon_t] = OVER_t + NONOVER_t$$

در رابطه (۶) عبارت ثابت و باقی‌مانده به عنوان اجزاء حجم معاملات غیرمرتبط با

1- Lamoureux
2- Lastrapes2

اطمینان بیش از حد سرمایه‌گذاران ($NONOVER_t$) و تفاوت بین حجم معاملات و جمع عبارت ثابت و باقی‌مانده به عنوان اجزاء حجم معاملات مرتبط با اطمینان بیش از اندازه سرمایه‌گذاران به جهت بازده گذشته سهام ($OVER_t$) تعریف شده است. سپس این دو جزء از حجم معاملات به معادله واریانس شرطی با مشخصات GARCH زیر وارد می‌شود :

$$R_t = \mu_t + \eta_t ,$$

رابطه(۷)

$$\eta_t \left| (\eta_{t-1}, \eta_{t-2}, ..., R_{t-1}, R_{t-2}, ...) \sim GED(O, h_t), \right.$$

$$\ln h_t = \omega + f_1 \left(\frac{|\eta_{t-1}| + \kappa \eta_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} \right) + f_2 \ln h_{t-1} + f_3 NONOVER_t + f_4 OVER_t ,$$

و

$$R_t = \mu_t + \eta_t ,$$

رابطه (۸)

$$\eta_t \left| (V_t, \eta_{t-1}, \eta_{t-2}, ..., R_{t-1}, R_{t-2}, ...) \sim GED(O, h_t), \right.$$
$$h_t = \omega + f_1 (\eta_{t-1}^2) + f_2 h_{t-1} + \theta S_{t-1}^- (\eta_{t-1}^2) + f_3 NONOVER_t + f_4 OVER_t ,$$

که μ_t میانگین R_t مشروط به اطلاعات گذشته می‌باشد. چارچوب تجربی رابطه‌های (۶)، (۷) و (۸) شرایط تشخیص معاملات فزاینده سرمایه‌گذاران فرااطمینانی از سایر عوامل مؤثر بر نوسان‌پذیری بازار را فراهم می‌آورد. به عنوان مثال، مدل تفاوت عقیده[1] هریس و راویو (۱۹۹۳) پیش‌بینی می‌کند که نوسان‌پذیری به طور مثبت با حجم معاملات ارتباط دارد. بنابراین پارامتر f_4 اثر فرااطمینان بر روی نوسان‌پذیری را ضبط می‌کند در حالی که پارامتر f_3 بیانگر سایر توضیحات بالقوه برای نوسان‌پذیری فزاینده است. اگر حجم معاملات مبتنی بر فرااطمینان به نوسان‌پذیری مشروط اضافه شود، انتظار می‌رود که $f_4 \rangle f_3 \rangle 0$ باشد.

اقتصاددانان مالی اطمینان بیش از اندازه را به عنوان برآورد بیش از واقع دقت اطلاعات شخصی مدل‌سازی نموده‌اند (به عنوان مثال دی‌لانگ و همکاران، ۱۹۹۱;

1- Difference of Opinion Model

کیل و وانگ، ۱۹۹۷ ; بنوس، ۱۹۹۸; اودن، ۱۹۹۸ ; وانگ، ۱۹۹۸، ۲۰۰۱ ; جرویس و اودن، ۲۰۰۱ ; دانیل و همکاران، ۲۰۰۱ ; هیرشلیفر و لو، ۲۰۰۱ ; شیکمن و ژیانگ، ۲۰۰۳). به جهت برآورد کمتر از واقع ریسک، سرمایه‌گذاران فرااطمینانی دارایی‌های پرریسک‌تری را نگهداری می‌نمایند. در مدل هیرشلیفر و لو (۲۰۰۱) بقای سرمایه‌گذاران فرااطمینانی در یک بازار رقابتی در درجه نخست به دلیل تمایل آنها به پذیرش ریسک بیشتر برای بهره‌برداری از قیمت‌گذاری غلط ناشی از فعالیت معامله‌گران نویزی[1] و با مشکل نقدینگی[2] می‌باشد. بنابراین سرمایه‌گذاران فرااطمینانی تمایل به معامله اوراق سهام نسبتاً پرریسک دارند. بنابراین فرضیه چهارم به شرح زیر تدوین شد :

فرضیه چهارم: سرمایه‌گذاران فرااطمینانی ریسک را کمتر از واقع برآورد نموده و بیشتر بر روی اوراق بهادار پرریسک معامله می‌کنند.

همان‌گونه که گفته شد، رابطه مثبت علّی بین بازده‌های متأخر سهام و حجم معاملات جاری را می‌توان براساس دو مفهوم یا پدیده مستقل تحت عنوان فرضیه فرااطمینان و اثر تمایلی توجیه نمود. فرضیه فرااطمینان می‌گوید که سود بازار موجب می‌شود که ارزش پرتفوی سرمایه‌گذاران افزایش یافته و آنان اطمینان بیشتری درخصوص توانایی‌های خود پیدا می‌کنند، در نتیجه حجم معاملات در بازار سهام افزایش می‌یابد. در مقابل، اثر تمایلی بیان می‌دارد که سرمایه‌گذاران از شناسایی سود لذت برده و از زیان بیزارند لذا سهام برنده موجود در پرتفوی‌شان را می‌فروشند و سهام بازنده را نگهداری می‌کنند. بنابراین تمایز این دو پدیده در این است که فرضیه فرااطمینان یک اثر سطح بازار بوده و به حجم معاملات در کل مرتبط است در حالی که اثر تمایلی مربوط به اوراق بهادار خاص بوده و نگرش سرمایه‌گذاران را به اوراق بهادار مشخص نشان می‌دهد.

