Archive of SID

مجله پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز
دوره دوم، شماره دوم، پاییز و زمستان ۱۳۸۹، پیاپی ۵۹/۳، صفحه‌های ۲۹-۱
(مجله علوم اجتماعی و انسانی سابق)

بررسی رابطه‌ی میان اقلام تعهدی و عدم تقارن اطلاعاتی در بورس اوراق بهادار تهران

دکتر احمد خدامی‌پور* **محمد قدیری****
دانشگاه شهید باهنر کرمان

چکیده

هدف این تحقیق، بررسی رابطه‌ی میان اقلام تعهدی و عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران، در بورس اوراق بهادار تهران است. در این مطالعه، برای اندازه گیری عدم تقارن اطلاعاتی و اجزای اقلام تعهدی، به ترتیب از دامنه‌ی تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام و مدل تعدیل شده‌ی جونز با رویکرد مبتنی بر خطای برآورد، استفاده شده است. فرضیات تحقیق بر مبنای یک نمونه‌ی آماری متشکل از ۱۰۱ شرکت برای یک دوره‌ی ۷ ساله، از سال ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۸ و با استفاده از مدل‌های رگرسیون ساده و چند متغیره و روش داده‌های پانل، مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج حاصل از تحلیل داده‌ها حاکی از این است که میان اقلام تعهدی غیرعادی و عدم تقارن اطلاعاتی، رابطه‌ی مثبت و معنی‌داری وجود دارد، به طوری که با افزایش میزان اقلام تعهدی غیرعادی، عدم تقارن اطلاعاتی نیز افزایش می‌یابد. با این حال، نتایج تحقیق، رابطه‌ی معنی‌داری را میان قدرمطلق کل اقلام تعهدی و عدم تقارن اطلاعاتی، نشان نمی‌دهد. همچنین یافته‌های تحقیق بیان گر وجود یک رابطه‌ی منفی و معنی‌دار میان نقدشوندگی سهام، اندازه‌ی شرکت و نسبت مالکیت نهادی با عدم تقارن اطلاعاتی است. در ارتباط با تغییرپذیری بازده

* استادیار گروه حسابداری
** کارشناس ارشد حسابداری

www.SID.ir

Archive of SID

سهام نیز نتایج نشان دهنده‌ی وجود یک رابطه‌ی مثبت و معنی‌دار میـان عـدم تقارن اطلاعاتی و تغییرپذیری بازده سهام است.

واژه‌های کلیدی: ۱.عدم تقارن اطلاعاتی ۲. دامنه‌ی تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام ۳. اقلام تعهدی ۴. اقلام تعهدی غیرعادی.

۱. مقدمه

مبنای تصمیم‌گیری مشارکت‌کنندگان در بازارهای اوراق بهادار، اطلاعاتی است کـه از سوی بورس‌ها، ناشران اوراق بهادار پذیرفته شده در بـورس و واسـطه‌هـای فعـال در ایـن بازارها، منتشر می‌شود. بهره‌گیری از این اطلاعات و به عبارتی، تـصمیم‌گیـری صـحیح در بازار اوراق بهادار زمانی امکان‌پذیر است که اطلاعات یاد شده به موقع، مربوط، با اهمیت و نیز کامل و قابل فهم باشد. از سوی دیگر، نوع و چگونگی دستیابی به اطلاعات نیـز حـایز اهمیت است. در صورتی که انتقال اطلاعات به صورت نابرابر و نامتقارن، بین افراد صورت گیرد می‌تواند نتایج متفاوتی را نسبت به یک موضوع واحد سبب شود. موضـوع بازارهـای نامتقارن، مساله‌ای بسیار مهم است که با پیچیده شدن کالاها و خدمات و از طـرف دیگـر، پیچیده شدن مکانیزم مبادله، روز به روز بر اهمیت آن افزوده شده و نیاز به توجه بیش‌تر و ارائه‌ی راهکارهای جدیدتری را از سوی بـازیگران بـازار، یعنـی فروشـنده‌هـا، خریـداران، نهادهای قانونی، مدیران، اعتباردهندگان و نهایتاً دولت، مـی‌طلبـد. عـدم تقـارن اطلاعـات پیامدهای نامطلوب مختلفی را از قبیل کاهش کارایی بازار، افزایش هزینـه‌هـای معـاملاتی، ضعف بازار، نقدشوندگی پایین و به طور کلی، کاهش سود حاصل از معاملات در بازارهای سرمایه، در پی دارد. مطالب یاد شده می‌تواند بیان گر اهمیت موضوع عدم تقارن اطلاعاتی و تأثیر غیرقابل انکار آن بر تصمیم گیری‌های اقتصادی، باشد. ما در این مطالعه، به منظـور شناسایی میزان تأثیر اقلام تعهدی بر پدیده‌ی عدم تقارن اطلاعاتی، به بررسی رابطه‌ی میـان این اقلام با عدم تقارن اطلاعاتی، در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌ایم.

۲. مبانی نظری و فرضیه‌های تحقیق

اطلاعات در بازار سرمایه، پایه‌ی اولیه معاملات، تلقی می‌گردد؛ به طوری کـه قیمـت

www.SID.ir

Archive of SID

اوراق بهادار، رابطه‌ای مستقیم با اطلاعات در اختیار سرمایه گذاران دارد. در دهـه‌ی ۱۹۷۰ میلادی، سه دانشمند به نام‌های مایکل اسپنس[۱]، جـورج آکرلـوف[۲] و جـوزف اسـتیلیتز[۳] در زمینه‌ی اقتصاد اطلاعات، نظریـه‌ای را پایـه گـذاری کردنـد کـه بـه نظریـه‌ی عـدم تقـارن اطلاعاتی، موسوم شد. عدم تقارن اطلاعاتی به وضعیتی اطلاق می‌شود کـه در آن، یکـی از دو طرف مبادله، اطلاعات بیش‌تری را نسبت به طرف مقابل، در اختیار داشته باشد. این امر به علل مختلف از جمله وجود معاملات و اطلاعات محرمانه، به وقـوع مـی‌پیونـد. ویلیـام اسکات در کتاب ایتالیک حسابداری مالی خود، عدم تقارن اطلاعـاتی را مزیـت اطلاعـاتی برخی از طرف‌های معامله نسبت به دیگران در یک داد و ستد بازرگانی تعریـف مـی‌کنـد. مقاله‌ی آکرلوف (۱۹۷۰) با عنوان «بازار نابسامان[۴]»، تحقیقی بـا اهمیـت در ادبیـات اقتـصاد اطلاعات محسوب می‌شود و توجه صاحب‌نظران حوزه‌های مختلف اقتصادی را به مساله‌ی عدم تقارن اطلاعاتی و تبعات آن، جلب نموده است. ریشه و پایه‌ی نظریه‌ی مذکور بر این اصل استوار است که در یک معامله، چنان چه یکی از دو طرف، از شرایط واقعی کالاهـای مورد نظر، آگاهی نداشته باشد، طرف دوم می‌تواند سود بیش‌تری حاصل نمایـد. در چنـین شرایطی، گونه‌ای از نبود اطمینان و عدم قطعیت بر فضای معامله حاکم خواهد بود کـه در نهایت، به تضعیف جریان بازار یا به عبارت دیگر، شکـست بـازار مـی‌انجامـد (ماتسیـشی، ۱۳۷۸).

زمانی که معامله گران از وجود افراد غیر مطلع در بازار آگـاه شـوند، در ایـن حالـت، افزایش سطح عدم تقارن اطلاعاتی از طریق گسترش دامنه‌ی تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام[۵] نشان داده می‌شود. دامنه‌ی تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سـهام، نشان دهنده‌ی میزان شکاف موجود میان «قیمت پیشنهادی خرید سهام» و «قیمت پیشنهادی فروش سهام» است. قیمت پیشنهادی خرید سهام، به قیمتی گفته می‌شود که سرمایه گذار یا بازارگردان[۶] برای خرید سهامی خاص، پیشنهاد می‌کند. قیمت پیشنهادی فروش سهام نیز به قیمتی گفته می‌شود که یک فروشنده‌ی سهام یا بازارگردان برای فروش آن سـهام، پیـشنهاد می‌کند. در ادبیات مالی، دامنه‌ی تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام، از سه بخش تشکیل می‌شود: هزینـه‌ی پـردازش سـفارش[۷]، هزینـه‌ی نگـه داری موجـودی[۸] و هزینـه‌ی انتخاب نادرست[۹]. هزینه پردازش سفارش، مبلغی است که برای جبران هزینه‌های دفتری و اداری انجام سفارش‌ها، پرداخت می‌شود (تینیک[۱۰]، ۱۹۷۲). از طرفـی، هزینـه‌ی معـاملات،

