فصلنامه حسابداری مالی/سال هشتم/ شماره ۳۱ /پاییز ۹۵/صفحات ۲۹- ۱

واکنش بازار نسبت به اطلاعات نامشهود: نقش تعدیل کننده سرمایه‌گذاران نهادی

حمیدرضا بزاززاده تربتی *
اسفندیار ملکیان **
یحیی کامیابی ***

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۱۲/۲۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۵/۲۳

چکیده:

این پژوهش با هدف بررسی واکنش سرمایه‌گذاران بازار بورس اوراق بهادار تهران نسبت به اطلاعات نامشهود و نقش سرمایه‌گذاران نهادی در تعدیل این واکنش، انجام گرفته است. اطلاعاتی نظیر فرصت‌های سرمایه‌گذاری سودآور آینده که خبرهایی درباره عملکرد آینده شرکت ارائه می کند، ولی از طریق ارقام حسابداری نظیر نسبت ارزش دفتری به بازار حقوق صاحبان سهام (B/M) قابل اندازه گیری نیستند، اطلاعات نامشهود تلقی می شوند. بدین منظور با استفاده از داده‌های ۱۹۷ شرکت در بازه زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۲ و با استفاده از اطلاعات بازده سالانه برای هر دوره منتهی به ۳/۳۱، ۶/۳۱، ۹/۳۰ و ۱۲/۲۹ در دوره پژوهش، به ازمون فرضیه‌های پژوهش پرداخته شد. نتایج آزمون‌ها نشان می دهد، در بازه زمانی یک ساله، با دوره‌های تاخیر متفاوت، رابطه منفی معناداری بین بازده نامشهود سالانه و بازده‌های ماهانه آتی وجود دارد. در واقع، بازار در

* دانشجوی دکترای حسابداری، گروه حسابداری، دانشگاه مازندران، مازندران، ایران
Email: hrbt_ni@yahoo.com

** دانشیار حسابداری، گروه حسابداری، دانشگاه مازندران، مازندران، ایران (نویسنده مسئول)
Email: e.malekian@umz.ac.ir

*** استادیار حسابداری، گروه حسابداری، دانشگاه مازندران، مازندران، ایران
Email: y.kamyabi@umz.ac.ir

اکثر موارد نسبت به اطلاعات نامشهود واکنش بیش از واقع نشان داده است، که با انتشار اخبار جدید، انتظارات تعدیل گردیده است. همچنین شواهد حاکی از این واقعیت هستند که درمورد شرکت‌های دارای سرمایه‌گذاران نهادی بیشتر، واکنش بیش از اندازه بیشتری از سوی سرمایه‌گذاران مشاهده گردید.

واژه‌های کلیدی: بازده نامشهود، واکنش بازار، اطلاعات نامشهود، سرمایه‌گذاران نهادی

۱- مقدمه

طی دهه ۹۰ میلادی، اکثر پژوهش های مالی به بسط مدل‌های روانشناسی و ارتباط آنها با بازارهای مالی سوق پیدا کرد. پژوهشگران ناهنجاری‌های فراوانی را در بازارهای مالی پیش روی داشتند که مدل‌های نظری قادر به تبیین آن نبود. بسیاری از سرمایه گذاران در گذشته به این نتیجه رسیده بودند که پدیده‌های روانشناختی نقش مهمی در تعیین رفتارهای بازارهای مالی دارد. با این وجود پژوهش های مالی در این حوزه در طی دهه ۹۰ میلادی گسترش یافت.

مالی رفتاری به دنبال تأثیر فرایندهای روانشناختی در تصمیم گیری است. علاوه بر آن مالی رفتاری را می توان پارادایمی دانست که با توجه به آن، بازارهای مالی با استفاده از مدل‌هایی مورد مطالعه قرار می گیرند که دو فرض اصلی و محدودکننده پارادایم سنتی، بیشینه سازی مطلوبیت مورد انتظار و عقلانیت کامل، را کنار می گذارند (راعی و فلاح پور، ۱۳۸۳).

در این راستا، مدل‌های رفتاری مخصوصاً برای تبیین این ناهنجاری ها طراحی شدند (چانگ[1]، ۲۰۰۷) که از جمله آنها می توان به مدل‌های رفتاری باربریز[2] و همکاران (۱۹۹۸)، مدل دنیل[3] و همکاران (۱۹۹۸) و مدل‌هانگ و استین[4] (۱۹۹۹) اشاره نمود که به واژگونی یا بازگشت قیمت سهام[5] پرداخته اند. مدلهای رفتاری، در توجیه این ناهنجاری، از انحرافات روانشناختی[6] انسانی در پردازش اطلاعات، بهره می برند. بعنوان مثال باربریز و همکاران (۱۹۹۸) پیشنهاد نمودند سرمایه‌گذاران در پردازش اطلاعات سهام، دچار انحرافات ناشی از محافظه‌کاری[7] و نمایندگی[8] می‌شوند. محافظه‌کاری باعث می‌شود، هنگامیکه سرمایه‌گذاران با اطلاعات با سازگاری کم مواجه

1 Chang
2 Barberis
3 Daniel
4 Hong and Stein
5 Reversal
6 Psychological Bias
7 Conservatism Biases
8 Representativeness Biases

می‌شوند، واکنش ضعیفی[1] نشان دهند که این خود باعث می‌شود با تداوم حرکت مداوم قیمت سهام[2] روبرو شویم. اما زمانیکه سرمایه‌گذاران با یک سری از اطلاعات سازگار روبرو می‌شوند، تحت تاثیر انحراف اکتشافی نمایندگی[3] (در این نوع تصمیم گیری، فرد در تصمیم گیری از تجربیات گذشته خود استفاده می‌کند و تصمیمی را اتخاذ می‌کند که در شرایط مشابه گذشته اتخاذ کرده است) قرار می گیرند و واکنش شدیدی نشان می دهند که نهایتاً منجر به واژگونی قیمت سهام در آینده می‌شود.

وجود واژگونی یا بازگشت قیمت سهام در پژوهش های متعددی مورد تایید قرار گرفته است. بعنوان مثال، دپونت و تالر[4] (۱۹۸۵) دریافتند که بازده‌های سهام طی دوره سه تا پنج ساله بطور منفی با بازده‌های آتی ارتباط دارند. تعدادی از پژوهش های موردی پیرامون زمان اعلامیه‌های شرکتها نیز نشان دادند، بعد از اعلامیه‌های حاوی خبر خوب (بد)، قیمت سهام گرایش به تداوم حرکت[7] صعودی (نزولی) دارد، ولی در برخی موارد، واژگونی قیمت طولانی مدت را تجربه کرده اند. در واقع با فرض وجود محدودیت در انجام آربیتراژ، مدل‌های رفتاری، منجر به شناسایی قیمت های تحریف شده سهام و نتیجتاً واژگونی قیمت ها می‌شوند (چانگ، ۲۰۰۷).

از سوی دیگر دنیل و همکاران (۱۹۹۸) عنوان کردند که سرمایه‌گذاران نسبت به علائم (اطلاعات) خصوصی واکنش شدید نشان می دهند، زیرا دارای فرااطمینان[5] هستند و مایلند بپذیرند علائم عمومی بعدی بطور متوسط اطلاعات گذشته آنان را تایید خواهد کرد. لذا زمانیکه اطلاعات عمومی بعدی می رسند، سرمایه‌گذاران بطور فزاینده ای دچار فرااطمینان می‌شوند و واکنش ضعیفی نسبت به اطلاعات عمومی نشان می دهند که منجر به تداوم حرکت قیمت سهام می‌شود. نهایتاً، علائم عمومی قطعی می رسند و باعث می‌شوند قیمت ها به ارزش بنیادین خود بازگردند و واژگونی بلندمدت قیمت سهام رخ دهد.

هرچند نتایج پژوهش‌ها درمورد انحراف رفتاری فرااطمینان در ایران متناقض است (اسلامی بیدگلی و طهرانی، ۱۳۸۶؛ جهانخانی، نوفرستی و قراگوزلو، ۱۳۸۸ و بدری و کوچکی، ۱۳۹۲)، اما وجود واژگونی شاخص ها و قیمت سهام در ایران تایید شده است (بعنوان مثال مراجعه شود به تهرانی و همکاران، ۱۳۸۷؛ جلالی نائینی و همکاران، ۱۳۹۰؛ کرباسی یزدی و همکاران، ۱۳۹۱).

1 Under React
2 Momentum
3 Representativeness Heuristics Bias
4 De Bondt and Thaler
5 Overconfident

اما انتقاد رایجی که به مدل‌های رفتاری وارد می‌شود این است که طراحان این مدلها، به نوع خاص اطلاعاتی که اثر آنها را در مدل‌هایشان مورد بررسی قرار می دهند، به روشنی اشاره نمی‌کنند. مثلاً، باربریز و همکاران (۱۹۹۸) در مدل خود، اطلاعات را به خوب و بد تقسیم می‌کنند، ولی به محتوای دقیق آنها اشاره نمی‌کنند. در راستای رفع این عیب، دنیل و تیتمن (۲۰۰۶) سعی نمودند با تجزیه بازده به بخش مشهود و نامشهود، اثر اطلاعات حسابداری وارد شده در مدل و اثر اطلاعات منظور نشده در مدل را مشخص کنند. بازده نامشهود مفهومی است که برای اولین بار در سال ۲۰۰۶ توسط آنان طرح گردید و توانست به توجیه بخشی از نوسانات قیمت کمک نماید. این پژوهشگران عنوان نمودند، اطلاعات اثرگذار بر قیمت سهام به دو دسته اطلاعات مشهود و نامشهود قابل تفکیک است. اطلاعات مشهود نظیر سود عملیاتی یا نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار دربردارنده اطلاعاتی درباره عملکرد گذشته و حال هر شرکت هستند که از طریق معیارها و اعداد و ارقام حسابداری در صورتهای مالی انعکاس می یابد. اطلاعات دیگر نظیر فرصتهای سرمایه گذاری سودآور آینده که خبرهایی درباره عملکرد آینده شرکت عرضه می‌کند، ولی از طریق ارقام و معیارهای حسابداری قابل اندازه گیری نیست، اطلاعات نامشهود تلقی می شود. با توجه به اینکه کل اطلاعات در قیمت و بازده سهام انعکاس یافته است، بازده تحقق یافته هر سهم دربردارنده اطلاعات مشهود و نامشهود یا بعبارتی بازده مشهود و بازده نامشهود است (دنیل و تیتمن، ۲۰۰۶).