ما پرتفوهایی برمبنای معیار ریسک بتا (β) تشکیل دادیم تا بتوانیم این موضوع را آزمون کنیم که آیا سرمایه‌گذاران به طور جسورانه‌تری در پرتفوهایی با سهام ریسکی معامله می‌کنند یا خیر. با فرض اینکه پرتفوی P_i متشکل از پرریسک‌ترین

1- Noise Trader

اوراق بهادار و پرتفوی P_j متشکل از اوراق بهادار با کمترین ریسک است، از مدل آماری رگرسیون به ظاهر نامرتبط[1] برای برآورد آنها استفاده شده است :

$$V_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1}|R_{it}| + \alpha_{i2}MAD_{it} + \alpha_{i3}R_{it} + \sum_{k=1}^{p}\beta_{ik}R_{t-k} + \varepsilon_{it},$$

$$V_{jt} = \alpha_{j0} + \alpha_{j1}|R_{jt}| + \alpha_{j2}MAD_{jt} + \alpha_{j3}R_{jt} + \sum_{k=1}^{p}\beta_{jk}R_{t-k} + \varepsilon_{jt},$$

رابطه(۹)

که V_{it} حجم معاملات روندزدایی شده ارزش موزون پرتفوی i و R_{it} بازده پرتفوی ارزش موزون i، (R_{it}) قدرمطلق R_{it} و MAD_{it} انحراف بازده مقطعی قدرمطلق میانگین ارزش موزون پرتفوی i و R_t بازده شاخص بازار است. متغیرهای مربوط به پرتفوی J به طور مشابهی تعریف می‌گردد. مشاهده $\sum_{k=1}^{P}\beta_{ik} \rangle \sum_{k=1}^{P}\beta_{jk}$ در رابطه فوق به طور ضمنی حاوی این پیام است که سرمایه‌گذاران بعد از سود بازار در سهام نسبتاً پرریسکی معامله می‌کنند. نحوه محاسبه MAD به شرح زیر است :

$$MAD_t = \sum_{i=1}^{N} W_i|R_{it} - R_t|$$

رابطه (۱۰)

داده‌های تحقیق

داده‌های تحقیق شامل حجم معاملات و بازده یکصد و نوزده شرکت پذیرفته شده در بورس از ابتدای سال ۱۳۷۸ تا پایان سال ۱۳۸۶ می‌باشد. نحوه انتخاب این شرکت‌ها به شرح زیر است :

۱. شرکت تا پایان سال ۱۳۸۶ از فهرست شرکت‌های پذیرفته شده در بورس حذف نشده باشد و حداقل دو سال از پذیرش آن زمان گذشته باشد.

۲. اطلاعات شرکت‌ها برای دورهٔ ۹ ساله (از ابتدای سال ۱۳۷۸ لغایت پایان سال ۱۳۸۶) در دسترس باشد.

۳. توقف معاملاتی مستمر شرکت در یک سال بیش از ۴ ماه نباشد.

همچنین بازده بازار (شاخص کل) نیز برای سال‌های مذکور جمع‌آوری شد. ابتدا

1- Seemingly Unrelated Regression (SUR)

آمار معاملات کلیه شرکت‌هایی که از ابتدای سال ۱۳۷۸ لغایت پایان سال ۱۳۸۶ در فهرست شرکت‌های پذیرفته شده در بورس درج شده بودند و حداقل دو سال از پذیرش آنها زمان گذشته بود مورد بررسی قرار گرفت. چنانچه نماد معاملاتی شرکتی طی یک سال بیش از چهار ماه مداوم بسته بود برای احراز از خطر عدم معامله در فهرست مجموعه شرکت‌های انتخابی قرار نمی‌گرفت. براساس این معیار ۱۱۹ شرکت انتخاب شدند . اطلاعات مربوط به بازده روزانه این شرکت‌ها از تارنمای مدیریت پژوهش توسعه و مطالعات اسلامی[۱] از مجموعه تارنماهای سازمان بورس و اوراق بهادار استخراج شد. سپس اطلاعات مربوط به بازده روزانه به صورت هفتگی (دوشنبه به دوشنبه) مرتب گردید. اطلاعات مربوط به حجم معاملات روزانه شرکت‌های انتخابی و رقم شاخص کل (بازده بازار) از سایت شرکت بورس استخراج و سپس به صورت هفتگی مرتب شد .

اطلاعات مربوط به حجم معاملات به صورت نسبت سهام معامله شده در یک روز به کل سهام شناور آن روز محاسبه شده است. براین اساس اطلاعات مربوط به سهام شناور هر یک از شرکت‌ها که به صورت رسمی از طریق اطلاعیه‌های سازمان بورس و اوراق بهادار از نیمه سال ۱۳۸۳ گزارش شده است مبنای کار قرار گرفته است. برای سال‌های قبل از آن، با بررسی صورت‌های مالی و سایر گزارشات مرتبط، سهام شناور شرکت‌ها بر طبق ضوابط بورس تعیین گردید. برای محاسبه ریسک، بتای شرکت‌های انتخابی در سال قبل به عنوان معیار ریسک آن شرکت‌ها در ابتدای سال بعد و تقسیم‌بندی آنها به سه گروه پرریسک، متوسط ریسک و کم ریسک قرار گرفت.