www.SID.ir

Archive of SID

بازارسازها را مجبور به نگه‌داری پرتفوی متنوع می‌کند تا از این طریق، بتوانند هزینـه‌هـای خود را پوشش دهند. در ادبیات مالی این بخش از هزینه‌ها، تحت عنوان هزینه‌ی نگه داری موجودی، بیان می‌شود (بولن[11]، ۲۰۰۴). بخش سوم از هزینه‌ها، مربوط به هزینه‌ی انتخـاب نادرست است که از سوی کوپلند و گالای[12] (۱۹۸۳) و گلستن و میلگرام[13] (۱۹۸۵) مطرح شد و نمایان‌گر یک امر جبرانی برای معامله گران برای پذیرش ریسک معاملـه بـا افـرادی است که احتمال دارد اطلاعات مهـم و محرمانـه‌ای در اختیـار داشـته باشـند (احمـدپور و رسائیان، ۱۳۸۵).

اقلام تعهدی حسابداری با تطابق دادن هزینه‌هـا و درآمـدهای حاصـل شـده در یـک دوره‌ی مالی، جریانات نقدی را بدون در نظر گرفتن زمان وقوع، بـه سـود خـالص تبـدیل می‌کنند. این اقلام، انتظارات مدیران را از رویدادهای احتمالی آتی، نشان می‌دهنـد؛ از ایـن رو، احتمالاً دارای مقادیری از خطای اندازه گیری هستند. علاوه بر این، اقلام تعهدی ممکن است به خاطر دستکاری‌های آگاهانه‌ی مدیریت (مدیریت سود) و یـا اعمـال دیـدگاه‌هـای شخصی نیز دارای انحرافاتی باشند. از این رو، سرمایه گذاران لازم است برای دستیابی بـه درک کاملی از معنای ارزشی اقلام تعهدی، متحمل هزینه‌ی قابـل تـوجهی بـرای پـردازش اطلاعات، شوند. سرمایه گذارانی که در فهمیدن ارزش اقتصادی واقعی اقلام تعهدی، کُنـد عمل می‌کنند، در سال جاری، ارزش درستی را از ایـن اقـلام نخواهنـد داشـت (اسـلون[14]، ۱۹۹۶). قسمت اعظم این ارزش گذاری نادرست اقلام تعهدی را می‌توان به اقلام تعهـدی غیرعادی، نسبت داد (ژی[15]، ۲۰۰۱). ارزش گذاری نادرست اقلام تعهـدی، بیـان گـر ایـن واقعیت است که سرمایه گذاران، به طور میانگین، قادر به درک اطلاعات موجود در اقـلام تعهدی نیستند. در نتیجه، گروه خاصی از سرمایه گذاران آگاه ماننـد افـراد درون سـازمانی، قادر خواهند بود تا با بهره گیری از این ارزش گذاری نادرست اقلام تعهدی، فعالیت‌هـای تجاری خود را به سمت سود سوق دهند. با توجه به موارد فوق، می‌توان انتظار داشت کـه اقلام تعهدی باعث ایجاد ناهمسانی اطلاعـاتی در بـازار شـود، برتـری اطلاعـاتی سـرمایه گذاران آگاه را افزایش دهد و منجربه عدم تقارن اطلاعاتی در بازار گردد. از طرفی، طبـق مـدل عـدم تقـارن اطلاعـاتی کوپلنـد وگـالای (۱۹۸۳) و گلـستن و میلگـرام (۱۹۸۵)، بازارگردان‌ها و سرمایه‌گذاران، از انجام معامله با افراد مطلع دچار زیان می‌شوند و این زیان را از طریق گسترش دامنه‌ی تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام، جبران می‌کننـد.