طبق بررسی های انجام شده، بجز پژوهش فدایی نژاد و کامل نیا (۱۳۹۵) که به بررسی واکنش بازار نسبت به اطلاعات نامشهود و مشهود پرداخته اند و البته انتقاداتی به روش آزمون فرضیه‌های آنان وارد است، در ایران پژوهش دیگری به بررسی تاثیرگذاری اطلاعات نامشهود در تعیین قیمت سهام شرکت‌ها و نیز نقش سرمایه‌گذاران نهادی نپرداخته است. در این مقاله پژوهشگران برای آزمون فرضیه‌های خود از روش های آماری مبتنی بر داده‌های تابلویی استفاده کرده اند، در حالیکه داده‌های مورد استفاده فاقد ویژگی سری زمانی هستند و لازم است مطابق با مقاله دنیل و تیتمن (۲۰۰۶) از رگرسیون چند متغیره بصورت مقطعی استفاده شود و نهایتا میانگین ضرایب برای بررسی ادعاهای پژوهش استفاده گردد.

لذا، این پژوهش به دنبال بررسی این پدیده در ایران و چگونگی واکنش سرمایه‌گذاران به اطلاعات نامشهود و نقش تعدیل کننده احتمالی سرمایه‌گذاران نهادی است. پرداختن به این موضوع از این حیث می تواند دارای اهمیت باشد که در پیش بینی واکنش سرمایه‌گذاران و قیمت سهام شرکت‌ها موثر بوده و در تکامل مدلهای رفتاری نقش دارد و با توجه به حضور پررنگ

سرمایه‌گذاران نهادی در بازار ایران، می تواند در شناسایی ساز و کارهای بازار برای قیمت گذاری اوراق بهادار مفید باشد.

در ادامه پیشینه پژوهش و مبانی نظری فرضیه ها، روش پژوهش و نتایج آزمون فرضیه های پژوهش بیان شده است. در انتها نیز نتایج بدست آمده مورد بحث و بررسی قرار گرفته اند.

۲- پیشینه پژوهش

۲-۱- پژوهش‌های خارجی

چانگ و چنگ[1] (۲۰۱۵) در بررسی محیط اطلاعاتی شرکت‌ها و واکنش بازار به اخبار غیر مالی (یا بی خبری) دریافتند یک درصد افزایش در بازده نامشهود شرکت‌های کوچک (شرکت‌های بزرگ) منجر به ۰/۶۷ درصد کاهش (۰/۳۹ درصد افزایش) در بازده ماهانه شرکت‌ها طی یک دوره زمانی ۱۲ ماهه می‌شود. نتایج برای اخباری درمورد تعدیل ویژگی‌های شرکت[2]، معیارهای گوناگون محیط اطلاعاتی شرکت و اطلاعات خصوصی، ریسک خاص شرکت[3] و تاثیرات ساختار خرد شرکت[4] با اهمیت بود. این نتایج نشان می دهند که تصمیم گیرندگان در شرایط محیط اطلاعاتی غنی، انحراف بیشتری در قیمت گذاری سهام شرکت‌ها نشان می دهند.

برندون و وسترمن[5] (۲۰۱۳) به بررسی تاثیر واکنش های بیش از اندازه اصلاحی در قیمت سهام پرداختند. آنان با انجام تحلیل مقطعی ارتباط بین واکنش های بیش از اندازه اصلاحی و معیارهای سنتی حساسیت بازار و ویژگی‌های شرکت را بررسی نمودند و دریافتند واکنش های اصلاحی بیش از اندازه با این متغیرها بخوبی توضیح داده نمی‌شود.

بوترا[6] (۲۰۱۳) نشان داد زمانیکه بازده افراد برنده[7] مبتنی بر اطلاعات نامشهود است، سود سرمایه‌گذاری توزیع نشده[8] بازگشت بازده را برای افراد برنده توضیح نمی دهد. در واقع بازگشت بازده نامشهود برندگان پس از کنترل رشد دارایی‌ها و مخارج سرمایه ای، مدت زیادی طول می

1 Cheng
2 Firm Characteristics Adjustments
3 Idiosyncratic Risk
4 Microstructure Effects
5 Brandon and Westermann
6 Bhootra
7 Winners
8 Locked-In Capital Gains

کشد و با اهمیت است. وی دریافت میزان بازگشت مربوط به اطلاعات نامشهود ناشی از واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران به اطلاعات نامشهود است.

سان و وی[1] (۲۰۱۱) به مطالعه این موضوع پرداختند که آیا اطلاعات نامشهود شرکت بر رفتار تحلیلگران تاثیر می گذارد یا نه. آنان دریافتند زمانیکه تحلیلگران تصمیماتی می گیرند که بیشتر قضاوتی است، مانند پیشنهادات انتشار سهام، تاکید بیشتری بر اطلاعات نامشهود دارند که منجر به واکنش بیش از اندازه[2] نسبت به اطلاعات نامشهود می‌شود و بالعکس هنگامیکه تصمیماتی اتخاذ می کنند که کمتر قضاوتی است، مانند پیش بینی سود هر سهم، واکنش بیش از اندازه از خود بروز نمی دهند. همچنین آنان دریافتند که انحراف ناشی از فرااطمینان در پیشنهادات تحلیلگران باعث واکنش بیش از اندازه بازار به اطلاعات نامشهود می‌شود.

اسپرینگر و ولپ[3] (۲۰۱۱) به بررسی تاثیر رویدادهای مختلف خبری که درمورد شرکت وجود دارد (اخباری درمورد حاکمیت شرکتی، عملیات و موضوعات حقوقی) بر قیمت سهام شرکت‌های S&P 500 پرداختند. آنان از روش‌های زبان شناختی محاسباتی[4] پس از کنترل اثر احساسات (لحن مثبت یا منفی) اخبار، برای تمیز اخبار خوب و بد استفاده کردند. نتایج پژوهش آنان نشان داد، ارزش خالص بازده‌های انباشته قبل از یک رویداد خبری برای اخبار مثبت نسبت به اخبار بد بیشتر است که نشان می دهد شایعات زیادی قبل از اخبار خوب منتشر می‌شود. آنان همچنین دریافتند که واکنش بازار اساساً بسته به نوع رویداد خبری متفاوت است. همچنین نوع صنعت هم بعضاً می تواند واکنش بازار را به یک رویداد خبری تحت تاثیر قرار دهد.

جیانگ[5] (۲۰۱۰) در بررسی ارتباط بین رفتار مبادلاتی نهادهای سرمایه‌گذاری و تاثیر نسبت ارزش دفتری به بازار بنا بر یافته‌های دنیل و تیتمن (۲۰۰۶)، که عنوان می نمایند تاثیر نسبت ارزش دفتری به بازار ناشی از بازگشت بازده‌های نامشهود است، دریافت سرمایه‌گذاران نهادی در واکنش به اطلاعات نامشهود مثبت یا منفی تمایل دارند سهام را بصورت گروهی خریداری کرده یا بفروشند و بازگشت بازده‌های نامشهود، بیشتر برای سهم هایی است که در این نهادها جمع

1 Sun and Wei
2 Overreact
3 Sprenger and Welpe
4 Computational Linguistics Methods
5 Jiang

شده اند. همچنین وی دریافت تاثیر ارزش دفتری به بازار در سهم هایی که بشکل گسترده در این نهادها جمع شده اند، با اهمیت و زیاد است و در نهادهایی که سهام گروهی کمی نگهداری می‌کنند وجود ندارد. وی نشان داد تمایل نهادها برای معاملات گروهی در مقابل اطلاعات نامشهود، واکنش قیمتی بیش از اندازه را بیشتر می‌کند که بر صرف ارزش[1] تاثیر می گذارد.

چانگ (۲۰۰۷) در بررسی واکنش سرمایه‌گذاران نسبت به بازده نامشهود سهام در بازار نیویورک و نزدک طی دوره زمانی ۱۹۸۰ لغایت ۲۰۰۵ دریافت که در افق زمانی یک ساله که با واکنش ضعیف سرمایه‌گذاران همراه بوده است، سرمایه‌گذاران تمایل دارند نسبت به اطلاعات نامشهود واکنش بیش از اندازه نشان دهند، بطوریکه توان پیش بینی کنندگی بازده آتی را توسط بازده منفی افزایش می دهد. علاوه بر این، وی دریافت این تاثیر بطور مستقیم با اندازه شرکت ارتباط دارد.

دنیل و تیتمن[2] (۲۰۰۶) در بررسی رابطه بین بازده سهام شرکت‌ها و بازده آتی آنها دریافتند بازده آتی سهام با عملکرد گذشته شرکت که با معیارهای مبتنی بر ارقام حسابداری سنجیده شده است، ارتباطی ندارد اما با بازده نامشهود دارای ارتباط منفی معنادار است.

۲-۲- پژوهش‌های داخلی

فدایی نژاد و کامل نیا (۱۳۹۵) در توجیه پدیده ضریب ارزش دفتری به ارزش بازار، با تفکیک بازده گذشته به بازده مشهود و نامشهود و با استفاده از تکنیک رگرسیون اثر هر بخش از بازده گذشته بر بازده آتی را بررسی نمودند. نتایج حداکی از آن است که بازدهی آتی سهم ارتباطی به عملکرد مالی شرکت ندارد، در حالی که بازده آتی به صورت بسیار قوی با بازده نامشهود گذشته ارتباط معکوس دارد. لذا دلیل واقعی پدیده ضریب B/M فراواکنشی سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات نامشهود است.

افلاطونی و سهرابی (۱۳۹۴) به بررسی تاثیر بیقاعدگی تقویمی ایام مذهبی بر میزان احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه در معاملات سهام پرداختند و دریافتند احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه برای معاملات سهام، در ماه محرم نسبت به سایر ماه‌ها کاهش معناداری دارد؛ ولی

1 Value Premium
2 Titman

احتمال استفاده از اطلاعات محرمانه در ماه مبارک رمضان تفاوت معناداری با سایر ماه‌های سال ندارد.

فروغی و همکاران (۱۳۹۱) ضمن بررسی ارتباط بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام به بررسی تأثیر بازده نامشهود دوره‌های قبل بر رابطه بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام پرداختند. نتایج بررسی نشان داد که ارتباط معکوس و معناداری بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام (نابهنجاری اقلام تعهدی) وجود دارد؛ همچنین بازده نامشهود دوره‌های قبل بر رابطه بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام تأثیر دارد؛ به عبارت دیگر با ورود این متغیر به الگوی پژوهش، ارتباط معکوس و معنادار اقلام تعهدی و بازده آینده سهام از بین می رود.