نتایج آزمون فرضیه‌ها

برای آزمون فرضیه اول از روش خودرگرسیون برداری محدود شده (SVAR) استفاده شده است . برمبنای معیار شوآرتز از ۳ وقفه برای داده‌های میانگین وزنی حجم معاملات و بازده سهام (وزن تعیین شده برای هر یک از شرکت‌ها برمبنای

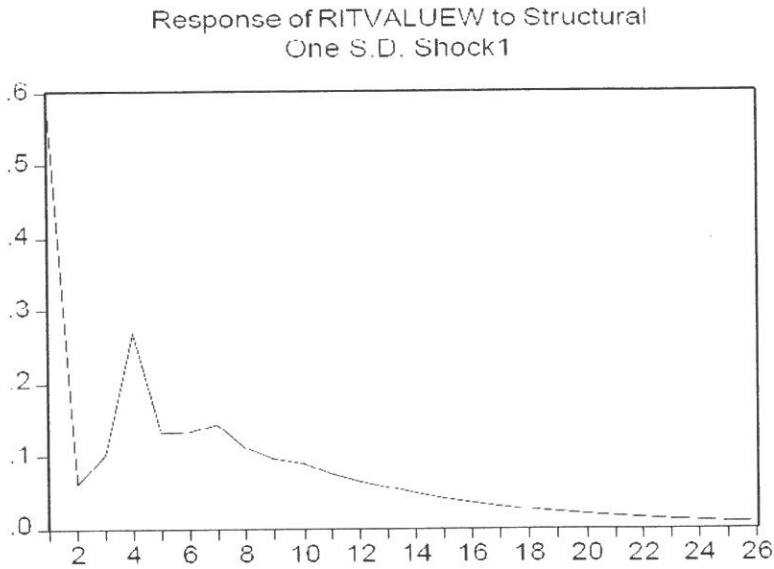
۱ـ محاسبات مربوط به آقای دکتر حمیدرضا فرهادی در تارنمای www.rdis.ir

ارزش بازار هفتگی شرکت بوده است) و از ۲ وقفه برای داده‌های میانگین ساده بازده سهام و حجم معاملات استفاده گردید. در نمودارها و جدول ارایه شده مربوط به آزمون فرضیه اول، تعاریف عبارت‌های اختصاری به کار رفته به شرح زیر می‌باشد:

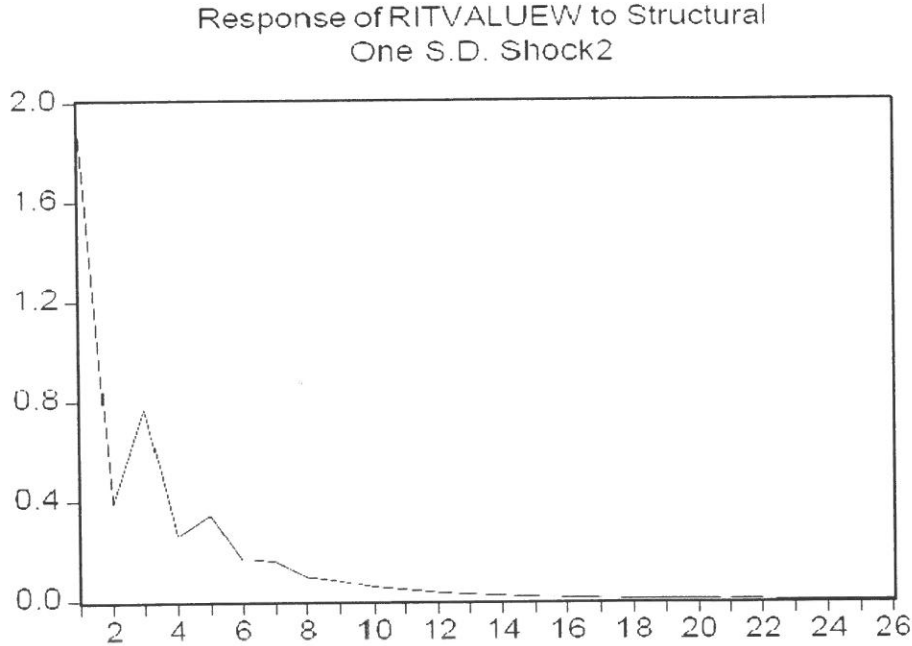
RITVALUEW = میانگین موزون بازده سهام ؛ Shock 1 = شوک اطلاعات شخصی ؛	RITEQUALW = میانگین حساب بی‌بازده سهام Shock 2 = شوک اطلاعات عمومی

نمودار ۱ واکنش سرمایه‌گذاران به اطلاعات شخصی و نمودار ۲ واکنش سرمایه‌گذاران به اطلاعات عمومی را نشان می‌دهد. همان‌گونه که از نمودار توابع عکس‌العمل تحریک مشاهده می‌شود سرمایه‌گذاران به اطلاعات عمومی واکنش بیشتری نسبت به اطلاعات شخصی نشان می‌دهند. در مجموع برمبنای داده‌های تحقیق بیش‌واکنشی نسبت به اطلاعات در بازار ایران مشاهده شده است اما این بیش‌واکنشی نسبت به اطلاعات عمومی بیشتر است. عمده دلیل چنین رفتاری را می‌توان در کوتاه‌مدت‌گرایی مشارکت‌کنندگان، وجود دستورالعمل‌های نامناسب حاکم بر بازار اوراق بهادار که مانع بروز رفتار آزادانه مشارکت‌کنندگان می‌شود، رفتار توده‌وار سرمایه‌گذاران و عدم وجود تحلیل (بنیادی و تکنیکی) و شرکت‌های تحلیل‌گری کافی برای هدایت بازار جستجو کرد. به عنوان مثال وجود سقف و کف افزایش قیمت موجب به وجود آمدن صف خرید یا فروش گشته که عملاً شرایط سوخت شدن اطلاعات جدید یا تبدیل اطلاعات شخصی به عمومی را فراهم می‌آورد. همچنین نخبگان بازار و افرادی که برمبنای تحلیل اقدام به خرید سهام می‌نمایند لزوماً هدایت‌کننده بازار نبوده و هدایت‌کنندگان بازار نیز اغلب تحت‌تأثیر اخبار غیررسمی و شایعات هستند. نمودارهای ۳ و ۴ واکنش میانگین ساده بازده سهام را بر اطلاعات شخصی و عمومی نشان می‌دهد که در مجموع تفاوت چندانی با نمودارهای قبلی به لحاظ نوع واکنش ندارد.