www.SID.ir

Archive of SID

از این رو عدم تقارن اطلاعاتی در بازار، منجر به افزایش دامنه‌ی تفاوت قیمت‌های پیشنهادی می‌شود. به همین دلیل، انتظار می‌رود با افزایش میزان اقلام تعهدی، دامنه‌ی تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام نیز افزایش یابد. این موضوع در ارتباط با اقلام تعهدی غیرعادی، بیش‌تر نمود پیدا می‌کند. بر این اساس، فرضیه‌ی اول و دوم این تحقیق به صورت زیر، قابل بیان است:

فرضیه‌ی اول: بین دامنه‌ی تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام و قدر مطلق کل اقلام تعهدی، رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار وجود دارد.

فرضیه‌ی دوم: بین دامنه‌ی تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام و قدر مطلق اقلام تعهدی غیرعادی، رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار وجود دارد.

بر اساس تحقیقات صورت گرفته، عواملی همچون میزان نقدشوندگی سهام، اندازه‌ی شرکت، میزان مالکیت نهادی و تغییرپذیری بازده سهام نیز بر دامنه‌ی تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش، تأثیر گذار هستند. افزایش دامنه‌ی تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش می‌تواند منجر به این شود که سرمایه گذاران، متوسط نگهداشت سهام در پرتفوی خود را بدون تأثیر اساسی بر قیمت سهام، افزایش دهند (نیل و وتلی[۱۶]، ۱۹۹۸). در نتیجه، انتظار می‌رود دامنه‌ی تفاوت قیمتی بیش‌تر به کاهش حجم معاملات و میزان نقدشوندگی سهام، منجر شود. تعامل پیچیده‌تری بین دامنه‌ی تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش و اندازه شرکت وجود دارد. شرکت‌های کوچک، برای سرمایه گذاران بیرونی، شفافیت کم‌تری دارند و معامله بر اساس اطلاعات نهانی، در آن‌ها زیاد است. در مقابل، شرکت‌های بزرگ بیش‌تر در معرض دید رسانه‌ها هستند، تحلیل گران زیادی را به سمت خود جلب می‌کنند و دارای یک محیط اطلاعاتی دردسترس هستند (هازبوروک[۱۷]، ۱۹۹۱). در نتیجه، انتظار می‌رود عدم تقارن اطلاعاتی میان سرمایه گذاران در شرکت‌های بزرگ، کم‌تر باشد. سهام داران نهادی دارای مزیت نسبی در جمع آوری اطلاعات هستند و به اطلاعات داخلیِ با ارزش درباره‌ی چشم اندازهای شرکت و استراتژی‌های تجاری، دسترسی دارند. بنابراین، یک نقش بالقوه برای سهام داران نهادی بزرگ، فراهم نمودن مکانیسمی معتبر برای انتقال اطلاعات به بازارهای مالی یا به عبارت دیگر، به سایر سهام داران، است. از این رو، انتظار می‌رود با افزایش میزان مالکیت نهادی، عدم تقارن اطلاعاتی در بازار سرمایه، کاهش یابد. همچنین معامله بر اساس اطلاعات نهانی، امکان تغییرات ناگهانی قیمت را فراهم می‌آورد.

www.SID.ir

Archive of SID

از این رو، معامله گران ریسک گریز، از طریق افزایش شکاف قیمتی، سعی می‌کنند تا هرگونه زیان ناشی از افزایش تغییرپذیری در قیمت سهام را پوشش دهند (مورس و اوشمن[۱۸]، ۱۹۸۳). پس می‌توان انتظار داشت با افزایش تغییرپذیری بازده سهام، تفاوت دامنه‌ی قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام نیز افزایش یابد. با توجه به موارد یاد شده و با در نظر گرفتن اثرات متغیرهای کنترلی نقدشوندگی سهام، اندازه‌ی شرکت، نسبت مالکیت نهادی و تغییرپذیری بازده سهام، فرضیه‌های سوم و چهارم این تحقیق به صورت زیر، قابل بیان هستند:

فرضیه‌ی سوم: بین دامنه‌ی تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام و قدر مطلق کل اقلام تعهدی با در نظر گرفتن اثرات متغیرهای کنترلی نقدشوندگی سهام، اندازه‌ی شرکت، نسبت مالکیت نهادی و تغییرپذیری بازده سهام، رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار وجود دارد.

