تحقیقات حسابداری و حسابرسی، زمستان ۱۳۹۸، شماره ۴۴، از صفحه ۵ تا ۲۲

عوامل موثر بر واکنش بازار اوراق بهادار نسبت به اطلاعات نامشهود

دکتر حمیدرضا بزاززاده تربتی[۱]
دانش آموخته دکترای حسابداری دانشگاه مازندران و استادیار حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد نیشابور

دکتر اسفندیار ملکیان کله بستی©
استاد حسابداری دانشگاه مازندران

(تاریخ دریافت: ۹ مرداد ۱۳۹۶؛ تاریخ پذیرش: ۱ بهمن ۱۳۹۶)

این پژوهش با هدف بررسی عوامل موثر بر واکنش سرمایه گذاران در بازار بورس اوراق بهادار تهران نسبت به اطلاعات نامشهود، انجام گرفته است. منظور از اطلاعات نامشهود، اطلاعاتی است درمورد عملکرد آینده شرکت، مانند فرصت‌های سرمایه‌گذاری سودآور آینده، که از طریق ارقام حسابداری نظیر نسبت ارزش دفتری به بازار سهام، منعکس نمی‌شوند. بدین منظور با استفاده از داده‌های ۶ ماهه و سالانه ۱۹۸ شرکت در بازه زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۲، به آزمون فرضیه های پژوهش پرداخته شد. بدین منظور رابطه بازده نامشهود گذشته و بازده های ماهانه ۱۲ ماه آتی شرکت ها و نقش تعدیل کنندگی متغیرهای اندازه و نوسانات وجه نقد عملیاتی بر این رابطه مورد بررسی قرار گرفت. نتایج آزمون‌ها نشان می‌دهد، در بازه زمانی یک‌ساله، بطور متوسط، شرکت‌های بزرگتر در کوتاه مدت بازگشت بازده بیشتری را تجربه می‌کنند. اما شرکت‌های دارای نوسانات وجه نقد عملیاتی بیشتر، در کوتاه مدت تداوم حرکت بیشتر بازده را تجربه خواهند نمود.

واژه‌های کلیدی: واکنش بازار، اطلاعات نامشهود، اطلاعات مشهود، بازده نامشهود.

[۱] hrbt_ni@yahoo.com
[۲] e.malekian@umz.ac.ir © (نویسندهٔ مسئول)

مقدمه

تداوم حرکت قیمت سهام[۱]و بازگشت قیمت سهام[۲] از جمله ناهنجاری های بازار هستند که اولین بار توسط جگادیش و تیتمن[۳] (۱۹۹۳) مستند شدند. جگادیش و تیتمن (۱۹۹۳ و ۲۰۰۱) ظهور تداوم حرکت قیمت سهام را دلیلی بر کم واکنشی سرمایه گذاران نسبت به اطلاعات عنوان می‌کنند.

وجود بازگشت شاخص ها و قیمت سهام در ایران نیز مورد بررسی قرار گرفته و وجود آنها تایید شده است (بعنوان مثال [۳]؛ [۱۸] ؛ [۸] و [۹]).

اما در ادبیات مالی رفتاری، مدل‌های رفتاری متعددی برای تبیین این ناهنجاری‌ها طراحی شدند که از جمله آنها می‌توان به مدل‌های رفتاری باربریز، شفلر و ویشنی[۴] (۱۹۹۸)، دنیل، هیرشفلر و سابرامانیان[۵] (۱۹۹۸) و هانگ و استین[۶](۱۹۹۹) اشاره نمود [۱۱]، [۱۶] [۱۴].

مدل‌های رفتاری، در توجیه این ناهنجاری‌ها، از انحرافات روانشناختی انسانی در پردازش اطلاعات بهره می‌برند. بعنوان مثال باربریز و همکاران (۱۹۹۸) پیشنهاد نمودند سرمایه گذاران در پردازش اطلاعات سهام، دچار انحرافات ناشی از محافظه کاری و تعمیم دهی می‌شوند. محافظه کاری باعث می‌شود هنگامیکه سرمایه‌گذاران با اطلاعات با سازگاری کم مواجه می‌شوند، واکنش ضعیفی نشان دهند که این خود باعث می‌شود با تداوم حرکت کوتاه مدت قیمت سهام روبرو شویم. اما زمانیکه سرمایه گذاران با یک سری از اطلاعات سازگار روبرو می‌شوند، تحت تاثیر انحراف اکتشافی تعمیم دهی (در این نوع تصمیم گیری، فرد در تصمیم گیری خود از تجربیات گذشته خود استفاده می‌کند و تصمیمی را اتخاذ می‌کند که در شرایط مشابه گذشته اتخاذ کرده است) قرار می‌گیرند و واکنش شدیدی نشان می‌دهند که نهایتاً منجر به بازگشت قیمت سهام در آینده می‌شود [۱۱].

اما، دنیل و تیتمن[۷](۲۰۰۶) در توجیه دو ناهنجاری بازگشت قیمت سهام و اثر ضریب ارزش دفتری به ارزش بازار سعی نمودند با تجزیه بازده کل به بخش مشهود و نامشهود، اثر اطلاعات حسابداری وارد شده در مدل (اطلاعات مشهود) و اثر اطلاعات منظور نشده در مدل (اطلاعات نامشهود) را بر رفتار سرمایه گذاری سرمایه گذاران مشخص کنند.

آنها عنوان نمودند، اطلاعات اثرگذار بر قیمت سهام به دو دسته اطلاعات مشهود و نامشهود قابل تفکیک است. اطلاعات مشهود نظیر سود عملیاتی دربردارنده اطلاعاتی درباره عملکرد گذشته و حال هر شرکت است که از طریق معیارها و اعداد و ارقام حسابداری در صورت‌های مالی انعکاس می‌یابد. اطلاعات دیگر

---

[۱] Momentum

[۲] Reversal

[۳] Jegadish and Titman

[۴] Barberis, Shleifer, and Vishny

[۵] Daniel, Hirshleifer, and Subrahmanyam

[۶] Hong and Stein

[۷] Titman

نظیر اطلاعات درمورد فرصت‌های سرمایه‌گذاری سودآور آینده که خبرهایی درباره عملکرد آینده شرکت عرضه می کند، ولی از طریق اعداد و ارقام و معیارهای حسابدار منعکس نمی‌شوند، اطلاعات نامشهود تلقی می‌شوند. با توجه به اینکه کل اطلاعات در قیمت و بازده سهام انعکاس یافته است، بازده تحقق یافته هر سهم دربردارنده اطلاعات مشهود و نامشهود است یا به عبارتی متشکل از بازده مشهود و بازده نامشهود می باشد [۱۵].