کرباسی یزدی و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی وجود پدیده بازگشت به میانگین در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از آزمون ریشه واحد پرداختند. آنان با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته در بازه زمانی ۱۳۸۰-۱۳۸۹، وجود پدیده ی بازگشت به میانگین در شاخص کل قیمت سهام، شاخص قیمت و بازده نقدی سهام، و شاخص پنجاه شرکت برتر را مورد بررسی قرار دادند و دریافتند تغییرات متوالی در شاخص کل قیمت سهام و شاخص پنجاه شرکت برتر واجد خاصیت بازگشت به میانگین نیستند. ولی در مورد شاخص قیمت و بازده نقدی نتیجه حاصله بیانگر آن است که بجز در سطح خطای یک درصد که خاصیت بازگشت به میانگین تایید نشد، در سایر سطوح خطا، شاخص مذکور از فرآیند گام تصادفی پیروی نکرده و خاصیت بازگشت به میانگین تایید شد.

جلالی نائینی و همکاران (۱۳۹۰) در پژوهش خود به بررسی تاثیر مقررات محدودیت نوسان در بورس اوراق بهادار تهران از دو جنبه تاخیر در رسیدن به قیمت واقعی و تاثیر آن بر واکنش بیش از اندازه سرمایه گذاران پرداخته اند. آنان دریافتند بازده های روزانه خودهمبستگی مثبت دارند که نشان از روند کند انعکاس اخبار و اطلاعات جدید در بازار و به تبع آن عدم کارایی بازار دارد. شواهد نشان دادند این مقررات با کندکردن روند انعکاس اخبار روی قیمت سهام، خودهمبستگی مثبت بازده ها را تشدید، و لذا کارایی بازار را کاهش داده است. در ضمن، شواهد معنی داری مبنی بر تاثیر این مقررات بر سرمایه گذاران در واکنش بیش از اندازه مشاهده نشد.

ثقفی و باغومیان (۱۳۸۸) با بررسی ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری طی سال های ۱۳۷۸ الی ۱۳۸۷، عنوان نمودند روند ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری طی زمان کاهشی بوده است. آنان دریافتند روند کاهشی ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری، تنها حاصل کاهش میزان مربوط بودن اطلاعات حسابداری نبوده است. بلکه معلول رشد فزایندهٔ تصمیم های سوداگرانهٔ سرمایه گذاران در حوزهٔ قیمت گذاری است که در دورهٔ تحقیق بدون توجه به تغییرات واقعی ارزش بنیادی، به دادوستد سهام پرداخته اند و در نتیجه باعث پررنگتر شدن جایگاه ارزش غیربنیادی در قیمت بازار شده اند.

تهرانی و همکاران (۱۳۸۷) وجـود پدیـده بازگشت به میانگین در بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار دادند. به این منظور با استفاده از آزمون نسبت واریانس، بازگشت بـه میـانگین در سـه شـاخص قیمـت، بـازده نقـدی و قیمـت و شاخص پنجاه شرکت فعال تر در دورهای زمانی متفاوت مورد بررسی قرار گرفـت. نتـایج حاصـل، وجود بازگـشت بـه میـانگین را در دو شـاخص قیمـت و شـاخص بـازده نقـدی و قیمـت در بیـشتر دوره‌های زمانی تایید می‌نماید. اما شاخص پنجاه شرکت فعال تر در دوره زمانی ۸۷-۸۴ و در بیشتر فواصل زمانی از فرایند گشت تصادفی پیروی کرده است.

شیرکوند و همکاران (۱۳۸۷) با استفاده از سری زمانی قیمت و بکارگیری آزمون دیکی فولر افزوده به آزمون این موضوع پرداختند که آیا قیمت‌های سهام می توانند فرآیندهای گام تصادفی (ریشه واحد) باشند یا بازگشتی به میانگین. آنان دریافتند از میان ۶۷ شرکت نمونه تنها ده شرکت مانا بوده و بر اساس تعریف تحقیق از بازگشت به میانگین، واجد این ویژگی تشخیص داده شدند. شرکت‌هایی که فرضیه تحقیق در مورد آنها تأیید شده است عمدتاً شرکت‌های فعال در بخش واسطه گری‌های مالی و سرمایه گذاری بوده اند و به جز این شرکت‌ها کلیه شرکت‌های نمونه نامانا تشخیص داده شدند و در دوره تحت بررسی خاصیت بازگشت به میانگین در آنها دیده نشد.

فدایی نژاد و کامل نیا (۱۳۹۵) در پژوهش خود با عنوان " واکنش بازار به اطلاعات مشهود و نامشهود در بورس اوراق بهادار تهران" آنها با استفاده از داده های ۱۷۱ شرکت در بازه زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۱ به بررسی واکنش سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات نامشهود پرداختند. آنها با

تفکیک بازده گذشته به بازده مشهود و نامشهود و با استفاده از تکنیک رگرسیون اثر هر بخش از بازده گذشته را بر بازده آتی بررسی نمودند. نتایج حاکی از آن است که بازدهی آتی سهم ارتباطی به عملکرد مالی شرکت ندارد، در حالی که بازده آتی به صورت بسیار قوی با بازده نامشهود گذشته ارتباط معکوس دارد. لذا دلیل واقعی پدیده ضریب B/M فراواکنشی سرمایه گذاران نسبت به اطلاعات نامشهود است.

۳- مبانی نظری فرضیه‌ها

در بیشتر پژوهش ها، تداوم حرکت به انحراف در پردازش سرمایه‌گذاران نسبت داده شده است. دنیل، هیرشفلر و سوبرامانیان (۱۹۹۸) هونگ و استین (۱۹۹۹) و باربریز، شلیفر و ویشنی (۱۹۹۸) رایجترین مدلهای نظری در این زمینه هستند.

درحالیکه مدل‌ها بر انواع مختلفی از مفروضات مبتنی بر انحرافات روانشناختی و منطق محدود[1] بنا شده اند، با این وجود، همه آنان، واکنش های انحرافی بازار را نسبت به علائم خصوصی، بعنوان شرط لازم برای توجیه اثر تداوم حرکت مجاز می دانند. دنیل، هیرشفلر و سوبرامانیان (۱۹۹۸) فرض می‌کنند سرمایه‌گذاران از فرااطمینان تحریف شده[2]، آسیب می بینند. یعنی سرمایه‌گذاران آگاه مایلند هنگام تفسیر علائم عمومی بعدی، اعتقادات شخصی گذشته خود را تقویت کنند. هونگ و استین (۱۹۹۹) نشان می دهد که ناظران اخبار[3] نمی توانند اثر اطلاعات شخصی دیگران را از قیمت ها استخراج کنند، که منجر به ابهام تدریجی اطلاعات می‌شود. باربریز، شلیفر و ویشنی (۱۹۹۸) بحث می‌کنند که سرمایه‌گذاران دارای انحراف محافظه کاری، برای آگاهی بخشی علائم خصوصی، ارزش کمتری قائلند و واکنش ضعیفی نسبت به آنها نشان می دهند. اشاره تجربی این سه مدل این است که نسبت به اطلاعات شخصی کوتاه مدت، تداوم حرکت مشروط[4] وجود دارد.

از سوی دیگر، پژوهش ها در مالی رفتاری و روانشناسی اجتماعی نشان می دهد که واکنش سرمایه‌گذاران، به محیط اطلاعاتی شرکت وابسته است. در چارچوب مدل دنیل، هیرشفلر و سوبرامانیان (۱۹۹۸)، این به این موضوع اشاره دارد که در شرکت‌هایی با اطلاعات عمومی بیشتر، یعنی شرکت‌هایی با تامین مالی بیشتر در بازار یا با پوشش بالای تحلیلگران، تداوم حرکت مشروط

1 Bounded Rationality
2 Biased Self-Attribution
3 News Watchers
4 Conditional Momentum

قویتری باید مشاهده کرد. بالعکس، پژوهش های مالی رفتاری بیان می دارند که انحرافات سرمایه‌گذاران در کل در بین شرکت‌های با اطلاعات کم یا با عدم اطمینان اطلاعاتی، باید بیشتر باشد. هیرشفلر (۲۰۰۱) بدون تعیین یک انحراف رفتاری خاص، بیان می دارد که مردم از انحراف در ارزش گذاری اوراق بهاداری بیشتر آسیب می بینند که درمورد آنها اطلاعات کمی وجود دارد. ژنگ[1] (۲۰۰۶) شواهد تجربی بدست آورد که نشان می دهد انحرافات سرمایه‌گذاران در مورد شرکت‌هایی با عدم اطمینان اطلاعاتی بالا بیشتر است. یعنی شرکت‌هایی با نوسانات بالا در مبانی و/ یا دارای اطلاعات ضعیف. در چارچوب هونگ و استین (۱۹۹۹) و باربریز، شلیفر و ویشنی (۱۹۹۸).این خط پژوهشی اشاره می‌کند که تداوم حرکت مشروط باید برای شرکت‌های با محیط اطلاعاتی ضعیف، قوی تر باشد.

اما در بسیاری از مقالات، نویسندگان از جزء بازده نامشهود ناشی از تجزیه بازده توسط دنیل و تیتمن (۲۰۰۶) بعنوان معیار تجربی اصلی برای بازده ناشی از اطلاعات شخصی استفاده می‌کنند. آنان فرض می‌کنند بازده نامشهود واکنش قیمت نسبت به اطلاعات خصوصی را نشان می دهد. هرچند این فرض مورد تردید قرار گرفته است، زیرا بازده نامشهود صرفاً بازده کل را از معیارهای حسابداری رشد جدا می‌کند[2] و بنابراین به ناچار حاوی اطلاعات عمومی و خصوصی است. با این وجود، دنیل و تیتمن (۲۰۰۶) عنوان می‌کنند که بازده نامشهود، ناشی از اطلاعات مبهم درمورد فرصت های رشد است که حداقل تا حدی بطور شخصی توسط سرمایه‌گذاران جمع‌آوری شده اند. علاوه بر این، اپستین و اشنایدر[3] (۲۰۰۸) پیشنهاد نمودند که مدل دنیل، هیرشفلر و سوبرامانیان (۱۹۹۸) را می توان تعمیم داد بطوریکه اطلاعات نامشهود که مانند اطلاعاتی مبهم با دقتی در سطح یک دامنه تا یک نقطه هستند را شامل شود. نهایتاً مدل‌های تئوریک کیم و ورسچیا[4] (۱۹۹۴،۱۹۹۷) فرض می‌کنند فعالان بازار، توانایی‌های مختلفی در پردازش اطلاعات دارند که به آنان اجازه می دهد تا علائم عمومی را بطور شخصی تفسیر کنند. بنا بر آنچه در بالا عنوان شد می توان انتظار داشت سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات نامشهود واکنش نشان دهند. لذا فرضیه اول پژوهش به شرح ذیل تدوین گردید:

فرضیه اول: بازده نامشهود رابطه معناداری با بازده آتی سهام دارد.