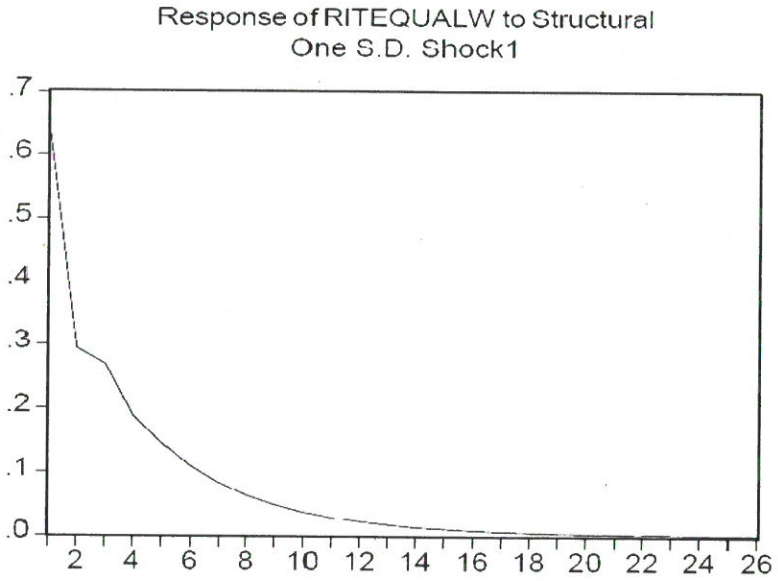
نمودار ۱. واکنش سرمایه‌گذاران به اطلاعات شخصی



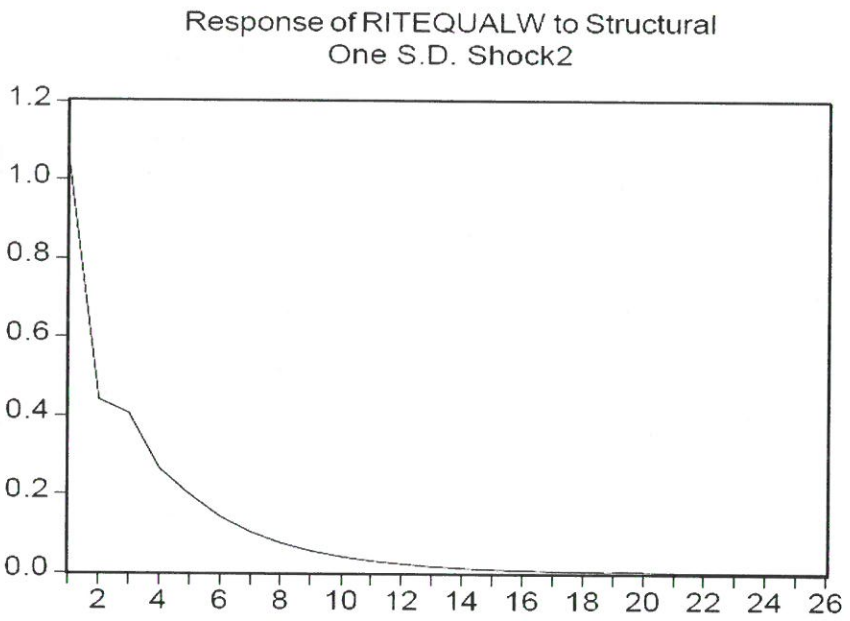
نمودار ۲. واکنش سرمایه‌گذاران به اطلاعات عمومی



نمودار ۳. واکنش سرمایه‌گذاران به اطلاعات شخصی



نمودار ٤. واکنش سرمایه‌گذاران به اطلاعات عمومی



فرضیه اول براساس تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی[1] نیز مورد بررسی قرار گرفته است. همان‌گونه که از جدول شماره (۱) مشاهده می‌شود، شوک اطلاعات عمومی بعد از ۲۶ دوره نزدیک به ۹۰ درصد تغییرات در بازده را توضیح می‌دهد که دلایل آن به شرح فوق بیان شد.