پیشرفت آنها در توجیه این ناهنجاری‌ها با استفاده از مفاهیم اطلاعات مشهود و نامشهود، توجه محققین را به این مفاهیم جلب نمود. تحقیقاتی که در این زمینه در سایر کشورها انجام شده است بیانگر واکنش‌های شدید یا ضعیف سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات نامشهود است. واکنش‌هایی که منجر به پدیده بازگشت قیمت سهام یا پدیده تداوم حرکت قیمت ها طی یک دوره یک ماهه تا دوره های پنج ساله شده است.

بنا بر آنچه در بالا عنوان شد، شاخه جدیدی از تحقیقات شکل گرفت که به دنبال شناسایی نوع واکنش بازار نسبت به اطلاعات نامشهود و نیز چگونگی تفسیر اطلاعات نامشهود توسط بازار و یا در واقع شناسایی عوامل موثر بر واکنش بازار نسبت به اطلاعات نامشهود هستند.

آنچنانکه در بالا عنوان شد، وجود بازگشت قیمت سهام و تداوم حرکت قیمت سهام در ایران مورد بررسی قرار گرفته و وجود آنها تایید شده است. اما از این مفاهیم در توجیه این ناهنجاری ها بدرستی استفاده نشده است.

فدایی نژاد و کامل نیا (۱۳۹۵) به بررسی واکنش بازار نسبت به اطلاعات نامشهود در یک دوره پنج ساله پرداخته اند [۴]. در این تحقیق با استفاده از روش آماری مبتنی بر داده های تابلویی به بررسی این واکنش پرداخته شده است در حالیکه داده ها فاقد ویژگی سری زمانی هستند. لذا نتایج این تحقیق قابل اتکاء نمی‌باشد. در تایید این ادعا می‌توان به مقاله دنیل و تیتمن (۲۰۰۶) و چانگ (۲۰۰۷) اشاره نمود که از روش آماری رگرسیون چندمتغیره مقطعی استفاده نموده اند.

در این راستا، این تحقیق نیز با توجه به جدید بودن موضوع در ادبیات پژوهشی حسابداری ایران، و تایید واکنش بازار نسبت به اطلاعات نامشهود در تحقیق بزاززاده، ملکیان و کامیابی (۱۳۹۵) در پی اثر احتمالی عوامل معرفی شده در برخی تحقیقات ([۱۴]؛ [۲۳]) در تفسیر اطلاعات نامشهود می‌باشد. پرداختن به این موضوع از این حیث می‌تواند دارای اهمیت باشد که در پیش‌بینی واکنش سرمایه‌گذاران و قیمت سهام شرکت‌ها موثر بوده و در تکامل مدل‌های رفتاری نقش دارد و می‌تواند در شناسایی مکانیسم‌های بازار برای قیمت‌گذاری اوراق بهادار مفید باشد. همچنین آگاهی از نتایج تحقیقات در این حوزه می تواند به سرمایه گذاران در آگاهی از روند معاملات و دستیابی به سود غیرنرمال کمک کند. زیرا با آگاهی از وجود چنین پدیده ای در یک بازار مالی آنها قادرخواهند بود با خرید سهام برنده و فروش سهام بازنده به بازده غیر عادی دست یابند [۵].

---

[۱] Jiang, Lee and Zhang

مبانی نظری و مروری بر مطالعات گذشته

هیرشفلر(۲۰۰۱) و دنیل و همکاران (۲۰۰۱) نیز پیشنهاد می کنند که عدم اطمینان اطلاعاتی بیشتر بین شرکت‌های کوچک انحرافات رفتاری را بیشتر می کند. بنابراین انتظار می رود توان پیش بینی بیشتری برای بازده سهام شرکت‌های کوچک داشته باشیم. در واقع اندازه شرکت اغلب با سطح انحرافات رفتاری رابطه منفی دارد و موجب پیش بینی پذیری بیشتر (کمتری) برای بازده شرکت‌های کوچکتر (بزرگتر) می شود [۱۴]. از سوی دیگر، اطلاعات نامشهود با عدم اطمینان بیشتری نسبت به اطلاعات مشهود همراه است. بنا بر آنچه بیان شد می توان انتظار داشت اطلاعات نامشهود در شرکت‌های کوچکتر با انحرافات رفتاری بیشتری همراه گردد.

بنا بر آنچه بیان شد فرضیه ۱ تحقیق به شرح ذیل تدوین گردید:

فرضیه ۱: اندازه شرکت بر رابطه بین بازده نامشهود و بازده اتی سهام موثر است.

از یک سوی ژانگ (۲۰۰۶) نشان داد که اثر تداوم حرکت بین شرکت‌های دارای عدم اطمینان اطلاعاتی بیشتر، مبتنی بر معیار نوسانات وجه نقد عملیاتی، قوی تر است. زیرا عدم اطمینان اطلاعاتی بیشتر انحرافات رفتاری را بیشتر می کند [۲۳]. مرفوع و عدل زاده (۱۳۹۳) نشان دادند افزایش عدم اطمینان اطلاعاتی به صورت معناداری منجر به تقویت واکنش کمتر از حد سرمایه گذاران می‌گردد [۱۰]. بنابراین انتظار می رود توان پیش بینی بیشتری برای بازده سهام این شرکت‌ها داشته باشیم. از سوی دیگر اطلاعات نامشهود با عدم اطمینان بیشتری نسبت به اطلاعات مشهود همراه است، بنا بر این می توان انتظار داشت در شرکت‌هایی با نوسانات وجه نقد عملیاتی بیشتر، اطلاعات نامشهود با انحرافات رفتاری بیشتری همراه باشند . لذا فرضیه ۲ تحقیق به شرح ذیل تدوین گردید:

فرضیه ۲: نوسانات وجه نقد عملیاتی شرکت بر رابطه بین بازده نامشهود و بازده اتی سهام موثر است.

مطالعات پیشین

چانگ (۲۰۰۷) در بررسی واکنش سرمایه گذاران نسبت به بازده نامشهود سهام دریافت که در افق زمانی یک ساله که با واکنش ضعیف سرمایه گذاران همراه بوده است، سرمایه گذاران تمایل دارند نسبت به اطلاعات نامشهود واکنش بیش از اندازه نشان دهند، بطوریکه توان پیش بینی کنندگی بازده آتی را توسط بازده منفی افزایش می‌دهد. علاوه بر این، وی دریافت این تاثیر بطور مستقیم با اندازه شرکت ارتباط دارد [۱۴].