1 Zhang
2 Orthogonalize
3 Epstein and Schneider
4 Kim and Verrecchia

اسکارشتین و استین[1] (۱۹۹۰) نشان دادند که مدیران سرمایه‌گذاری که دارای نگرانی هایی در مورد شهرت خود هستند در برخی موارد می توانند قضاوت‌های خود را کنار بگذارند و رفتار دیگران را تقلید کنند که این خود رفتار توده‌وار را نشان می دهد. این پژوهشگران عنوان می‌کنند زمانیکه عدم اطمینان درمورد نتایج سرمایه‌گذاری زیادتر است، تاثیر تقسیم مسوولیت[2]، تمایل مدیران سرمایه‌گذاری را برای رفتار توده‌وار افزایش می دهد. طبق مدل آنان، رسیدن اطلاعات نامشهود می تواند مدیران سرمایه‌گذاری را وادار کند تا بطور توده‌وار مبادله کنند، که باعث افزایش واکنش بیش از اندازه بازار نسبت به اطلاعات نامشهود می‌شود. در واقع از آنجاییکه اطلاعات نامشهود با عدم اطمینان بیشتری همراه است، در چنین وضعیتی، مدیران می توانند انگیزه‌های قوی تری برای رفتار توده‌وار در بازار داشته باشند. بنابراین، طبق مدل رفتار توده‌وار مبتنی بر شهرت[3]، سرمایه‌گذاران نهادی ممکن است دارای رفتار توده‌وار در راستای اطلاعات نامشهود باشند که منجر به واکنش بیش از اندازه می‌شود. چانگ (۲۰۰۷) نیز دریافت تمایل سرمایه‌گذاران نهادی برای توده‌وار عمل کردن در موقعیت هایی که اطلاعات نامشهود وجود دارد، موجب بازگشت بازده نامشهود می‌شود. بعلاوه، تاثیر ارزش دفتری به بازار بر سرمایه‌گذاران نهادی که سهام را بطور گروهی مبادله می‌کنند، متمرکز است.

این نتایج مطابق با این نظر است که تمایل سرمایه‌گذاران نهادی به رفتار گروهی در موقعیت های وجود اطلاعات نامشهود، واکنش بیش از حد قیمت را افزایش می دهد که این خود موجب اضافه ارزشگذاری سهام می‌شود.

از دیدگاه تجربی، شواهدی وجود دارد که نشان می دهند نهادها برخلاف انحرافات قیمتی از ارزش های ذاتی، اقدام به معامله می‌کنند. کوهن، کمپرس و والتیناهو [4] (۲۰۰۲) دریافتند که سرمایه‌گذاران نهادی از واکنش کمتر از واقع سرمایه‌گذاران انفرادی نسبت به اخبار درمورد جریانات نقدی بهره می برند. یعنی سهام با اخبار خوب درمورد جریانات نقدی را خریده و سهام با اخبار بد درمورد جریانات نقدی را می فروشند. بنا بر انچه بیان شد، فرضیه دوم پژوهش به شرح ذیل تدوین می گردد:

فرضیه دوم: میزان مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی بر رابطه بین بازده آتی و بازده نامشهود تاثیر دارد.

1 Scharfstein and Stein
2 Sharing-the-Blame Effect
3 Reputational Herding Model
4 Cohen, Gompers and Vuolteenaho

۴- روش پژوهش

این پژوهش از نظر جمع‌آوری داده‌ها، کتابخانه ای و از نظر روش، همبستگی و پس رویدادی است و از نظر هدف، کاربردی می باشد. مدل آماری که در این پژوهش به کار گرفته شده مدل رگرسیون است که برای مشخص کردن عوامل در کنار دیگر عوامل به کار برده می‌شود. داده‌های جمع‌آوری شده، توسط نرم افزار Excel محاسبه و با نرم افزارهای SPSS (استفاده از رگرسیون خطی) مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است.

۵- قلمرو پژوهش

قلمرو مکانی پژوهش، شرکت‌های تولیدی عضو بورس اوراق بهادار تهران و قلمرو زمانی پژوهش سال‌های ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۲ است. محدود شدن قلمرو زمانی پژوهش به سال‌های پس از ۱۳۸۹ بواسطه نیاز به داده‌های سه ماهه برای برازش مدل تعیین بازده نامشهود و پراکندگی و نقص زیاد در این داده‌ها در قبل از این سال می باشد و محدود شدن آن به پایان سال ۱۳۹۲ به علت نیاز به بازده ۱۲ ماه بعد از این تاریخ بود.

۵-۱- جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری پژوهش، کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پس از اعمال شرایط ذیل می باشند:

۱. شرکت دارای فعالیت تولیدی باشد.

۲. با توجه به دوره زمانی در دسترس اطلاعات (۱۳۹۲-۱۳۸۹)، شرکت قبل از سال ۱۳۸۹ در ۳. بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشد و نام آن تا پایان سال ۱۳۹۳ از فهرست شرکت‌های یاد شده حذف نشده باشد.

۴. به منظور افزایش همسان سازی شرایط انتخابی شرکتها از حیث عوامل تاثیر گذار بر قیمت ها، پایان سال مالی شرکت‌ها ۳۱ خرداد، ۳۱ شهریور، ۳۰ آذر یا ۲۹ اسفند ماه باشد. برای آزمون فرضیه دوم تنها از گزارش‌های ۶ ماهه و ۱۲ ماهه حسابرسی شده استفاده گردیده است. لذا شرکت‌هایی که پایان سال مالی آنها منتهی به این دو تاریخ نبوده است از جامعه آماری حذف شدند.

۵. داده‌های مورد نیاز برای محاسبه متغیرهای پژوهش در دسترس باشد.

۶. شرکتها نباید توقف فعالیت و توقف معاملاتی داشته و دوره مالی خود را طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۲ به تاریخی غیر از موارد مذکور در بند سه تغییر داده باشند.

۷. جمع حقوق صاحبان سهام شرکت منفی نباشد.

نهایتاً ۱۹۷ شرکت بعنوان جامعه آماری در دسترس باقی ماندند. در این پژوهش از روش نمونه‌گیری استفاده نشده است.

۵-۲- تعریف متغیرها

۵-۲-۱- متغیر وابسته: بازده ماهانه سهام

عایدی سهامدار از محل سود تقسیمی و تغییر قیمت آن که از مقاله دنیل و تیتمن (۲۰۰۶) به شرح رابطه ذیل استخراج شده است:

$$r_{i(t-1,t)} = log\left(\frac{P_t.f_t+D_t}{P_{t-1}}\right) \qquad (۱)$$

که در آن $r_i(t \quad 1,t)$، بازده ماهانه سهام شرکتi در ماه t/ست. P_t، قیمت سهام شرکتi در پایان ماه t ؛ P_{t-1}، قیمت سهام شرکت در ابتدای ماه t؛ D_t، سود نقدی هر سهم طی ماه t و f_t، عامل تعدیل قیمت بابت توزیع سود نقدی و حق تقدم است.

۵-۲-۲- متغیر مستقل: بازده نامشهود

بازده نامشهود با استفاده از روش دنیل و تیتمن (۲۰۰۶) و به شرح ذیل محاسبه می گردد:

ابتدا برای هر دوره سه ماهه، مدل ذیل برای کلیه شرکت‌های عضو نمونه برازش می‌شود (برای درک نحوه استخراج رابطه ذیل مراجعه شود به مقاله دنیل و تیتمن (۲۰۰۶)).

$$r_i(t \quad 1,t) = \alpha_0 + \alpha_1 bm_{i,t\ 1} + \alpha_2 r_i^B(t \quad 1,t) + \varepsilon \qquad (۳)$$

در رابطه فوق bm لگاریتم نسبت ارزش دفتری به بازار است و متغیر بازده دوره مبتنی بر ارزش دفتری، $r_i^B(t\text{-}1,t)$ به شرح رابطه ذیل محاسبه می گردد:

$$r_i^B(t \quad 1,t) = \log\left(\frac{B_{i,t}}{B_{i,t\ 1}}\right) + \sum_{t=1}^{12}\left(\log(f_{i,t}) + \log\left(1+\frac{D_{i,t}}{P_{i,t}f_{i,t}}\right)\right) \qquad (۴)$$

در رابطه فوق، B نشان‌دهنده ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت می باشد. پس از برازش مدل رگرسیونی، ضرایب مدل (۳) با مقادیر مربوط به هر شرکت در رابطه (۵) قرار می گیرند. مقدار ε نشان‌دهنده مقدار بازده نامشهود هر شرکت در دوره $(t\text{-}1،t)$ است.

$$r_i(t \quad 1,t) = \alpha^{\wedge}_0 + \alpha^{\wedge}_1 bm_{i,t \quad 1} + \alpha^{\wedge}_2 r_i^B(t \quad 1,t) + \varepsilon \qquad (۵)$$

در روابط فوق:

$r_i(t \quad 1,t)$: بازده سالانه منتهی به تاریخ t

$bm_{i,t \quad 1}$: لگاریتم طبیعی نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام شرکت i در پایان دوره قبل

f : عامل تعدیل قیمت

مقدار عامل تعدیل قیمت برای دوره دارای توزیع سود نقدی معادل یک و برای دوره دارای توزیع سود سهمی، معادل نسبت تعداد سهام بعد از توزیع و قبل از توزیع و برای توزیع حق تقدم به شرح رابطه ذیل می باشد.

$$f = \frac{1}{\frac{(\text{Old shares} * \text{Cum price}) + (\text{New shares} * \text{offer price})}{(\text{old shares} + \text{new shares}) * \text{Cum price}}} \qquad (۶)$$

بطوریکه:

Old shares: تعداد سهام قبل از توزیع حق تقدم

New shares: تعداد سهام اضافه شده

Cum price: قیمت سهام قبل از توزیع حق تقدم

Offer price: قیمت سهام پس از توزیع حق تقدم

مقدار عامل تعدیل قیمت به شرح راهنمای منتشره از سوی سایت مرکز پژوهش های قیمت سهام امریکا (CRSP) تعیین شده است.