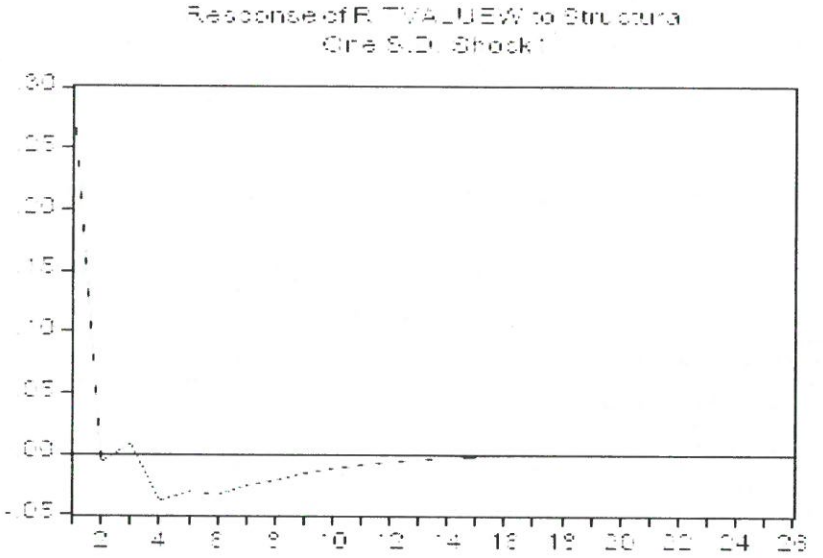
جدول شماره ۱. آزمون تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی مربوط به متغیر بازده سهام

	شوک اطلاعات شخصی (درصد)	شوک اطلاعات عمومی (درصد)
بسیار کوتاه‌مدت (تا ۳ هفته)	۷	۹۳
کوتاه‌مدت (۴ تا ۶ هفته)	۹	۹۱
میان‌مدت (۷ تا ۱۵ هفته)	۱۰	۹۰
بلندمدت (۱۶ تا ۲۶ هفته)	۱۰	۹۰

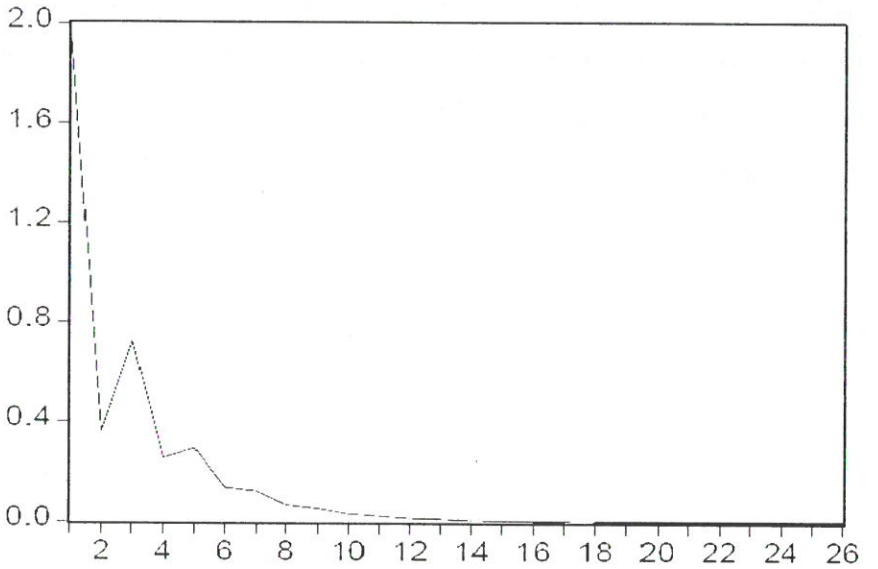
به منظور کنترل اثر مکانیزم حجم مبنا که از تاریخ ۱۳۸۸/۵/۲۸ در بورس برقرار شده است، بر روی نتایج آزمون فرضیه‌ها از متغیر مجازی استفاده شد. این متغیر برای ابتدای سال ۱۳۷۸ الی تاریخ اجرای مکانیزم حجم مبنا صفر و برای تاریخ‌های بعد از اجرای مکانیزم تا پایان سال ۱۳۸۶، یک در نظر گرفته شده است. نتایج حاصل از اجرای آزمون با استفاده از متغیر مجازی که در نمودارهای ۵ و ۶ نشان داده شده است حکایت از معنی‌دار بودن متغیر مجازی داشته اما تغییری در نتایج آزمون فرضیه اول ایجاد نمی‌کند. در واقع بیش‌واکنشی شخصی بیشتر از اطلاعات عمومی است.

1- Variance decomposition

نمودار ۵ . واکنش سرمایه‌گذاران به اطلاعات شخصی با استفاده از متغیر مجازی



نمودار ٦. واکنش سرمایه‌گذاران به اطلاعات عمومی با استفاده از متغیر مجازی



برای آزمون فرضیه دوم از روش علّی گرنجری و براساس دو وقفه مطابق با معیار آکائیک در سطح معنی‌داری ۵ درصد استفاده شده است. همان‌گونه که از جدول شماره (۲) مشاهده می‌شود، فرضیه دوم تأیید می‌شود. با این اوصاف با افزایش بازده بازار (R) سهامداران به جو مثبت بازار امیدوار گشته لذا ضمن افزایش میزان معاملات، سرمایه‌گذاران جدیدی نیز به بازار وارد می‌شوند. در نتیجه می‌توان شاهد افزایش حجم معاملات بود. در ارتباط با فرضیه فوق ارتباط معکوس بین حجم معاملات و بازده سطح بازار نیز مورد آزمون قرار گرفت که تأیید نشد، در واقع ارتباط بازخوردی بین بازده و حجم معاملات و نیز شواهد مربوط به فرضیه دریافت متوالی اطلاعات یا بازخورد مثبت حجم معاملات قابل تأیید نمی‌باشد.