بوترا (۲۰۱۳) نشان داد بازگشت بازده نامشهود برندگان مدت زیادی طول می‌کشد و پس از کنترل رشد دارایی‌ها و مخارج سرمایه ای، همچنان با اهمیت است. وی دریافت میزان بازگشت مربوط به اطلاعات نامشهود ناشی از واکنش بیش از اندازه سرمایه گذاران به اطلاعات نامشهود است [۱۲].

چانگ و چنگ (۲۰۱۴) دریافتند ۱٪ افزایش در بازده نامشهود شرکت‌های کوچک (شرکت‌های بزرگ) منجر به ۶۷ درصد کاهش (۳۹ درصد افزایش) در بازده ماهانه شرکت‌ها طی یک دوره زمانی ۱۲ ماهه

می‌شود. نتایج برای اخباری درمورد تعدیل ویژگی های شرکت، معیارهای گوناگون محیط اطلاعاتی شرکت و اطلاعات خصوصی، ریسک اختصاصی شرکت و تاثیرات ساختار خرد شرکت با اهمیت بود. این نتایج نشان می‌دهند که تصمیم گیرندگان در شرایط محیط اطلاعاتی غنی انحراف بیشتری نشان می‌دهند [۱۳].

فروغی و همکاران (۱۳۹۱) دریافتند ارتباط معکوس و معناداری بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام (نابهنجاری اقلام تعهدی) وجود دارد؛ همچنین بازده نامشهود دوره های 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 [۷].

فدایی نژاد و کامل نیا (۱۳۹۵) به بررسی واکنش سرمایه گذاران 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 [۴].

بزاززاده و همکاران (۱۳۹۵) در بازه زمانی یک‌ساله، بطور متوسط، رابطه منفی معناداری بین بازده نامشهود و بازده‌های ماهانه آتی وجود دارد. در واقع، بازار نسبت به اطلاعات نامشهود دچار بیش واکنشی شده است و سهام، قیمتی بیش از ارزش واقعی خود یافته است، اما با انتشار اخبار جدید، انتظارات تعدیل گردیده است. همچنین آنها دریافتند شرکت‌های با مالکیت بیشتر سرمایه‌گذاران نهادی، در کوتاه مدت بازگشت بیشتر بازده را تجربه خواهند نمود [۲].

روش پژوهش

این تحقیق از نظر جمع آوری داده ها، کتابخانه ای و از حیث نوع رسیدگی، همبستگی و روش شناسی تحقیق از نوع پس رویدادی است و چون می‌توان در فرایند استفاده از اطلاعات کاربرد داشته باشد، کاربردی است. با توجه به اینکه داده های تحقیق فاقد بعد زمانی هستند، روش اقتصاد سنجی این تحقیق روش رگرسیون چندمتغیره مقطعی می باشد.

متغیرهای پژوهش

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 است. Pt، 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.

متغیر مستقل:

بازده نامشهود: بازده حاصل از اطلاعات نامشهود که با استفاده از روش دانیال و تیتمن (۲۰۰۶) و به شرح ذیل محاسبه می‌گردد:

ابتدا مدل مقطعی ذیل در پایان هر دوره ۳ ماهه با استفاده از داده های بدست آمده از صورت های مالی میان دوره ای کلیه شرکت‌های عضو نمونه برازش می‌شود.

$$r_i(t-1,t) = \alpha_0 + \alpha_1 bm_{i,t-1} + \alpha_2 r_i^B(t-1,t) + \varepsilon_{i,t}. \qquad (۲)$$

در رابطه فوق متغیر بازده مبتنی بر ارزش دفتری r_i^B(t-1,t) دوره به شرح رابطه ذیل محاسبه می‌گردد:

$$r_i^B(t \quad 1,t) = \log \frac{B_{i,t}}{B_{i,t\ 1}} + \sum_{t=1}^{12} \log(f_{i,t}) + \log\ 1 + \frac{D_{i,t}}{P_{i,t} f_{i,t}} \qquad (۳)$$

پس از برازش مدل رگرسیونی فوق، ضرایب مدل فوق با مقادیر مربوط به هر شرکت در رابطه ذیل قرار می‌گیرند. مقدار ε نشاندهنده مقدار بازده نامشهود برای هر شرکت در دوره (t-1,t) است.

$$r_i(t \quad 1,t) = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 bm_{i,t\ 1} + \hat{\alpha}_2 r_i^B(t \quad 1,t) + \varepsilon \qquad (۴)$$

در روابط فوق

$B_{i,t}$: ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت i در پایان دوره t

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

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

$r^{B}{}_i(t \quad 1,t)$: بازده سالانه مبتنی بر ارزش دفتری دوره منتهی به تاریخ t .

$D_{i,s}$: سود نقدی هر سهم شرکت i در پایان دوره t

$P_{i,s}$: قیمت سهام شرکت i در پایان دوره t

$f_{i,t}$: عامل سود سهمی.تجزیه سهام شرکت i در پایان دوره t

$$f = \frac{1}{\dfrac{(\text{Old shares} * \text{Cum price}) + (\text{New shares} * \text{offer price})}{(\text{old shares} + \text{new shares}) * \text{Cum price}}} \qquad (۵)$$

که در آن:

Old shares: تعدا سهام قبل از توزیع. تجزیه سهام

New shares: تعداد سهام اضافه شده

Cum price: قیمت سهام قبل از توزیع. تجزیه سهام

Offer price: قیمت سهام پس از توزیع. تجزیه سهام

متغیرهای تعدیل کننده:

بر اساس مبانی نظری موجود ۲ متغیر تعدیل کننده انتخاب گردیدند. این متغیرها شامل اندازه بر اساس مقاله چانگ (۲۰۰۷) و نوسانات وجه نقد عملیاتی بر اساس مقاله ژانگ (۲۰۰۶) هستند.

نوسانات وجه نقد عملیاتی: عبارتست از انحراف معیار خالص وجه نقد عملیاتی شرکت طی ۵ سال گذشته نسبت به زمان محاسبه بازده نامشهود [۱۹].

اندازه شرکت: تعداد کارکنان شرکت در تاریخ گزارشگری.

بنابر آنچه در بالا عنوان گردید، از بین معیارهای مختلف اندازه، محققین تعداد کارکنان را بعنوان معیار اندازه شرکت انتخاب نمودند. استفاده از دو معیار جمع دارایی‌های شرکت و ارزش بازار سهام شرکت منجر به وجود همخطی بسیار بالا بین متغیر اندازه و بازده نامشهود مبتنی بر ارزش دفتری گردید. استفاده از مبلغ فروش هم امکان پذیر نبود زیرا محققین برای آزمون فرضیه اول از داده های ۶ماهه استفاده نمودند در اینصورت با توجه به اینکه در صورت های مالی ۶ ماهه و ۱۲ ماهه مبالغ فروش دوره ۶ ماهه و ۱۲ ماهه منعکس می‌گردد. این مقادر قابلیت مقایسه نداشتند. استفاده صرف از مبالغ سالانه فروش نیز منجر به کم شدن تعداد مشاهدات تحقیق می‌گردید.