۵-۲-۳- متغیر تعدیل کننده: میزان مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی

درصد تملک سرمایه‌گذاران نهادی نسبت به کل سهام شرکت. مطابق تعریف ارایه شده و مورد استفاده در پژوهش های روبین (۲۰۰۷) و کوئتو(۲۰۰۹) برای محاسبه میزان مالکیت نهادی مجموع سهام در اختیار بانک ها، بیمه ها و هلدینگ ها، شرکت های سرمایه‌گذاری، صندوق‌های سرمایه‌گذاری، صندوق‌های بازنشستگی، شرکت های تأمین سرمایه و سازمان‌های سرمایه‌گذاری، نهادهای دولتی و شرکت های دولتی بر کل سهام منتشره شرکت، تقسیم شده و درصد یا میزان مالکیت نهادی بدست آمده است (برگرفته از رحمانی و همکاران، ۱۳۸۹). در این پژوهش سرمایه‌گذاران نهادی شامل بانکها، شرکت‌های بیمه، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، صندوق های سرمایه‌گذاری، صندوق های بازنشستگی، هلدینگ ها و بنیادها می باشند.

پس از جمع‌آوری داده‌های مربوط به میزان مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی، مقادیر جمع‌آوری شده در ده گروه، از دهک اول تا دهم طبقه بندی گردیدند. این کار بمنظور حذف اثر کیفیت داده‌ها بر نتایج پژوهش انجام گرفت زیرا در مقادیر منعکس شده در گزارش‌های شش ماهه و سالانه شرکت‌ها، بعضاً داده‌ها دارای تفاوت‌هایی ناشی از روند کردن و یا اشتباهات تایپی مشاهده گردید. همچنین درمورد طبقه بندی برخی نهادها در زمره سرمایه گذاران نهادی به علت عدم وجود اطلاعات کافی درمورد آنها، تردید وجود داشت.

۵-۲-۴- متغیرهای کنترلی

نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار دوره قبل: لگاریتم طبیعی نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام شرکت در پایان دوره قبل

بازده مبتنی بر ارزش دفتری به بازار: بازده مبتنی بر ارزش دفتری ($r_i^B(t\text{-}1,t$) دوره به شرح رابطه فوق محاسبه گردید.

۵-۳- مدل پژوهش

در این پژوهش برای آزمون فرضیه اول، به بررسی وجود رابطه بین بازده نامشهود و بازده آتی سهام پرداخته شده است. بدین منظور به پیروی از مقاله دنیل و تیتمن (۲۰۰۶) با استفاده از رابطه (۱) که مبتنی بر روش فاما و مکبث[1] (۱۹۷۳) و متغیرهای مورد استفاده در مدل تعیین بازده نامشهود (رابطه شماره ۳) می باشد، اقدام شده است. در این مدل، متغیر وابسته، بازده ماهانه آتی خواهد بود. وجود ضریب معنادار برای متغیر بازده نامشهوداگر بطور میانگین، رابطه معنادار مثبتی بین بازده نامشهود و بازده آتی وجود داشته باشد، بدین معناست که سرمایه‌گذاران در قبال اطلاعات نامشهود، واکنش کمتر از واقع نشان داده اند و با گذشت زمان، قیمت افزایش یافته و سهام به قیمت ذاتی خود نزدیک می‌شود. از سوی دیگر اگر رابطه معنادار منفی بین بازده نامشهود و بازده آتی وجود داشته باشد، بدین معناست که سرمایه‌گذاران در قبال اطلاعات نامشهود، واکنش بیشتر از واقع نشان داده اند و با گذشت زمان قیمت کاهش یافته و سهام به قیمت ذاتی خود نزدیک می گردد. لذا در این آزمون با ۱۲ مرتبه برازش مدل رگرسیونی ذیل، رابطه بازده نامشهود در انتهای هر دوره سه ماهه، با بازده‌های ماهانه ۱۲ ماه بعد از تاریخ درج صورتهای مالی میان دوره ای مربوطه، با یک ماه تاخیر، مورد آزمون قرار می گیرد. پس از انجام کلیه برازش‌ها در دوره پژوهش، براساس میانگین ضرایب معنادار مدل های معنادار و مقدار

1 Fama and Macbeth

میانگین ضریب تعیین مدل‌ها، به قضاوت درمورد قبول یا رد فرضیه پژوهش پرداخته می‌شود. بنابراین مدل برازش شده برای آزمون فرضیه اول در هر یک از ۱۲ ماه بعد از تاریخ درج، به شرح ذیل خواهد بود:

$$r_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 bm_{i,t\ 1} + \alpha_2 r_i^B(t \quad 1,t) + \alpha_3 r_i^{IB}(t \quad 1,t) + \varepsilon \qquad (۷)$$

که در آن:

$r_{i,t}$: بازده ماهانه شرکت i در ۱۲ ماه آتی

$r_i^B(t \quad 1,t)$: بازده ارزش دفتری سهام شرکت i در دوره t

$r_i^{IB}(t \quad 1,t)$: بازده نامشهود مبتنی بر ارزش دفتری سهام شرکت i در دوره t

برای آزمون فرضیه دوم، مشابه با آزمون فرضیه اول اقدام می‌شود با این تفاوت که متغیر وجود سهامداران نهادی و متغیر نشاندهنده اثر متقابل وجود سهامداران نهادی و بازده نامشهود به مدل مورد استفاده برای آزمون اولیه اضافه می‌شود. و همچنین آزمون فرضیه با استفاده از داده‌های مستخرج از صورت های مالی شش ماهه و سالانه حسابرسی شده انجام شد زیرا اطلاعات مربوط به ترکیب سهامداران تنها در این صورت های مالی گزارش می گردد. ضریب α_5، نقش سرمایه‌گذاران نهادی را در این رابطه نشان می دهد. بدین ترتیب مدل مورد استفاده به شرح ذیل خواهد بود:

$$r_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 bm_{i,t\ 1} + \alpha_2 r_i^B(t \quad 1,t) + \alpha_3 r_i^{IB}(t \quad 1,t) + \alpha_4 In\sin_{i,t} \qquad (۸)$$
$$+ \alpha_5 r_i^{IB}(t \quad 1,t) * In\sin_{i,t} + \varepsilon$$

که در آن:

$In\sin_{i,t}$: میزان مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی شرکت i در سال t

$r_i^{IB}(t \quad 1,t) * In\sin_{i,t}$: اثر متقابل میزان مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی و بازده نامشهود شرکت i در سال t

۶- یافته‌های پژوهش

نتایج آماره های توصیفی متغیرهای پژوهش قبل از حذف مشاهدات پرت، به شرح جدول یک ارائه شده است:

جدول ۱: آماره های توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرها	سال	تعداد	میانگین	میانه	حداقل	حداکثر	انحراف معیار
بازده ارزش دفتری	۸۹	۷۱٤	۰/۱٤۱	۰/۱۷	-۲/٤٤	۱/۹۸	۰/۳۷٤
	۹۰	۷۲۷	۰/۱۰۰	۰/۱۵	-٤/۵	٤/۳۷	۰/٤۷۲
	۹۱	۷۳۸	۰/۱۵۲	۰/۲	-۲/٤۸	۵/۹	۰/۳۰۵
	۹۲	۷۵۱	۰/۲٤۳	۰/۲۹	-۸/۳۷	۳/۸٤	۰/٦۸۳
	کل	۲۹۳۰	۰/۱٦	۰/۱۹	-۸/۳۷	۵/۹	۰/۵۳۷
لگاریتم نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	۸۹	۷۱٤	-۰/۵۳٦	-۰/۵	-٤/٦٤	۳/۲۳	۰/٦٤٦
	۹۰	۷۲۷	-۰/۵۵۲	-۰/۵۲	-٤/٤۷	۱/۲۹	۰/۷۰۵
	۹۱	۷۳۸	-۰/٤۸۷	-۰/٤۷۵	-۲/۹۸	۱/۷۸	۰/٦۸۱
	۹۲	۷۵۱	-۱/۰۵۱	-۱/۰۸	-۹/۲٤	۲/٤۳	۰/۷٤٦
	کل	۲۹۳۰	-۰/٦٦	-۰/٦٤	-۹/۲٤	۳/۲۳	۰/۷۲۳
لگاریتم نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار دوره قبل	۸۹	۷۱٤	-۰/۳۳٤	-۰/۳۲	-۳/۵٦	۳/۲	۰/۷۰۱
	۹۰	۷۲۷	-۰/۵۳۱	-۰/٤۸	-٤/٦٤	۳/۲۳	۰/٦۵۱
	۹۱	۷۳۸	-۰/۵٦٦	-۰/۵۳	-٤/٤۷	۱/۲۹	۰/۷۰۹
	۹۲	۷۵۱	-۰/٤۹۳	-۰/٤۸	-۲/۹۸	۱/۷۸	۰/٦۷۷
	کل	۲۹۳۰	-۰/٤۸۲	-۰/٤۵	-٤/٦٤	۳/۲۳	۰/٦۹۰
بازده نامشهود	۸۹	۷۱٤	-/۰۰۰۵	-۰/۰۲۲	-۱/۱۳	۱/٦۸	۰/۳٦۰
	۹۰	۷۲۷	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۱۸	-۱/٦۳	۲	۰/٤۲
	۹۱	۷۳۸	-۰/۰۰۹	-۰/۰۲۲	-۱/٤٤	۱/٤۱	۰/٤۰۳
	۹۲	۷۵۱	۰/۰۸۱	۰/۰۷٦٤	-۲/۰٦	۳/۵۳	۰/۵۳۸
	کل	۲۹۳۰	۰/۰۱۸۳	۰/۰۰۰۵	-۲/۰٦	۳/۵۳	۰/٤۳۸
میزان مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی	۸۹	۱۸۳	۵/۹۹٤	۱۸۳	۰/۰	۱۰	۳/۱۱٤
	۹۰	۱۷۹	٦/۰۱۷	۷	۰/۰	۱۰	۳/۱٦
	۹۱	۱۸۳	٦/۱۳	۷	۰/۰	۱۰	۳/۰۹۳
	۹۲	۱۷۷	۵/۸۵	۷	۰/۰	۱۰	۳/۱۵۹
	کل	۱٤۲۹	٦/۰۲۵	۷	۰/۰	۱۰	۳/۱۲

منبع: یافته های پژوهش

آنچنانکه در جدول فوق مشاهده می گردد، میانگین لگاریتم نسبت ارزش دفتری به بازار شرکت‌ها منفی است. این. به دلیل کوچکتر از یک بودن نسبت ارزش دفتری به بازار است. در واقع برای اکثر شرکتهای جامعه اماری، ارزش بازار سهام شرکت بیشتر از ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام است که نشان می دهد بطور میانگین شرکت‌های جامعه آماری در شرایط رشد بسر می برند. میانگین میزان مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی نشان می دهد بطور متوسط ۵۰ تا ۶۰ درصد سهام شرکت‌های بورسی در اختیار سرمایه‌گذاران نهادی است. مقادیر میانگین بازده نامشهود در اکثر دوره ها رقمی نزدیک به صفر می باشد. این موضوع دور از انتظار نمی باشد زیرا

مقادیر بازده نامشهود در واقع باقیمانده های مدل رگرسیون هستند. این موضوع در پژوهش چانگ (۲۰۰۷) و دنیل و تیتمن (۲۰۰۶) نیز قابل مشاهده است.