جدول ۲. نتایج آزمون علّی گرنجری

حجم معاملات ⇏ بازده بازار		بازده بازار ⇏ حجم معاملات	
V ⇏ R		R ⇏ V	
آماره F	مقدار P	آماره F	مقدار P
۰/۸۱	۰/۴۴	۳/۱۵	۰/۰۴

در جدول (۳) نتایج آزمون فرضیه سوم براساس ۵ وقفه با استفاده از معیار شوآرتز مشاهده می‌شود. ضرایب برخی از وقفه‌های R (بازده بازار) در سطح معنی‌داری ۵ درصد معنی‌دار نبودند لذا به ترتیب بی‌اهمیت بودن اقدام به حذف آنها از مدل شد که پس از حذف وقفه‌های سوم و چهارم R، نتایج مدل معنی‌دار گشت. براساس نتایج جدول (۳)، از آنجا که ضریب f_4 بزرگتر از f_3 است لذا فرضیه سوم تأیید می‌شود. در واقع معاملات فزاینده معامله‌گران فرااطمینانی موجب نوسان‌پذیری بازده می‌شود. لازم به توضیح است که تأیید این فرضیه به این معنی نیست که تنها منبع نوسان‌پذیری زیاد بازده اوراق بهادار عامل فرااطمینان است. جردیس و ادون (۲۰۰۱) و اودن (۱۹۹۸b) نشان دادند که نوسان‌پذیری دارایی‌های ریسکی براساس سطح فرااطمینان افزایش می‌یابد.

جدول شماره ۳. نتایج نهایی آزمون فرضیه سوم براساس مدل EGARCH

Model	
Conditinal Volatility	Lnh_t
Trading Volume	V_t
(t – Statistics) ω	-۰/۳۷۱ (-۵/۹۳۰)
(t – Statistics) f_1	-۰/۱۳۸ (-۶/۵۶۱)
(t – Statistics) f_2	۰/۲۰۹ (۶/۶۴۱)
(t – Statistics) f_3	۰/۰۷۱ (۲/۵۶۴)
(t – Statistics) f_4	۰/۹۵۹ (۶۵/۶۳۳)

برای کنترل اثر حجم مبنا در نتیجه آزمون فرضیه سوم از متغیر مجازی استفاده شد که نتایج حاصل از آزمون که در جدول (۴) زیر منعکس است، معنی‌دار نبود. در مجموع حجم مبنا اثر منفی معنی‌داری بر روی نوسان‌پذیری بازده دارد . به عبارت دیگر با وارد شدن مکانیزم حجم مبنا، میزان نوسان‌پذیری بازده به نحو معنی‌داری کاهش یافته است.

جدول شماره ٤. نتایج نهایی آزمون فرضیه سوم براساس مدل EGARCH با وارد کردن متغیر مجازی

Model	
Conditinal Volatility	Lnh_t
Trading Volume	V_t
(t – Statistics) ω	۱/۰۴۱ (۱۰/۳۸۴)
(t – Statistics) f_1	-۰/۱۶۳ (-۷/۹۲۷)
(t – Statistics) f_2	۰/۰۲۳ (۶/۷۵۴)
(t – Statistics) f_3	۰/۰۰۶ (۰/۲۷۵)*
(t – Statistics) f_4	۰/۹۹ (۱۱۰/۳۸۲)

* در سطح خطای ۵ درصد معنی‌دار نیست و معادل صفر آماری در نظر گرفته می‌شود.

برای آزمون فرضیه چهارم ابتدا شرکت‌ها براساس معیار ریسک بتا (β)به سه

گروه پرریسک، کم‌ریسک و متوسط ریسک تقسیم‌بندی گردیده سپس حجم معاملات هفتگی و بازده هفتگی هر گروه محاسبه شد. جدول (۵) نتایج آزمون فرضیه چهارم برمبنای سه وقفه و روش آماری SUR را نشان می‌دهد. همان‌گونه که مشاهده می‌شود ضرایب برخی از متغیرها در سطح معنی‌داری ۵ درصد معنی‌دار نبوده لذا به ترتیب بی‌اهمیت بودن (کوچک بودن آماره t) نسبت به حذف آنها اقدام شده است. با وجود حذف ضرایب، در مجموع ضرایب مدل بی‌معنی بوده لذا فرضیه چهارم در سطح خطای ۵ درصد رد شد.

جدول شماره ۵. نتایج آزمون فرضیه چهارم براساس مدل SUR

ضرایب متغیر وابسته	V_{it} (کم ریسک)	V_{jt} (پرریسک)
β_{i1} (t-Statistics)	۰/۰۷۷ (۲/۰۶۰)	—
β_{i2} (t-Statistics)	۰/۰۳۸ (۱/۰۳۱)*	—
β_{i3} (t-Statistics)	۰/۰۴۲ (۱/۱۳۵)*	—
β_{j1} (t-Statistics)	—	۰/۰۰۹ (۰/۹۰۷)*
β_{j2} (t-Statistics)	—	۰/۰۰۱ (۰/۰۷۲)*
β_{j3} (t-Statistics)	—	۰/۰۲۶ (۲/۶۸۸)

*** در سطح خطای ۵ درصد معنی‌دار نیستند.**

برای کنترل اثر حجم مبنا در نتیجه آزمون فرضیه چهارم نیز از متغیر مجازی استفاده شد که ضرایب تمامی متغیرهای اثرگذار بر روی نتیجه آزمون فرضیه، در سطح خطای ۵ درصد معنی‌دار نبودند که به ترتیب بی‌اهمیت بودن (کوچک بودن آماره t) اقدام به حذف آنان شد. در مجموع با توجه به بی‌معنی بودن ضرایب مدل، همان‌گونه که در جدول (۶) زیر مشاهده می‌شود فرضیه چهارم با استفاده از متغیر مجازی نیز در سطح خطای ۵ درصد رد شد.