برای استفاده از مقادیر تعداد کارکنان، داده های مربوط در ۱۰ دهک توزیع گردیدند. شماره هر دهک به عنوان معیاری برای اندازه شرکت مورد استفاده قرار گرفت.

متغیرهای کنترلی:

متغیرهای کنترلی مطابق با مقاله دنیل و تیتمن (۲۰۰۶) و چانگ (۲۰۰۷) انتخاب گردید.

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 سهام :

بازده مبتنی بر ارزش دفتری دوره، $r_i^B(t-1,t)$ به شرح فوق محاسبه می‌گردد

مدل های پژوهش و آزمون فرضیه های تحقیق

بدین منظور به پیروی از مقاله دنیل و تیتمن (۲۰۰۶) با استفاده از رابطه ذیل که مبتنی بر مدل فاما و مکبث (۱۹۷۳) می‌باشد، به بررسی وجود رابطه بین بازده نامشهود و بازده آتی سهام پرداخته شده است. در این مدل متغیر وابسته بازده ماهانه آتی خواهد بود. اگر بطور میانگین، رابطه معنادار مثبتی بین بازده نامشهود و بازده آتی وجود داشته باشد، بدین معناست که سرمایه گذاران 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 سرمایه گذاران 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 می‌گردد. لذا در این آزمون با ۱۲ مرتبه برازش مدل رگرسیونی ذیل، رابطه بازده نامشهود در انتهای هر دوره ۳ ماهه، با بازده های ماهانه ۱۲ ماه بعد از تاریخ درج صورت‌های مالی میان دوره ای مربوطه، با یک ماه تاخیر، مورد آزمون قرار می‌گیرد. پس از انجام کلیه برازش‌ها در دوره پژوهش، بر اساس معناداری ضریب متغیر بازده نامشهود در مدل معنادار در هریک از دوره ها، به قضاوت درمورد قبول یا رد فرضیه پژوهش پرداخته می‌شود. همچنین میانگین ضرایب معنادار متغیر بازده نامشهود در مدل های معنادار و مقدار میانگین ضریب تعیین مدل های معنادار مبنای قضاوت درمورد نوع واکنش سرمایه گذاران خواهد بود.

بنابراین مدل برازش شده برای هر یک از ۱۲ ماه بعد از تاریخ درج، به شرح ذیل خواهد بود:

$$r_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 bm_{i,t\ 1} + \alpha_2 r_i^B(t\quad 1,t) + \alpha_3 r_i^{IB}(t\quad 1,t) + \varepsilon \qquad (۶)$$

که در آن:

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

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

$r_i^B(t\quad 1,t)$: 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

آزمون فرضیه ۱:

برای آزمون فرضیه ۱، مشابه با آزمون فوق اقدام می‌شود با این تفاوت که متغیر اندازه شرکت و متغیر نشاندهنده اثر متقابل اندازه و بازده نامشهود به مدل مورد استفاده برای آزمون فوق اضافه می‌شود. ضریب α_5، نقش اندازه را در این رابطه نشان می‌دهد. در واقع بنا بر مبانی نظری فرضیه ۱ انتظار بر این است که ضریب متغیر اثر متقابل مثبت باشد. بدین ترتیب مدل مورد استفاده به شرح ذیل خواهد بود:

$$r_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 bm_{i,t\ 1} + \alpha_2 r_i^B(t\quad 1,t) + \alpha_3 r_i^{IB}(t\quad 1,t) + \alpha_4 Size_i + \alpha_5 r_i^{IB}(t\quad 1,t) * Size_i + \varepsilon \qquad (۷)$$

که در آن:

$Size_{i,t}$: اندازه شرکت i در پایان دوره t

$r_i^{IB}(t\quad 1,t) * Size_i$: اثر متقابل بازده نامشهود و اندازه شرکت i در پایان دوره t

آزمون فرضیه ۲:

برای آزمون فرضیه ۲، مشابه با آزمون فرضیه ۱ اقدام می‌شود با این تفاوت که متغیر نوسان پذیری وجه نقد شرکت و متغیر نشاندهنده اثر متقابل نوسان پذیری وجه نقد و بازده نامشهود به مدل مورد استفاده

برای آزمون اولیه اضافه می‌شود و همچنین آزمون فرضیه بصورت سالانه انجام خواهد شد زیرا اطلاعات مربوط به وجه نقد عملیاتی در صورت های مالی میان دوره ای گزارش نمی‌گردد. ضریب α_5، نقش نوسانات وجه نقد عملیاتی را در این رابطه نشان می‌دهد. بدین ترتیب مدل مورد استفاده به شرح ذیل خواهد بود:

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

که در آن:

$Cfovol_{i,t}$: نوسانات وجه نقد عملیاتی شرکت i در پایان دوره t

$r_i^{IB}(t \quad 1,t) * Cfovol_i$: اثر متقابل بازده نامشهود و نوسانات وجه نقد عملیاتی شرکت i در پایان دوره t

جامعه آماری

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

- با توجه به دوره زمانی تحقیق (۱۳۹۲-۱۳۸۹)، شرکت قبل از سال ۸۴ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشد تا بتوان داده های لازم برای محاسبه نوسانات ۵ ساله وجه نقد عملیاتی شرکت‌ها را بدست آورد و نام آنها تا پایان سال ۱۳۹۳ از فهرست شرکت‌های یاد شده حذف نشده باشد تا داده‌های مربوط به قیمت سهام شرکت‌ها تا پایان سال ۱۳۹۳ برای محاسبه بازده های ماهانه آتی در دسترس باشد.
- به منظور حداکثر سازی تعداد مشاهدات و نیز افزایش هم سنجی و همسان سازی شرایط انتخابی شرکتها، پایان سال مالی شرکت‌ها ۳۱ خرداد، ۳۱ شهریور، ۳۰ آذر و ۲۹ اسفند ماه باشد.
- داده های مورد نیاز برای محاسبه متغیرهای تحقیق در دسترس باشد.
- شرکت‌ها نباید توقف فعالیت داشته و دوره مالی خود را طی سال‌های ۱۳۸۴تا ۱۳۹۲ تغییر داده باشند.
- شرکت‌ها نباید توقف معاملاتی طولانی مدت داشته باشند.
- ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت مثبت باشد تا بازده لگاریتمی مبتنی بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام قابل سنجش باشد.