ماتریس همبستگی متغیرهای پژوهش به شرح جدول دو می باشد.

جدول ۲: ماتریس همبستگی متغیرهای پژوهش

	بازده سالانه	بازده مبتنی بر نسبت ارزش دفتری به بازار	لگاریتم نسبت ارزش دفتری به بازار	بازده نامشهود	لگاریتم ارزش بازار سهام
بازده سالانه	۱	۰/۳۵۵ (۰/۰۰۰)	-۰/۳۶۸ (۰/۰۰۰)	۰/۷۴۸ (۰/۰۰۰)	۰/۲۰۸ (۰/۰۰۰)
بازده مبتنی بر نسبت ارزش دفتری به بازار	۰/۳۵۵ (۰/۰۰۰)	۱	۰/۱۸۸ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۱۷ (۰/۳۶۷)	۰/۰۸۹ (۰/۰۰۰)
لگاریتم نسبت ارزش دفتری به بازار	-۰/۳۶۸ (۰/۰۰۰)	۰/۱۸۸ (۰/۰۰۰)	۱	-۰/۶۱۰ (۰/۰۰۰)	۰/۳۴۵ (۰/۰۰۰)
بازده نامشهود	۰/۷۴۸ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۱۷ (۰/۳۶۷)	-۰/۶۱۰ (۰/۰۰۰)	۱	۰/۱۷۳ (۰/۰۰۰)
لگاریتم ارزش بازار سهام	۰/۲۰۸ (۰/۰۰۰)	۰/۰۸۹ (۰/۰۰۰)	۰/۳۴۵ (۰/۰۰۰)	۰/۱۷۳ (۰/۰۰۰)	۱

مقدار آماره p-value ضرایب در ذیل آنها در پرانتز ارائه شده است

منبع: یافته های پژوهش

آنچنانکه در جدول شماره دو مشاهده می‌شود، با توجه به ضریب همبستگی بین بازده نامشهود و نسبت ارزش دفتری به بازار (۰/۶۱-) مشخص می گردد شرکت‌های با بازده نامشهود بالا شرکت‌های رشدی (با نسبت ارزش دفتری به بازار کمتر) هستند و با توجه به رابطه مثبت بازده نامشهود با معیار اندازه (۰/۱۷۳) شرکتهایی با اندازه نسبتاً بزرگتر هستند. رابطه معکوس نسبت ارزش دفتری به بازار با بازده سالانه سهام (۰/۳۶۸-) هم نشاندهنده بازده بیشتر برای شرکت‌های با رشد بیشتر است که در واقع توسط بازار بیشتر قیمت‌گذاری شده اند.

۷- آزمون فرضیه‌ها

۷-۱- آزمون فرضیه اول

برای آزمون فرضیه اول پژوهش، بنا بر آنچه در بالا بیان شد، در پایان هر دوره سه ماهه رابطه بین بازده نامشهود دوره با بازده ماهانه ۱۲ ماه آتی مورد بررسی قرار گرفت. میانگین ضرایب مدل‌های معنادار رگرسیون با ضرایب معنادار برای متغیر بازده نامشهود و میانگین ضریب تعیین برای قضاوت درمورد رد یا عدم رد فرضیه پژوهش مورد استفاده قرار گرفت. نتایج آزمون‌های آماری به شرح جدول شماره سه می باشد.

جدول ۳: میانگین ضرایب مدل های معنادار رگرسیون برای آزمون فرضیه اول

سال مالی منتهی به ...	آماره اف	عدد ثابت	بازده نامشهود	لگاریتم نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار دوره قبل	بازده مبتنی بر ارزش دفتری	ضریب تعیین
۱۳۸۹/۰۳/۳۱	٤/۱۹	۰/۰۰۱ (۰/۲)	۰/۰۳٤ (۲/٦۸)	۰/۰۰۷۵ (۰/٦٦)	۰/۰۰۱ (۰/۰۹۸)	٪٦/۳
۱۳۸۹/۰٦/۳۱	۵/٤٦	۰/۰۰۵ (۰/٦۱)	۰/۰۳٤ (۳/۲۷)	۰/۰۰۹ (۰/۹۹٦)	-۰/۰۱۷ (-۰/۹۸)	٪۸/۵
۱۳۸۹/۰۹/۳۰	٤/۳	۰/۰۱٦ (۱/٦۲)	-۰/۰۱٦ (-۰/۸۸)	-۰/۰۲۸ (-۱/۹)	۰/۰۱٤ (۰/۵۷)	٪۷/٦۵
۱۳۸۹/۱۲/۳۰						
۱۳۹۰/۰۳/۳۱	۳/۰۵	-۰/۰۲۱ (-۲/۵۱)	۰/۰٤۷ (۲/٦۲)	-۰/۰۰۱ (-۰/۱)	-۰/۰۲٦ (-۱/۲۳)	٪۵/۳
۱۳۹۰/۰٦/۳۱						
۱۳۹۰/۰۹/۳۰	۳/۲۸	۰/۰۱٦ (۱/٦۸)	۰/۰۳٤ (۲/٦٤)	۰/02٦ (۱/۹۹)	۰/۰۰٤ (۰/۲٦)	٪٦/۰۵
۱۳۹۰/۱۲/۳۰	۳/۸	۰/۱۸۵ (۸/۲٤)	-۰/۰٦٦ (-۲/۵٦)	۰/۰۱۸ (۰/٦۳)	-۰/۰۵٤ (-۱/٤۸)	٪۵/۸
۱۳۹۱/۰۳/۳۱						
۱۳۹۱/۰٦/۳۱	٤/۵	۰/۰٤۳ (۱/۸٤)	-۰/۰۰٤۵ (-۰/۰۹۷)	-۰/۰۱۲ (-۰/٤۳)	-۰/۰۰٤ (۰/۱۳)	٪٦/۹۸
۱۳۹۱/۰۹/۳۱	٤/۹۹	۰/۱۱۵ (۵/۱۵٦)	-۰/۰۹٤ (-۲/٤٤)	-۰/۰٦۲ (-۲/۰۸)	-۰/۰۹۱ (-۲/۲۷)	٪۸
۱۳۹۱/۱۲/۳۰	٤/۰۷	۰/۱۳ (۷/۵۷)	-۰/۰٦٦ (-۲/٤۸)	۰/۰۲۷ (۱/۲۲)	-۰/۰۰۲ (-۰/۰۹۹)	٪٦/۱
۱۳۹۲/۰۳/۳۱	٦/۰۱	۰/۱ (۵/۹۱)	-۰/۰۵۵ (۳/۳)	-۰/۰۰٤ (۰/۰۱٤)	-۰/۰٤ (-۲/۲٤)	٪۹/۰۵
۱۳۹۲/۰٦/۳۱	۳/۲	۰/۰۵۹ (۳/۱٦)	-۰/۰۳۸ (-۲/۷٦)	-۰/۰۳۳ (-۱/۰۱۵)	-۰/۰٤۲ (-۱/۷۲)	٪۵/۸
۱۳۹۲/۰۹/۳۰		۰/۰۱٤ (-۰/۰۵۸)	-۰/۰۱۲ (-۰/۰۵۲)	-۰/۰۰٦ (-۰/۰۱۹)	-۰/۰۱۷ (-۰/۰۵)	٪۵/۱
۱۳۹۲/۱۲/۳۰						
میانگین کل		۰/۰٤٦ (۲/٤۲)	-۰/۰۰۹ (۰/۱۵)	-۰/۰۰۰٤ (۰/۱۹)	-۰/۰۱۳ (-۰/٤٤)	٪٦/۷۷

مقدار آماره t ضرایب در ذیل آنها در پرانتز ارائه شده است

منبع: یافته های پژوهش

آنچنانکه در جدول شماره سه مشاهده می‌شود در اکثر دوره‌ها رابطه‌ای معنادار بین بازده نامشهود و بازده ماهانه آتی مشاهده می‌شود و بنابراین فرضیه اول رد نمی‌گردد و ادعای پژوهش مبنی بر وجود رابطه معنادار بین بازده نامشهود و بازده‌های ماهانه آتی تایید می‌گردد که نشان دهنده وجود واکنش بیش از واقع یا کمتر از واقع سرمایه گذاران نسبت به اطلاعات نامشهود است. آنچنانکه در جدول سه مشاهده می‌گردد، بطور متوسط، با توجه به ضریب منفی متغیر بازده نامشهود، رابطه بین بازده نامشهود و بازده‌های آتی معکوس است. در واقع بازار در پایان دوره های مورد آزمون واکنش بیش از واقع نسبت به اطلاعات نامشهود از خود نشان داده است. اما با دریافت اطلاعات جدید انتظارات خود را اصلاح نموده است تا قیمت سهام به قیمت ذاتی خود نزدیکتر گردد. این اصلاح بنا به مدل‌های مالی رفتاری احتمالاً ناشی از وقوع انحراف فرااطمینان نسبت به گزارش های منتشر شده است. آنچه در این بین مهم است، اصلاح ناقص قیمت و تکرار اصلاحات در چند دوره زمانی است که این خود طبق ادبیات موجود نشان از دریافت اطلاعات غیرقطعی بعدی است. این اصلاح ناقص می تواند ناشی از تاثیر عوامل دیگر مانند ویژگی‌های شرکت باشد. فروغی و نادم (۱۳۸۹) دریافتند ویژگی‌های شرکت شامل وجود سرمایه‌گذاران نهادی و میزان اتکاء شرکت به منابع خارجی تامین مالی بر رابطه سود و بازده سهام موثر است. چانگ (۲۰۰۷) نیز دریافت اندازه شرکت بر واکنش بازار نسبت به اطلاعات نامشهود در دوره کوتاه مدت موثر است.

آزمون‌های زیربنایی رگرسیون شامل فرض ناهمبسته بودن باقیمانده‌ها با استفاده از آماره دوربین واتسن (۱/۵ <DW< ۲/۵) و فرض ثابت بودن واریانس با استفاده از نمودار پراکنش مانده‌های استاندارد شده در مقابل متغیرهای پیشگو و نیز نمودار پراکنش مانده‌های استاندارد شده در مقابل مقادیر پیش بینی شده (نمودار پراکنش فاقد شکل مشخص) و عدم‌وجود همخطی بین متغیرهای پیشگو با استفاده از آماره VIF (۱/۵ < VIF < ۱) برقرار بود. فرض نرمال بودن باقیمانده‌ها با استفاده از آزمون ناپارامتریک نیکویی برازش کولموگروف-اسمیرنف در اکثر موارد تایید گردید که با توجه به تعداد زیاد مشاهدات که در غالب موارد بیش از ۱۶۰ مشاهده بودند انحراف از این فرض در برخی موارد خللی در اعتبار نتایج حاصله ایجاد نمی‌کند.