جدول شماره ٦. نتایج آزمون فرضیه چهارم براساس مدل SUR با وارد کردن متغیر مجازی

ضرایب متغیر وابسته	V_{it} (کم ریسک)	V_{jt} (پرریسک)
β_{i1} (t-Statistics)	۰/۰۶۰ (۱/۶۱۰)*	—
β_{i2} (t-Statistics)	۰/۰۲۰ (۰/۵۳۱)*	—
β_{i3} (t-Statistics)	۰/۰۲۳ (۰/۶۲۴)*	—
β_{j1} (t-Statistics)	—	۰/۰۰۰ (۰/۰۰۱)*
β_{j2} (t-Statistics)	—	-۰/۰۰۹ (-۰/۹۹۹)*
β_{j3} (t-Statistics)	—	۰/۰۱۷ (۱/۸۱۰)

* در سطح خطای ۵ درصد معنی‌دار نیستند.

به منظور کنترل اثر اندازه شرکت‌ها بر آزمون فرضیه چهارم، دو پرتفو براساس اندازه که برمبنای ارزش بازار سهام شرکت‌ها تعریف گردید تشکیل شد. حجم معاملات روندزدایی شده و بازده سهام این دو پرتفو براساس متغیرهای کنترل مورد آزمون قرار گرفت که نتایج حاصل از آزمون در جدول (۷) منعکس شده است حکایت از بی‌معنی بودن ضرایب و رد فرضیه دارد.

جدول شماره ۷. نتایج آزمون فرضیه چهارم براساس مدل SUR و طبقه‌بندی پرتفوها برمبنای بزرگی و کوچکی شرکت‌ها

ضرایب متغیر وابسته	V_{it} (کم ریسک)	V_{jt} (پرریسک)
β_{i1} (t-Statistics)	۰/۰۰۲ (۰/۶۶۹)*	—
β_{i2} (t-Statistics)	۰/۰۰۰ (-۰/۱۱۴)*	—
β_{i3} (t-Statistics)	۰/۰۰۷ (۱/۹۶۳)	—
β_{j1} (t-Statistics)	—	۰/۰۳۹ (۰/۷۰۷)*
β_{j2} (t-Statistics)	—	۰/۰۳۶ (۰/۶۶۱)*
β_{j3} (t-Statistics)	—	۰/۰۶۹ (۱/۲۶۰)*

* در سطح خطای ۵ درصد معنی‌دار نیستند.

خلاصه و نتیجه‌گیری

اطمینان بیش از حد به عنوان یک توضیح موجه برای برخی از ناهنجارهای مشاهده شده در بازار اوراق بهادار عنوان شده است. در این مقاله با طرح و آزمون فرضیاتی (چهار فرضیه) سعی شده است که روایی فرضیه فرااطمینان با تمرکز بر روی رفتار جمعی سرمایه‌گذاران که در حجم معاملات، قیمت اوراق بهادار و سایر نماگرهای بازار متبلور می‌شود، مستندسازی شود. به طور خلاصه نتایج حاصل از آزمون فرضیات حکایت از تأیید فرضیه دوم و سوم و رد فرضیه اول و چهارم دارد. براساس نتایج تحقیق می‌توان گفت که شواهد قوی برای مستندسازی رفتار فرااطمینانی در بازار ایران مشاهده نگردیده است. جدا از ریسک مربوط به داده‌های تحقیق، بازار ایران تحت تأثیر سیاست‌های ناپایدار در ابعاد کلان، عوارض ساختاری نظیر تورم و نرخ بهره بالا، عدم بهره‌وری و نوآوری، کارآیی ضعیف، عدم مشارکت گسترده عموم مردم، عمق پایین و در پایان دستورالعمل‌های نامناسب حاکم بر آن است که مانع از برنامه‌ریزی بلندمدت مشارکت‌کنندگان و بروز رفتار آزادانه آنان در قیمت اوراق بهادار می‌گردد. در چنین شرایطی سرمایه‌گذاران با توجه به جو بازار همواره دید کوتاه‌مدتی داشته و بدون توجه به تحلیل رفتار توده‌واری از خود بروز

می‌دهند. با عنایت به چنین موضوعی پیشنهاد می‌شود که مراجع ذیصلاح ضمن برنامه‌ریزی برای حل مشکلات ساختاری اقتصاد، زمینه هدایت بازار به سمت کارآیی اطلاعاتی و عملیاتی را فراهم آورند.

منابع و مآخذ

۱. آقایی، محمدعلی و امید مختاریان (۱۳۸۳) ، **"بررسی عوامل مؤثر بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران"** ، فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی دانشگاه تهران، سال یازدهم، شماره ۳۶ (تابستان) : ۲۵ـ ۳ .

۲. اسلامی بیدگلی، غلامرضا و عبدالحسین صادقی باطانی (۱۳۸۳) ، **"ارائه قواعد فیلتر و مقایسه بازدهی توسعه فیلتر با روش خرید و نگهداری"** ، دو فصلنامه تحقیقات مالی دانشگاه تهران، سال ششم، شماره ۱۸ (پاییز و زمستان) : ۲۶ـ ۳ .

۳. انواری رستمی، علی‌اصغر و محسن ختن‌لو (۱۳۸۵) ، **"بررسی مقایسه‌ای رتبه‌بندی شرکت‌های برتر براساس نسبت‌های سودآوری و شاخص‌های بورس اوراق بهادار تهران"** ، فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی دانشگاه تهران، سال سیزدهم، شماره ۴۳ (بهار) : ۴۳ـ ۲۵ .