فرضیه‌ی چهارم: بین دامنه‌ی تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام و قدر مطلق اقلام تعهدی غیرعادی با در نظر گرفتن اثرات متغیرهای کنترلی نقدشوندگی سهام، اندازه‌ی شرکت، نسبت مالکیت نهادی و تغییرپذیری بازده سهام، رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار وجود دارد.

۳. پیشینه‌ی تحقیق

مبانی تئوریک ادبیات مربوط به تأثیر عدم تقارن اطلاعاتی بر اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش، برای اولین بار از سوی دمستز (۱۹۶۸) مطرح گردیده است. وی در مقاله‌ی خود، رابطه‌ی بین اطلاعات مالی و عدم تقارن اطلاعاتی را با استفاده از دامنه‌ی تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش مطلق سهام، مورد بررسی قرار داد و به این نتیجه رسید که دامنه‌ی تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش مطلق سهام با لگاریتم تعداد معاملات و لگاریتم تعداد سهام داران رابطه، منفی و معنی‌دار و با قیمت هر سهم رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار دارد. نتایج تحقیق مورس و اوشمن (۱۹۸۳)، شواهدی در مورد رابطه‌ی بین افشای اطلاعات مالی و تغییرات در دامنه‌ی تفاوت قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش، ارائه کرده است. لی و همکارانش (۱۹۹۳) با استفاده از اطلاعات روزانه، نشان دادند که اختلاف قیمت‌ها با توجه به انتظارات مربوط به اطلاعیه‌های سود، کم و زیاد

www.SID.ir

Archive of SID

می‌شوند. اسلون (۱۹۹۶) این گونه استدلال می‌کند که سرمایه گذاران به طور متوسط، در درک محتوای اطلاعات اقتصادی اقلام تعهدی، کند عمل می‌کنند. نتایج بررسی‌های ژی (۲۰۰۱) حاکی از این است که ضریب مربوط به ارزش گذاری اقلام تعهدی، به طور قابل ملاحظه‌ای از ضریب مربوط به پیش بینی اقلام تعهدی، بیش‌تر است. به عبارت دیگر، بازار، اقلام تعهدی را بیش از ارزش واقعی آن قیمت گذاری می‌کند. یافته‌های تحقیق وی نشان می‌دهد این ارزش گذاری بیش از واقع، عمدتاً برای اقلام تعهدی غیرعادی، اتفاق می‌افتد. کولینز و همکارانش (۲۰۰۳) تأثیر میزان مالکیت نهادی بر ارزش گذاری نادرست اقلام تعهدی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج تحقیق حاکی از این بود که میزان مالکیت نهادی با سطح پایین ارزش گذاری نادرست اقلام تعهدی، رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار دارد. باچتیار[۱۹] (۲۰۰۸) در مطالعه‌ی خود، به بررسی رابطه‌ی میان اقلام تعهدی و عدم تقارن اطلاعاتی، پرداخته است. یافته‌های تحقیق وی حاکی از این است که اقلام تعهدی، رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار با عدم تقارن اطلاعاتی، دارد. همچنین نتایج این تحقیق نشان دهنده‌ی وجود یک رابطه‌ی مثبت و معنی‌دار میان اقلام تعهدی اختیاری (غیرعادی) و عدم تقارن اطلاعاتی است. باهاتاچاریا و همکارانش (۲۰۱۰) در تحقیقی، به بررسی رابطه‌ی میان کیفیت سود و عدم تقارن اطلاعاتی پرداخته‌اند. آن‌ها با توجه به یافته‌های خود، این گونه نتیجه گیری کردند که کیفیت پایین سود، منجر به افزایش عدم تقارن اطلاعاتی در بازارهای مالی می‌گردد. واسان و بون (۲۰۱۰) در مطالعه ای، به بررسی رابطه‌ی میان اقلام تعهدی و عدم تقارن اطلاعاتی، پرداخته اند. در تحقیق آن‌ها میان دامنه‌ی تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام و اقلام تعهدی، رابطه‌ای معنی‌دار مشاهده نگردید، به طوری که رابطه‌ی میان قدرمطلق کل اقلام تعهدی و دامنه‌ی تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام، منفی و بی معنی و رابطه‌ی میان قدرمطلق اقلام تعهدی غیرعادی و دامنه‌ی تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام، مثبت و بی معنی است.