معنادار نبودن آماره t و کوچک بودن متوسط ضریب بازده نامشهود ناشی از وجود ضرایب با علامت مثبت و منفی است که طی عملیات میانگین گیری خنثی شده اند.

۷-۲- آزمون فرضیه دوم

برای آزمون فرضیه دوم پژوهش، میانگین ضرایب مدل‌های معنادار رگرسیون با ضرایب معنادار برای متغیر اثر متقابل میزان مالکیت سرمایه گذاران نهادی و بازده نامشهود و میانگین

ضریب تعیین برای قضاوت درمورد رد یا عدم رد فرضیه دوم پژوهش مورد استفاده قرار گرفت. نتایج آزمون‌های آماری به شرح جدول شماره چهار می باشد. آنچنانکه مشاهده می‌شود، ضریب متغیر اثر متقابل بطور متوسط منفی است که نشان می دهد شرکت‌های دارای سرمایه‌گذاران نهادی بیشتر واژگونی بازده بیشتری را تجربه می‌کنند. زیرا شرکت‌های دارای سرمایه‌گذاران نهادی بیشتر با سطح انحرافات رفتاری بیشتری همراه هستند و بنابراین توان پیش بینی بازده آنها کمتر خواهد بود.

جدول ٤: میانگین ضرایب مدل های معنادار رگرسیون برای آزمون فرضیه دوم

سال مالی منتهی به ...	آماره اف	عدد ثابت	بازده نامشهود	لگاریتم نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار دوره قبل	بازده مبتنی بر ارزش دفتری	سرمایه گذران نهادی	اثر متقابل	ضریب تعیین
۱۳۸۹/۰۶/۳۱	٥/٤٦	۰/۰۲۹ (۱/٥٦۷)	۰/۰۸ (۳/٤۷)	-۰/۰۱۲ (-۱/۰۳)	-۰/۰٤٤ (-۲/۲۱)	۰/۰۰۱ (۰/۲٤)	-۰/۰۱٦ (-۲/۷۸)	٪۹/۷
۱۳۸۹/۱۲/۳۰								
۱۳۹۰/۰٦/۳۱	٤/۳۳	۰/۰٦۳ (۳/۳۱)	-۰/۰۱۲ (-۰/۳۸)	-۰/۰۰٥ (-۰/۳۷)	۰/۰۰٤ (۰/۲۱)	-۰/۰۰٦ (-۲/۱۷)	۰/۰۱٥ (۲/٥۱)	٪۱۱/٤
۱۳۹۰/۱۲/۳۰	۳/۳٥	۰/۰۰۲ (۰/۰۸۷)	۰/۱۲۱ (٤/۰۷)	۰/۰۰۲ (۰/۰۹۱)	-۰/۰۳۲ (-۱/۱۸)	۰/۰۰۲ (۰/٥۲)	-۰/۰۲ (-۳/۱۹)	٪۸/۸
۱۳۹۱/۰٦/۳۱	٤/۹۹	-۰/۰۲۳ (-۱/۱۹۷)	۰/۱۳ (۳/۸٥)	۰/۰۳۸ (۲/۰۲۱)	-۰/۰۰۳ (-۰/۱٥۳)	۰/۰۰۳ (۱/۰۹۷)	-۰/۰۱۲ (-۲/۱۸)	٪۱۳
۱۳۹۱/۱۲/۳۰	۳/۷٦	۰/۱۲ (۳/۲۳)	۰/۰۸۳ (۱/٥٥)	۰/۰۱٦ (۰/٦۷)	-۰/۰۲۳ (-۰/٦۸)	-۰/۰۰۲ (-۰/۳۸)	-۰/۰۳٥ (-۳/٥)	٪۹/٦
۱۳۹۲/۰٦/۳۱	۲/۹	-۰/۰۳۱ (-۱/٤)	۰/۰۱٤ (۰/۷)	-۰/۰۰۳ (-۰/۳٦)	۰/۰۱۱ (۰/۷٦۷)	۰/۰۰۱٥ (۰/۱۲)	-۰/۰۰٥ (-۰/۷)	٪۷/۷٥
۱۳۹۲/۱۲/۳۰								
میانگین کل	۳/۷	۰/۰۱۸۹ (۰/٦)	۰/۰٦۱ (۱/۹۹٥)	۰/۰۰٤٦ (۰/۰۹٥)	-۰/۰۱۱ (-۰/۳٦)	۰/۰۰۰۱ (-۰/۰٦۲)	-۰/۰۱۱ (-۱/٥)	٪۹/۷

مقدار آماره t ضرایب در ذیل آنها در پرانتز ارائه شده است

منبع: یافته های پژوهش

در این صورت واژگونی قیمت سهام بیشتری برای این شرکت‌ها مورد انتظار است. مقایسه ضریب تعیین مدل مورد استفاده برای آزمون فرضیه دوم (٪۹/۷) با ضریب تعیین مدل مورد

استفاده برای آزمون فرضیه ۱ (۶/۷۷٪) نشان می دهد که با ورود متغیر سرمایه‌گذاران نهادی به مدل، توان توضیح دهندگی آن افزایش یافته است.

آزمون‌های زیربنایی رگرسیون شامل فرض ناهمبسته بودن باقیمانده‌ها (۱/۵ <DW<۲/۵) و فرض ثابت بودن واریانس (نمودار پراکنش فاقد شکل مشخص) و عدم وجود همخطی بین متغیرهای پیشگو (۴> VIF> ۱) برقرار بود. فرض نرمال بودن باقیمانده‌ها در اکثر موارد تایید گردید که با توجه به تعداد زیاد مشاهدات که در غالب موارد بیش از ۱۷۰ مشاهده بودند انحراف از این فرض در برخی موارد خللی در اعتبار نتایج حاصله ایجاد نمی‌کند. معنادار نبودن آماره t و کوچک بودن متوسط ضریب‌اثر متقابل سرمایه گذار نهادی و بازده نامشهود ناشی از وجود ضرایب با علامت مثبت و منفی است که طی عملیات میانگین گیری خنثی شده اند.

۸- نتیجه گیری

در این پژوهش، واکنش سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات نامشهود مورد بررسی قرار گرفت، یعنی اینکه آیا بازار اطلاعات موجود در بازده‌های نامشهود را بدرستی تفسیر می نماید. اگر بازده‌های نامشهود توان پیش بینی بازده‌های آتی سهام را داشته باشند، این بدان معنا خواهد بود که سرمایه‌گذار واکنش بیش از حد/ کمتر از حد نشان می دهند. به نظر می رسد از سال ۱۳۸۹ تا سال ۱۳۹۲ برایند رفتار سرمایه‌گذاران رفتار مبتنی بر فرااطمینان بوده است.

اما میانگین ضرایب مدل مبتنی بر روش فاما و مکبث نشان دهنده این است که بازده نامشهود بطور منفی با بازده آتی مرتبط است. در واقع در بیشتر موارد، سرمایه‌گذاران در قبال اطلاعات نامشهود، واکنش بیشتر از واقع نشان داده اند و با گذشت زمان قیمت کاهش یافته و سهام به قیمت ذاتی خود نزدیک شده است.

در تفسیر نتایج حاصله می توان بیان داشت که بازار به اجزای بازده واکنش یکسان نشان نمی دهد. نتایج این پژوهش بطور کلی با جنبه‌هایی از مدل رفتاری باربریز و همکاران (۱۹۹۸) مغایرت و با جنبه‌هایی از مدل رفتاری دنیل و همکاران (۱۹۹۸) مطابقت دارد. به عنوان مثال، باربریز و همکاران (۱۹۹۸) عنوان می دارند هنگامیکه سرمایه‌گذاران یک سری از اطلاعات ناسازگار را در کوتاه مدت تفسیر می نمایند، تحت تاثیر انحراف محافظه کاری قرار می گیرند و مایل به واکنش کمتر از حد می‌شوند. بنابراین، از جنبه قیمت گذاری، همبستگی مثبتی بین اطلاعات مورد بررسی و بازده‌های آتی وجود دارد.

این احتمال که بتوان همبستگی مثبتی بین بازده نامشهود و بازده‌های آتی را در دوره‌های زمانی کوتاه تر مشاهده کرد هم با نتایج چن[1] (۲۰۰۳) مغایر است. وی نشان داد که طی یک ماه، تداوم قیمت ها بدون همراهی پوشش اخبار با بازده‌های آتی بطور منفی ارتباط دارد. بعبارت دیگر، شواهد نشان می دهند که بازده نامشهود همبستگی منفی با بازده طی پنج سال (دنیل و تیتمن، ۲۰۰۶)، طی یک سال (چنگ، ۲۰۰۷) و یک ماه (چن، ۲۰۰۳) دارد.

در مدل دنیل و همکاران (۱۹۹۸)، سرمایه‌گذاران درمورد اطلاعات شخصی اشان که از نظر تئوری با اطلاعات نامشهود قابل مقایسه است، دارای فرااطمینان هستند. بدون فرض های بیشتر، مدل آنان پیش بینی می‌کند که در کوتاه مدت و بلندمدت همبستگی منفی بین بازده‌ها وجود داشته باشد که با نتایج این پژوهش، پژوهش چن (۲۰۰۳) و دنیل و تیتمن (۲۰۰۶) همخوانی دارد.

اسلامی بیدگلی و طهرانی(۱۳۸۶) در پژوهش پیمایشی در سال ۱۳۸۵ به رابطه معناداری بین فرااعتمادی و حجم معاملات دست یافته‌اند. جهانخانی، نوفرستی و قراگوزلو(۱۳۸۸) وجود فرااعتمادی را در بین سرمایه گذاران بورس اوراق بهادار رد کردند اما بدری و کوچکی (۱۳۹۲) که به بررسی تجربی دو انحراف رفتاری رایج فرااعتمادی و اثر تمایلاتی، در بورس اوراق بهادار تهران، از طریق بررسی رابطه حجم معاملات و بازده با وقفه، پرداخته بودند، شواهدی مبنی بر وجود سوگیری فرااعتمادی در بین سرمایه گذاران پیدا نکردند. لیکن، رابطه مستقیم و معناداری بین حجم معاملات سهام منفرد و بازده باوقفه آنها وجود داشت که نشان دهنده وجود اثر تمایلاتی در بین سرمایه گذاران است. با این وجود این پژوهش شواهدی را ارائه می‌کند که نشان می دهند سرمایه گذاران نسبت به اطلاعات نامشهود دچار انحراف فرااطمینان شده اند.