۴. تلنگی، احمد (۱۳۸۳)، **" تقابل نظریه نوین مالی و مالی رفتاری"** ، دو فصلنامه تحقیقات مالی دانشگاه تهران، سال ششم، شماره ۱۷ (بهار و تابستان) : ۲۵ـ ۳ .

۵. جهانخانی، علی و حسین عبده تبریزی (۱۳۷۲) ، **"نظریه بازار کارای سرمایه"** ، دو فصلنامه تحقیقات مالی دانشگاه تهران، سال اول، شماره یکم (زمستان) : ۲۳ـ ۷ .

۶. راعی، رضا و سعید فلاح‌پور (۱۳۸۳) ، **"مالیه رفتاری، رویکردی متفاوت در حوزه مالی"** ، دو فصلنامه تحقیقات مالی دانشگاه تهران، سال ششم، شماره ۱۸ (پاییز و زمستان) : ۱۰۶ـ ۷۷ .

۷. سینایی، حسنعلی (۱۳۷۳) ، **"سنجش کارایی در بورس اوراق بهادار"** ، دو فصلنامه تحقیقات مالی دانشگاه تهران، سال اول، شماره دوم (بهار) : ۷۰ـ ۴۶ .

۸. قائمی، محمدحسین و محمدرضا وطن‌پرست (۱۳۸۴) ، **" بررسی نقش اطلاعات حسابداری در کاهش عدم تقارن اطلاعاتی در بورس اوراق بهادار تهران"** ، فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی دانشگاه تهران، سال دوازدهم، شماره ۴۱ (پاییز) : ۱۰۳ ـ ۸۵ .

9. Allen, W. David and Evans A. Dorla, (2005) **"Bidding and overconfidenc in experimental financial markets",** The Journal of Behavioral Finance Vol.6, No.3:108-120.

10. Barberis, N., Shleifer, A., and Vishny, R. (1998), **"A model of investo sentiment"**, Journal of Financial Economics 49:307-343.
11. Benos, A.V. (1998),**"Aggressiveness and survival of overconfident traders"** Journal of Financial Markets 1:353– 383.
12. Daniel, K., Hirshleifer, D., Subrahmanyam, A.(2001), **"Overconfidence arbitrage, and equilibrium asset pricing"**, Journal of Finance 56:921–965.
13. Daniel, K., Hirshleifer, D., Subrahmanyam, A.(1998), **"Inversto psychology and security market under- and overreactions"**, The jornal o finance, Vol. 53, No.6:1839-1885.
14. De Bondt, W., Thaler, R. (1985), **"Does the stock market overreact?"** Journal of Finance 40:793–805.
15. De Bondt, W., Thaler, R. (1995),**"Financial decision making in market and firms: A behavior perspective"**, In: Jarrow, R.A., Maksimovic, V. Ziemba, W.T. (Eds.), Handbooks in Operations Research an Management Science, vol. 9, Finance, pp:383–410.
16. De Long, J.B., Shleifer, A., Summers, L., and Waldmann, R.J. (1990) **"Noise trader risk in financial markets"**, Journal of Political Econom 98:703-738.
17. De Long, J.B., Shleifer, A., Summers, L., Waldmann, R.J. (1991),**"Th survival of noise traders in financial markets"**, Journal of Business 64:1- 20.
18. Harris, M., Raviv, A. (1993),**"Differences of opinion make a horse race"** Review of Financial Studies 6:473–506.
19. Hirshleifer, David (2001),**"Investor psychology and asset pricing"**, Th Journal of Finance, Vol. 56, No.4: 1533-1597 .
20. Hirshleifer, D., Luo, G.Y. (2001),**"On the survival of overconfident trader in a competitive securities market"**, Journal of Financial Markets 4:73–84.
21. Hong, H., Stein, J.C. (1999),**"A united theory of underreaction, momentun trading, and overreaction in asset markets"**, Journal of Finance 54:2143- 2184.
22. Jagadeesh, D., Titman, S. (2001),**"Profitability of momentum strategies: A evaluation of alternative explanations"**, Journal of Finance 56:699–720.
23. Karpoff, J.M. (1987),**"The relation between price changes and tradin volume:A survey"**, Journal of Financial and Quantitative Analysis 22:109- 126.
24. Kyle, A.S., Wang, F.A. (1997),**"Speculation duopoly with agreement t disagree: Can overconfidence survive the market test?"**, Journal of Financ 52, 2073–2090.
25. Lamoureux, C.G., Lastrapes, W.D. (1990),**"Heteroskedasticity in stoc return data: volume versus GARCH effects"**, Journal of Finance 45:221- 229.

26. Scheinkman, J.A., Xiong, W. (2003), **"Overconfidence and speculativ bubbles"**, Journal of Political Economy 111:1183–1219.
27. Shiller, Robert J. (1981), **"Do stock prices move to much to be justified b subsequent changes in dividends?"**, American Economic Review, 71: 421 436.
28. Wang, J. (1994),**"A model of competitive stock trading volume"**, Journal o Political Economy 102:127–168.
29. Wang, F.A. (1998),**"Strategic trading, asymmetric information an heterogeneous prior beliefs"**, Journal of Financial Markets 1:321–352.
30. Wang, F.A. (2001),**"Overconfidence, investor sentiment, and evolution"** Journal of Financial Intermediation 10:138–170.