نهاتاً تعداد ۱۹۸ شرکت به عنوان جامعه در دسترس انتخاب شدند.

تحلیل داده ها

آمار توصیفی

آمار توصیفی متغیرهای تحقیق قبل از حذف داده های پرت به شرح جدول ذیل می‌باشد.

جدول ۱: آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

	تعداد	میانگین	میانه	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
بازده مبتنی بر نسبت ارزش دفتری به بازار سهام	۲۹۳۰	۰/۱۶	۰/۱۹	۰/۵۳۷	-۸/۳۷	۵/۹
لگاریتم نسبت ارزش دفتری به بازار سهام دوره قبل	۲۹۳۰	-۰/۴۸۲	-۰/۴۵	۰/۶۹	-۴/۶۴	۳/۲۳
بازده نامشهود	۲۹۳۰	۰/۱۳۵	۰/۰۸۵۷	۰/۷۶	-۴/۹۴	۶/۹۲
اندازه	۱۴۳۷	۵/۴۳	۶	۲/۷۸۸	۱	۱۰
نوسانات وجه نقد عملیاتی	۶۸۸	۲۸۳۷۶۰/۴۷	۴۷۶۶۴/۳۱	۸۰۶۸۶۷/۴۰۲	۱۳۵۰/۴۶	۷۲۵۴۵۴۶/۲۶

تفاوت تعداد مشاهدات در دوره های مختلف و بین متغیرهای مختلف ناشی از نبود مقادیر معتبر برای متغیرهای تحقیق است. مقدار ۵/۴۳ برای متغیر اندازه شرکت‌ها نشان می‌دهد که میانگین اندازه شرکت‌ها در دهک ششم قرار دارد. مقدار متوسط ۰/۱۳۵ برای متغیر بازده نامشهود مبتنی بر ارزش دفتری به بازار سهام حاکی از این واقعیت است که سرمایه گذاران با استفاده از اطلاعاتی بجز نسبت ارزش دفتری به بازار سهام توانسته اند بازده مثبتی کسب نمایند. هرچند این روند در تمام دوره ها ثابت نبوده است، اما بیشترین فراوانی مربوط به بازده نامشهود مثبت است.

آنچنانکه در جدول فوق مشاهده می‌گردد، میانگین لگاریتم نسبت ارزش دفتری به بازار سهام شرکت‌ها منفی است. این. به دلیل کوچکتر از یک بودن نسبت ارزش دفتری به بازار سهام است. در واقع برای اکثر شرکت‌های جامعه آماری، ارزش بازار سهام شرکت بیشتر از ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام است که نشان می‌دهد بطور میانگین شرکت‌های جامعه آماری در شرایط رشد بسر می‌برند.

جدول ۲: ماتریس همبستگی

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

آنچنانکه در جدول (۲) مشاهده می‌شود، شرکت‌های با بازده نامشهود بالا شرکت‌های رشدی (با نسبت ارزش دفتری به بازار سهام کمتر) هستند و نسبتاً با اندازه بزرگتر. رابطه معکوس نسبت ارزش دفتری به بازار سهام با بازده سالانه سهام هم نشاندهنده بازده بیشتر برای شرکت‌های با رشد بیشتر است که درواقع توسط بازار بیشتر قیمت گذاری شده اند.

آزمون فرضیه های تحقیق

آزمون فرضیه ۱:

نتایج آزمون فرضیه ۱ به شرح جدول (۳) می‌باشد:

جدول ۳: میانگین ضرایب مدل های برازش شده برای آزمون فرضیه ۱

سال مالی منتهی به ...	F fisher	عدد ثابت	بازده نامشهود	نسبت ارزش دفتری به بازار دوره قبل	بازده مبتنی بر ارزش دفتری	اندازه	اثر متقابل	ضریب تعیین
۱۳۸۹/۰۶/۳۱	۲/۷۱	۰/۰۴۲	۰/۰۵۸	-۰/۰۱۵	۰/۰۱۸	-۰/۰۰۳	-۰/۰۱۳	٪ ۷/۵
		(۲/۲۵۳)	(۲/۳۸۷)	(-۱/۳۱۵)	(۰/۹۶)	(-۰/۹۹)	(-۲/۹۸)	
۱۳۸۹/۱۲/۳۰								
۱۳۹۰/۰۶/۳۱	۳/۵۲۸	۰/۰۵۳	-۰/۱۵۴	۰/۰۲۷	۰/۰۴۱	-۰/۰۰۴	۰/۰۲۹	٪ ۹/۵
		(۲/۱۶۷)	(-۳/۰۸)	(۱/۶۴۵)	(۱/۸۲۸)	(-۱/۱۸)	(۳/۵۶۸)	

سال مالی منتهی به ...	F fisher	عدد ثابت	بازده نامشهود	نسبت ارزش دفتری به بازار دوره قبل	بازده مبتنی بر ارزش دفتری	اندازه	اثر متقابل	ضریب تعیین
۱۳۹۰/۱۲/۳۰	۲/۸۱	۰/۰۱۱۵	-۰/۱۲۸	۰/۰۳۷	۰/۰۵۶	۰/۰۰۳	۰/۰۲۲	٪ ۷/۵
		(-۰/۰۹۴)	(-۲/۶۳۸)	(۱/۵۴۳)	(۱/۸۶۴)	(۰/۶۲)	(۲/۵۵۶)	
۱۳۹۱/۰۶/۳۱								
۱۳۹۱/۱۲/۳۰								
۱۳۹۲/۰۶/۳۱	۲/۲۹	-۰/۰۶۱	-۰/۰۴	-۰/۰۰۳۵	-۰/۰۱۷	۰/۰۰۶	۰/۰۰۹	٪ ۸/۴
		(-۲/۵۸)	(-۱/۹۲)	(-۰/۲۰)	(-۱/۱۹۷)	(۱/۵۹)	(۲/۴۴۲)	
۱۳۹۲/۱۲/۳۰	۳/۰۹۵	-۰/۰۶۱	-۰/۰۴۳	-۰/۰۱۲	۰/۰۲۴	۰/۰۰۴	۰/۰۰۸	٪ ۸/۲
		(-۳/۲۲)	(-۲/۷)	(-۰/۸۹)	(۱/۸۲۶)	(۱/۳۰)	(۲/۷۲)	
میانگین کل	۳/۰۵	۰/۰۰۴	-۰/۰۶	۰/۰۰۵	۰/۰۱۷	۰/۰۰۲	۰/۰۱	٪ ۸/۲۵
		(-۰/۰۹۴)	(-۱/۶۵)	(۰/۰۹۵)	(۰/۶۸)	(۰/۴۸۸)	(۱/۷۹)	