نتیجه آزمون فرضیه دوم پژوهش مطابق با مبانی نظری فرضیه نشان می دهد تمایل سرمایه‌گذاران نهادی به رفتار گروهی در موقعیت های وجود اطلاعات نامشهود، واکنش بیش از حد سرمایه‌گذاران را افزایش داده است که این خود موجب اضافه ارزشگذاری سهام شده است و با گذشت زمان قیمت تعدیل شده است. در تایید نتایج این پژوهش، کشاورز حداد و رضایی (۱۳۸۹) بروز رفتار گروهی در بین سرمایه‌گذاران نهادی را تایید کردند و سطح آن را بالاتر از کشورهای توسعه یافته نشان دادند. همچنین نتایج پژوهش مطابق با نتایج جیانگ (۲۰۱۰) است.

1 Chan

۸-۱- محدودیت های پژوهش

۱. محاسبه بازده نامشهود با استفاده از سایر معیارهای حسابداری مانند سود، وجه نقد عملیاتی و فروش، طبق مقاله دنیل و تیتمن (۲۰۰۶)، ممکن است منجر به نتایج متفاوتی گردد که این امر نیازمند پژوهش های بیشتر می باشد ولی به هر حال ایجاب می‌کند در استفاده از نتایج این پژوهش با احتیاط بیشتری اقدام شود. بر این اساس پیشنهاد شماره ۳ ارائه شده است.

۲. در این پژوهش از اطلاعات صورتهای مالی سه ماهه و نه ماهه استفاده شده است که حسابرسی نشده اند و از سوی دیگر اطلاعات شش ماهه و سالانه از صورتهای مالی حسابرسی شده استخراج شده اند. این تفاوت می تواند منجر به تفاوت در کیفیت اطلاعات گردیده و احتمالا بر رفتار سرمایه‌گذاران تاثیر بگذارد. این اثر در این پژوهش کنترل نشده است.

۸-۲- پیشنهاد برای پژوهش های آتی

۱. بررسی تاثیر عوامل مختلف مانند اندازه، نوسانات وجه نقد عملیاتی و ... به عنوان معیارهای ریسک، بر واکنش بازار نسبت به اطلاعات نامشهود (دارای مبانی نظری لازم)

۲. انجام مجدد این پژوهش با استفاده از سایر معیارهای رشد مانند تغییرات سود و وجه نقد عملیاتی بجای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در محاسبه بازده نامشهود.

منابع

۱. اسلامی بیدگلی، غلامرضا و طهرانی، اشرف (۱۳۸۹). بررسی رابطه اعتماد بیش از حد سرمایه‌گذاران انفرادی و حجم مبادلات آنها در بورس اوراق بهادار تهران. **پژوهشنامه اقتصادی**، ۳۹، ۲۵۴-۲۳۱.

۲. افلاطونی، عباس و سهرابی، روح الله (۱۳۹۴). تاثیر بی‌قاعدگی تقویمی ایام مذهبی بر استفاده از اطلاعات محرمانه در معاملات سهام. **پژوهش‌های حسابداری مالی**، ۷،۲، ۱۶-۱.

۳. بدری، احمد و کوچکی، احمد (۱۳۹۲). حجم معاملات و بازده سهام: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران بر اساس تحلیل مالی رفتاری. **فصلنامه حسابداری مالی**، سال ۵، ۱۸، ۲۴-۱.

۴. تهرانی، رضا؛ انصاری، حجت اله و سارنج، علیرضا (۱۳۸۷). بررسی وجود پدیده بازگشت به میانگین در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از آزمون نسبت واریانس. **فصلنامه مطالعات حسابداری**، *۱۵*، ۵۴، ۳۲-۱۷.

۵. ثقفی، علی و باغومیان، رافیک (۱۳۸۸). تبیین ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری از منظر اندازه گیری و رفتاری. **فصلنامه مطالعات حسابداری**، ۲۵، ۵۲-۱.

۶. جلالی نائینی، غلامرضا؛ هاشمی نژاد، سید محمد؛ ثنایی اعلم، محسن و ابراهیمی، سید بابک (۱۳۹۰). بررسی تاثیر اعمال مقررات محدودیت نوسان قیمت بر کارایی بورس اوراق بهادار تهران. **فصلنامه بورس اوراق بهادار**، *۴، ۱۳*، ۱۱۱-۸۷.

۷. جهانخانی، علی، نوفرستی، محمد و قراگوزلو، فرهنگ(۱۳۸۸). بررسی اطمینان بیش از اندازهٔ سرمایه گذاران و حجم معاملات در بورس اوراق بهادار تهران. **چشم‌انداز مدیریت**، ۳۰، ۱۰۵- ۱۲۳.

۸. راعی، رضا و فلاح‌پور، سعید (۱۳۸۳). مالی‌رفتاری، رویکردی متفاوت در حوزه مالی، **تحقیقات مالی**، ۱۸، ۱۰۶-۷۷.

۹. رحمانی، علی؛ حسینی، سید علی و رضاپور، نرگس (۱۳۸۹). رابطه مالکیت نهادی و نقدشوندگی سهام در ایران. **بررسی‌های حسابداری و حسابرسی**، ۱۷، ۶۱، ۵۴-۳۹.

۱۰. شیرکوند، سعید؛ محمد، شاپور و دولتی، نیکو (۱۳۸۷). بررسی وجود بازگشت به میانگین در قیمتهای سهام در بورس اوراق بهادار تهران. **تحقیقات مالی**، ۱۰(۲۵)، ۵۶-۴۱.

۱۱. فدایی نژاد، محمد اسماعیل و کامل نیا، مجتبی (۱۳۹۵). واکنش بازار به اطلاعات مشهود و نامشهود در بورس اوراق بهادار تهران. **فصلنامه مدیریت دارایی و تأمین مالی**، سال ۴، ۱، ۳۶–۱۹.

۱۲. فروغی، داریوش و نادم، مسعود (۱۳۸۹). بررسی تأثیر ویژگی‌های خاص سازمانی بر رابطه ی سود و بازده. **فصلنامه حسابداری مالی**، سال ۲، ۷، ۹۶-۷۳.

۱۳. فروغی، داریوش؛ امیری، هادی و حمیدیان، نرگس (۱۳۹۱). تأثیر بازده نامشهود دوره‌های قبل بر رابطه بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام. **مجله دانش حسابداری**، ۳(۹)، ۱۲۲-۱۰۱.

۱۴. کرباسی یزدی، حسین؛ نوری فرد، یداله، و چناری بوکت، حسن (۱۳۹۱). مطالعه پدیده بازگشت به میانگین در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از آزمون ریشه واحد. **فصلنامه دانش سرمایه‌گذاری**، ۱، ۴، ۱۰۳-۸۷.

۱۵. کشاورز حداد، غلامرضا، و رضائی، محمد (۱۳۸۹). آزمون و تحلیل وجود رفتار گله‌ای در بین سرمایه‌گذاران نهادی بازار سهام ایران. **فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران**، ۱۵(۴۵)، ۱۳۸-۱۰۳.

16. Barberis, Nicholas; Andrei, Shleifer, and Robert, Vishny (1998). A model of investor sentiment, **Journal of Financial Economics**, 49, 307-343.
17. Bhootra, Ajay (2013). On the Role of Intangible Information and Capital Gains Taxes in Long-Term Return Reversals. **Financial management**, 42(3), 537-573.
18. Brandon, R., Westermann, G., R. (2013). Stock prices' overreaction corrections: Firm-specific and market-wide attributes. Working paper, available at http://www.gfri.ch/index.php?dispatch=attachments. Getfile &attachment_id=186.
19. Chan, Wesley S., (2003). Stock price reaction to news and no-news: drift and reversal after headlines, **Journal of Financial Economics**, 70, 223-260.
20. Chang, Y., H. Cheng (2015). Information environment and investor behavior. **Journal of Banking and Finance**, 59, 250-264.
21. Chang, Yen-cheng (2007). Market Reactions to Intangible Information: Underreaction, Overreaction, and Firm Characteristics. Working paper, available at http://citeseerx .ist.psu.edu/viewdoc/ download?doi =10.1.1.192.6613&rep=rep1 & type=pdf
22. Cohen, Randolph B., Gompers, Paul A., b, Tuomo, Vuolteenaho (2002). Who underreacts to cash-flow news? Evidence from trading between individuals and institutions. **Journal of Financial Economics**, 66, 2–3, 409–462

23. Daniel, Kent D. and Hirshleifer, David, and Subrahmanyam, Avanidhar (1998). Investor psychology and security market over- and under-reactions, **Journal of Finance**, 53, 1839-1885.
24. Daniel, Kent D., and Sheridan, Titman (2006). Market reactions to tangible and intangible information. **Journal of Finance**, 61, 1606-1643.
25. De Bondt, W. F. M. and R., Thaler (1985). Does the Stock Market Overreact?. **The Journal of Finance**. 40, 3, 793-805.
26. Fama, Eugene F. and Macbeth, James (1973). Risk, return and equilibrium: empirical tests. **Journal of Political Economy**, 81, 607-636.
27. Hirshleifer, David, (2001). Investor psychology and asset pricing, **Journal of Finance**, 56, 1533-1596
28. Hong, Harrison, and Jeremy C., Stein (1999). A unified theory of underreaction, momentum trading and overreaction in asset markets, **Journal of Finance**, 54, 2143-2184.
29. Jiang, H. (2010). Institutional Investors, Intangible Information and the Book-to-Market Effect. **Journal of Financial Economics**, 96(1), 98–126.
30. Kim, Oliver, and Verrecchia, Robert E., (1994). Market Liquidity and Volume around Earnings Announcements. **Journal of Accounting and Economics,** 17, 41-67.
31. Kim, Oliver, and Verrecchia, Robert E., (1997). Pre-Announcement and Event-Period Private Information. **Journal of Accounting and Economics**, 24, 395-419.
32. Scharfstein, David S., and Stein, Jeremy C. (1990). Herd Behavior and Investment. **The American Economic Review**, 80(3), 465–479.
33. Sprenger, Timm O., Welpe, Isabell M. (2011). News or Noise? The stock market reaction to different types of company-specific news events. Working paper available at: http://ssrn.com/abstract=1734632.

34. Sun, Lei, K. C., Wei, John (2011). Intangible Information and Analyst Behavior, Working Paper, Hong Kong University of Science and Technology.
35. Zhang, X. Frank (2006). Information Uncertainty and Stock Returns. **Journal of Finance**, 61, 105-137.