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

معناداری ضریب متغیر اثر متقابل اندازه و بازده نامشهود نشان دهنده تایید فرضیه ۱ تحقیق در سطح ٪۹۵ است. اما آنچنانکه مشاهده می‌شود ضریب متغیر اثر متقابل (۰/۰۱) بطور متوسط مثبت است که نشان می‌دهد شرکت‌های بزرگتر بازگشت بازده کمتری را تجربه می‌کنند و این مطابق با پیش بینی های مبتنی بر مبانی تئوریک است. زیرا شرکت‌های بزرگ با سطح انحرافات رفتاری پائین تری همراه هستند و بنابراین توان پیش بینی بازده آتی آنها بوسیله بازده های گذشته آنها کمتر خواهد بود. در این صورت بازگشت قیمت سهام کمتری برای این شرکت‌ها مورد انتظار است [۱۴]. مقایسه ضریب تعیین مدل مورد استفاده برای آزمون فرضیه ۱ (٪۸/۲۵) با ضریب تعیین مدل مورد استفاده برای بررسی واکنش بازار (٪۶/۷۷) نشان می‌دهد که با ورود متغیر اندازه به مدل، توان توضیح دهندگی آن افزایش یافته است.

آزمون‌های زیربنایی رگرسیون شامل بررسی فرض ناهمبسته بودن باقیمانده‌ها با استفاده از آماره دوربین واتسن، فرض نرمال بودن توزیع باقیمانده‌ها با استفاده از آزمون ناپارامتریک نیکویی برازش کولموگروف-اسمیرنف، 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، فرض استقلال یا عدم وجود هم خطی بین متغیرهای پیشگو با استفاده از آماره VIF (عامل تورم واریانس) انجام گرفت که در کلیه موارد فرض ناهمبسته بودن باقیمانده‌ها (۲/۵ >DW> ۱/۵) و فرض ثابت بودن واریانس (نمودار پراکنش فاقد شکل مشخص) و عدم وجود همخطی بین متغیرهای پیشگو (۸ 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 ۱۶۰ مشاهده بودند انحراف از این فرض در برخی موارد خللی در اعتبار نتایج حاصله ایجاد نمی‌کند.

معنادار نبودن آماره t (۱/۷۹) و کوچک بودن متوسط ضریب اثر متقابل وجه نقد عملیاتی و بازده نامشهود (۰/۰۱) ناشی از وجود ضرایب با علامت مثبت و منفی است که طی عملیات میانگین گیری خنثی شده اند.

آزمون فرضیه ۲

نتایج آزمون فرضیه ۲ به شرح جدول (۴) می‌باشد:

جدول ۴: میانگین ضرایب مدل های برازش شده برای آزمون فرضیه ۲

سال مالی منتهی به ...	F fisher	عدد ثابت	بازده نامشهود	ارزش دفتری به بازار دوره قبل	بازده مبتنی بر ارزش دفتری	نوسانات وجه نقد عملیاتی	اثر متقابل	ضریب تعیین
۱۳۸۹/۱۲/۳۰								
۱۳۹۰/۱۲/۳۰								
۱۳۹۱/۱۲/۳۰	۳/۴۹۹	۰/۱۲۵	-۰/۱۰۸	۰/۰۱۴	۰/۰۰۰	-۲/۳۳E-۰۸	۱/۱۶E-۰۷	٪ ۹/۵
		(۶/۲۵)	(-۳/۳۹۶)	(۰/۵۶۷)	(-۰/۰۱)	(-۱/۱۷۳)	(۳/۲۷۸)	
۱۳۹۲/۱۲/۳۰								
میانگین کل	۳/۴۹۹	۰/۱۲۵	-۰/۱۰۸	۰/۰۱۴	۰/۰۰۰	-۲/۳۳E-۰۸	۱/۱۶E-۰۷	٪ ۹/۵
		(۶/۲۵)	(-۳/۳۹۶)	(۰/۵۶۷)	(-۰/۰۱)	(-۱/۱۷۳)	(۳/۲۷۸)	

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

معناداری ضریب متغیر اثر متقابل وجه نقد عملیاتی و بازده نامشهود نشان دهنده تایید فرضیه ۲ تحقیق در سطح ۹۵٪ است. اما آنچنانکه مشاهده می‌شود ضریب متغیر اثر متقابل (۱/۱۶E-۰۷)، بطور متوسط مثبت است که نشان می‌دهد شرکت‌های پرریسک تر بازگشت بازده کمتری را تجربه می‌کنند. مقایسه ضریب تعیین مدل مورد استفاده برای آزمون فرضیه ۲ (۹/۵ ٪) با ضریب تعیین مدل مورد استفاده برای بررسی واکنش بازار (۶/۷۷ ٪) نشان می‌دهد که با ورود متغیر نوسانات وجه نقد عملیاتی به مدل، توان توضیح دهندگی آن افزایش یافته است.

آزمون‌های زیربنایی رگرسیون شامل فرض ناهمبسته بودن باقیمانده‌ها (۲/۵ >DW> ۱/۵) و فرض ثابت بودن واریانس (نمودار پراکنش فاقد شکل مشخص) و عدم وجود همخطی بین متغیرهای پیشگو (VIF۲> > 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 ۱۶۰ مشاهده بودند انحراف از این فرض در برخی موارد خللی در اعتبار نتایج حاصله ایجاد نمی‌کند.

معنادار نبودن آماره t (۱/۱۷۳-) و کوچک بودن متوسط ضریب اثر متقابل وجه نقد عملیاتی و بازده نامشهود (۱/۱۶E-۰۷) ناشی از وجود ضرایب با علامت مثبت و منفی است که طی عملیات میانگین گیری خنثی شده اند.

بحث و نتیجه گیری

تحلیل نتایج آزمون فرضیه اول

انچنانکه ذکر شد شرکت‌های کوچک به واسطه عدم نقدینگی در زمان انتشار مانند محدودیت در فروش استقراضی، هزینه های آربیتراژی بیشتری دارند و بنابراین قیمت گذاری نادرست سهام این شرکت‌ها مدت بیشتری بطول می انجامد. هیرشفلر(۲۰۰۱) و دنیل و همکاران (۲۰۰۱) نیز پیشنهاد می کنند که عدم اطمینان اطلاعاتی بیشتر بین شرکت‌های کوچک انحرافات رفتاری را بیشتر می کند . بنابراین انتظار می رود توان پیش بینی بیشتری برای بازده سهام شرکت‌های کوچک داشته باشیم. در واقع اندازه شرکت اغلب با سطح انحرافات رفتاری رابطه منفی دارد و موجب پیش بینی پذیری بیشتر (کمتری) برای بازده شرکت‌های کوچکتر (بزرگتر) می شود [۱۴].

اما آنچناکه مشاهده شد ضریب متغیر اثر متقابل، بطور نامنظم در دوره های مختلف معنادار گردیده است که این نشان از تایید فرضیه ۱ تحقیق در سطح ۹۵٪ دارد. اما مطابق با پیش بینی فوق، ضریب متغیر اثر متقابل بطور متوسط مثبت است که نشان می‌دهد شرکت‌های بزرگتر تداوم حرکت قیمت سهام بیشتری را تجربه می‌کنند. زیرا شرکت‌های بزرگ با سطح انحرافات رفتاری پائین تری همراه هستند و بنابراین توان پیش بینی بازده آنها کمتری خواهد بود. در این صورت بازگشت قیمت سهام کمتری برای این شرکت‌ها مورد انتظار است [۱۴]. مقایسه متوسط ضریب اثر متقابل متغیر اندازه شرکت و بازده نامشهود و متغیر بازده نامشهود در ازمون مقدماتی نشان می دهد که ورود متغیر اندازه بازگشت قیمت را از بین برده است. در واقع با وارد شدن اندازه انحرافات رفتاری کاهش می یابد.

مقایسه ضریب تعیین مدل مورد استفاده برای آزمون فرضیه ۱ (۸/۲۵٪) با ضریب تعیین مدل مورد استفاده برای بررسی واکنش بازار (۶/۷۷٪) نشان می‌دهد که با ورود متغیر اندازه به مدل، توان توضیح دهندگی آن افزایش یافته است. نتایج بدست آمده برای فرضیه ۱ تحقیق مطابق با نتایج چانگ(۲۰۰۷) 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 می‌تواند ناشی از تاثیر عوامل دیگر مانند ویژگی‌های شرکت باشد. به عنوان مثال 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 [۶]. چانگ (۲۰۰۷) نیز دریافت اندازه شرکت بر واکنش بازار نسبت به اطلاعات نامشهود در دوره کوتاه مدت موثر است [۱۴].

تحلیل نتایج آزمون فرضیه دوم

آنچنانکه مشاهده شد ضریب متغیر اثر متقابل نوسانات وجه نقد عملیاتی و بازده نامشهود بطور متوسط معنادار و مثبت است. مثبت شدن متوسط ضریب متغیر اثر متقابل نشان می‌دهد شرکت‌های پرریسک تر بازگشت بازده کمتری را تجربه می‌کنند. نتیجه حاصله با تمسک به انحراف محافظه کاری قابل توجیه است.

آنچنانکه قبلا عنوان شد انحراف محافظه کاری نوعی فرایند ذهنی است که موجب می‌شود افراد به دبدگاه ها یا پیش بینی های قبلی خود متمسک شده و اطلاعات جدید را نادیده بگیرند و یا کمتر از حد لازم به آنها واکنش نشان دهند. در واقع افراد در زمان دریافت اطلاعات جدید، تمایلی برای تعدیل باورهای قبلی خود ندارند و البته ممکن است این تعدیل به کندی انجام شود [۱]. بنابراین بازار با دریافت اطلاعات پیرامون نوسانات وجه نقد، تصورات خودد را درمورد شرکت و ریسک احتمالی آن شکل می‌دهند. لذا در زمان مواجهه با اطلاعات نامشهود، برای اجتناب از زیان احتمالی، محافظه کارانه عمل نموده و واکنشی ضعیف از خود نشان می‌دهند که موجب حرکت مداوم قیمت سهام می‌شود.

مقایسه متوسط ضریب متغیر اثر متقابل نوسانات وجه نقد عملیاتی و بازده نامشهود و متغیر بازده نامشهود در ازمون مقدماتی نشان می دهد که ورود متغیر نوسانات وجه نقد عملیاتی بازگشت قیمت را از بین برده است. در واقع با وارد شدن نوسانات وجه نقد عملیاتی انحرافات رفتاری کاهش می یابد.

مقایسه ضریب تعیین مدل مورد استفاده برای آزمون فرضیه ۲ (۹/۵٪) با ضریب تعیین مدل مورد استفاده برای بررسی واکنش بازار (۶/۷۷٪) نشان می‌دهد که با ورود متغیر نوسانات وجه نقد عملیاتی به مدل، توان توضیح دهندگی آن افزایش یافته است.

بطور کلی این نتایج تحقیق نشان می دهد سرمایه گذاران بطور متوسط نسبت به اطلاعات نامشهود بیش واکنش نشان داده اند. اما این واکنش برای شرکت‌های کوچک و بزرگ یکسان نمی باشد. همچنین واکنش سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات نامشهود در مورد شرکت‌های با نوسانات وجه نقد عملیاتی بالا و سرمایه‌گذاران نهادی بیشتر متفاوت خواهد بود.

مقایسه میانگین ضریب تعیین مدل‌های آماری مورد استفاده در آزمون فرضیه ها برای نوسانات وجه نقد عملیاتی (۹/۵٪) و اندازه (۸/۲۵٪) نشان می‌دهد که سرمایه گذاران نهادی بیشترین تاثیر را بر واکنش بازار نسبت به اطلاعات نامشهود داشته اند.

محدودیت های پژوهش

۱. در تحقیقات مشابه در سایر کشورها مانند دنیل و تیتمن (۲۰۰۶)، در محاسبه بازده نامشهود از سایر معیارهای حسابداری مانند سود، وجه نقد عملیاتی و فروش نیز استفاده شده است که در این تحقیق به آنها پرداخته نشده است در حالیکه ممکن است منجر به نتایج متفاوتی گردد که این امر نیازمند پژوهش های بیشتر می‌باشد ولی به هر حال ایجاب می‌کند در استفاده از نتایج این پژوهش با احتیاط بیشتری اقدام شود. بر این اساس پیشنهاد شماره ۱ ارائه شده است.

۲. همچنین دنیل و تیتمن (۲۰۰۶) با گسترش دامنه اطلاعات مشهود به سود، فروش، وجه نقد عملیاتی و ارزش فتری به بازار بطور همزمان سعی نمودند، گستره دقیقتری از اطلاعات نامشهود ارائه نمایند. لذا پیشنهاد شماره ۱ ارائه گردید.

پیشنهاد برای پژوهش‌های آتی

انجام مجدد این پژوهش با استفاده از معیارهای دیگر مانند سود، فروش و وجه نقد عملیاتی بجای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در محاسبه بازده نامشهود بطور مستقل و همزمان.

فهرست منابع

۱. بدری، احمد (۱۳۸۸). **دانش مالی رفتاری و مدیریت دارایی**. انتشارات کیهان، تهران.

۲. بزاززاده، حمید رضا، ملکیان کله بستی، اسفندیار و کامیابی، یحیی (۱۳۹۵). "واکنش بازار نسبت به اطلاعات نامشـــهود: نقش تعدیل کننده ســـرمایه گذاران نهادی." **فصلنامه حسابداری مالی**، در جریان چاپ.

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

۴. فدایی نژاد ، محمد اســـماعیل و کامل نیا، مجتبی (۱۳۹۵). "واکنش بازار به اطلاعات مشـــهود و نام شهود در بورس اوراق بهادار تهران". **فصلنامه مدیریت دارایی و تأمین مالی**، جلد ۴، شماره ۱، ص ۳۶–۱۹.

۵. فدایی نژاد ، محمد اسماعیل، مایلی، محمدرضا و امام دوست، مصطفی (۱۳۹۴). " اثرگذاری عوامل رفتاری و انعکاس سوگیری دیرپذیری در رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران". **مطالعات حسابداری و حسابرسی**، انجمن حسابداری ایران، شماره ۱۴، ص ۱۵-۴

۶. فروغی، داریوش و نادم، مسعود (۱۳۸۹). "بررسی تاثیر ویژگی های خاص سازمانی بر رابطه سود و بازده". **حسابداری مالی**، دوره۲، شماره ۷ ، ص ۹۶-۷۳.

۷. فروغی، داریوش، امیری، هادی و نرگس، حمیدیان (۱۳۹۱). "تأثیر بازده نامشهود دوره های قبل بر رابطه بین اقلام تعهدی و بازده آینده ســهام". **مجله دانش حسابداری**، دوره ۳ ، شـماره ۹، ص ۱۰۱-۱۲۲.

۸. قالیباف اصل، حسن، شمس، شهاب الدین و محمد جواد، ساده وند (۱۳۸۹). "بررسی بازده اضافی اســـتراتژی شـــتاب ســـود و قیمت در بورس اوراق بهادار تهران". **بررســـی های حســـابداری و حسابرسی**، شماره ۶۱، ص ۱۱۶-۹۹.

۹. کرباسی یزدی، حسین، نوری فرد، یداله، و حسن، چناری بوکت (۱۳۹۱). "مطالعه پدیده بازگشت به میانگین در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از آزمون ریشه واحد". **فصلنامه دانش سرمایه گذاری**، دوره ۱، شماره ۴ ، ص ۱۰۳-۸۷.

۱۰. مرفوع، محمد و عدل زاده، مرتضی (۱۳۹۳). "عدم اطمینان اطلاعاتی و واکنش کمتر از حد سرمایه گذاران". **پژوهش‌های تجربی حسابداری**، سال ۴، شماره ۱۳، ص ۱۷۷-۱۶۹.

11. Barberis, Nicholas, Shleifer, Andrei and Robert, Vishny (1998). "A model of investor sentiment". **Journal of Financial Economics,** No 49, pp 307-343.
12. Bhootra, Ajay (2013). "On the Role of Intangible Information and Capital Gains Taxes in Long Term Return Reversals". **Financial management**, vol 3, No 42, pp 537-573.
13. Chang, Y., and H. Cheng (2015). "Information environment and investor behavior". **Journal of Banking and Finance**, No 59, pp 250-264.
14. 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
15. Daniel, Kent D., and Sheridan, Titman (2006). "Market reactions to tangible and intangible information". **Journal of Finance**, No 61, pp 1606-1643.
16. Daniel, Kent D., Hirshleifer, David and Subrahmanyam, Avanidhar (1998). "Investor psychology and security market over- and under-reactions". **Journal of Finance**, No 53, pp 1839-1885.
17. Fama, Eugene F., Macbeth, James (1973). "Risk, return and equilibrium: empirical tests". **Journal of Political Economy**, No 81, pp 607-636.
18. Foster, K.R. Kharazi, A. (2008). "Contrarian and Momentum Returns on Iran's Tehran Stock Exchange". **The Journal of International Financial Markets, Institutions & Money,** No18, Vol 1, pp 16-30.
19. Huang, Alan Guoming (2009). "The cross section of cashflow volatility and expected stock returns". **Journal of Empirical Finance**, No 16, pp 409–429.
20. Jegadeesh, N. and S., Titman. (2001). "Profitability of Momentum Strategies: An Evaluation of Alternative Explanations**". Journal of Finance**, No 56, Vol 2, pp 699–720.
21. Jegadeesh, N., and S., Titman (1993). "Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency", **Journal of Finance**, No 48, pp 65-91.
22. Jiang, H. (2008). "Institutional Investors, Intangible Information and the Book-to-Market Effect". Working paper, available at www.papers.ssrn.com.
23. Zhang, X. Frank (2006). "Information Uncertainty and Stock Returns". **The Journal of Finance**. LXI, Vol 1, pp 105-136.

Accounting & Auditing Researches, Winter 2019, No. 44. pp. 5-22

The affecting Factors on Stock Market reactions to Intangible information

Hamid Reza Bazzaz zadeh Torbati (PhD)[1]

PhD in Accounting, University of Mazandaran and Assistant Professor, Islamic Azad University, Neyshabur Branch, Iran.

Esfandiar Malekian Kalebasti (PhD)[2]©

Professor of Accounting, University of Mazandaran, Iran

(Received: 32 July 2017; Accepted: 21 January 2018)

The aim of this study is investigation of factors affecting investors' reaction to intangible information include size and cash flow volatility in firms listed in Tehran Security Exchange. Intangible information is such as information about future profitably investment opportunity that get news about future firms' performance, but may not to be measured by accounting digits or measures such as Book to Market ratio.

For this, using 198 firms' semi and yearly data in time period of 2008 to 2012 and annual return information ended to 06/31 and 12/29, the hypothesizes are investigated. In this regard, the relationship between past intangible return and future monthly returns and the modifying role of size and cash flow volatility are examined.

The results show that, in short term, bigger firms experience more reversal. But firms with more cash flow volatility experience more momentum.

Keywords: Intangible Return, Market Reaction, Intangible Information, cfo Volatility.

[1] hrbt_ni@yahoo.com

[2] e.malekian@umz.ac.ir (Corresponding Author)