در ایران، قائمی و وطن پرست (۱۳۸۴) به بررسی نقش اطلاعات حسابداری در کاهش عدم تقارن اطلاعاتی در بورس اوراق بهادار تهران، پرداختند. نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد که در طی دوره‌ی مورد مطالعه، عدم تقارن اطلاعاتی در بورس اوراق بهادار تهران بین سرمایه گذاران وجود داشته و این امر در دوره‌های قبل از اعلان سود، به مراتب بیش‌تر از دوره‌های پس از اعلان سود است. همچنین نتایج نشان داد که در بازار

www.SID.ir

Archive of SID

سرمایه‌ی ایران، عدم تقارن اطلاعاتی بر حجم معاملات و قیمت سهام، تأثیر گذار است؛ به طوری که در دوره‌ی قبل از اعلان سود، حجم معاملات افزایش مـی یابـد و قیمـت سـهام شرکت‌ها نیز دچار نوسان می‌شود. نـورش و ابراهیمـی کردلـر (۱۳۸۴) در مطالعـه ای، بـه بررسی و تبیین رابطه‌ی ترکیب سـهام داران بـا تقـارن اطلاعـات و سـودمندی معیارهـای حسابداری عملکرد، پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان داد به هر میزانی مالکیت نهادی افزایش یابد، ارائه‌ی اطلاعات از سوی مدیران شرکت به افراد مرتبط در بازار، افزایش مـی یابـد و عدم تقارن اطلاعات، کاهش خواهد یافت. احمدپور و رسائیان (۱۳۸۵) با بررسی رابطـه‌ی بین معیارهای ریسک و اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام، دریافتند معیارهای ریسک بـازار و ریـسک حـسابداری، بـیش از ۶۸درصـد تغییـرات را در اخـتلاف قیمـت پیشنهادی خرید و فروش سهام، اندازه گیری می‌کند. خوش طینـت و یوسـفی (۱۳۸۶) در مطالعه ای، به بررسی ارتباط بـین تقـارن و عـدم تقـارن اطلاعـاتی بـا محافظـه کـاری در صورت‌های مالی، پرداخته‌اند. نتایج تحقیق آن‌ها حاکی از این بود که عدم تقارن اطلاعـاتی مابین سرمایه گذاران آگاه و ناآگاه منجر به محافظه کاری می‌شود. همچنین رضازاده و آزاد (۱۳۸۷) نشان دادند به دنبال افزایش عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران، تقاضا بـرای اعمال محافظه کاری در گزارش گری مالی، افزایش می‌یابد و یک رابطه‌ی مثبت و معنادار، میان عدم تقارن اطلاعاتی و سطح محافظه کاری اعمال شده در صـورت‌هـای مـالی، قابـل مشاهده است. رحیمیان، صالح نژاد و سالکی (۱۳۸۸) در تحقیقی، به بررسی رابطه‌ی میـان برخی ساز و کارهای حاکمیت شرکتی و عدم تقارن اطلاعـاتی، پرداختـه‌انـد. نتـایج نـشان می‌دهد، میان واحد حسابرسی و نسبت مدیران غیرمؤظف هیأت مـدیره و معیارهـای عـدم تقارن اطلاعاتی، رابطه ی معنادار، وجود ندارد؛ اما میـان درصـد مالکیـت سـرمایه گـذاران نهادی و عدم تقارن اطلاعاتی، رابطه‌ی منفی معنی‌داری وجـود دارد. قـائمی و رحـیم پـور (۱۳۸۸) با بررسی نقش اعلان‌های سود فصلی در کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، دریافتند که بعد از اعلان‌های سود فصلی، عدم تقارن اطلاعاتی کاهش نمی‌یابد و این اعلان‌هـا حـاوی محتوای اطلاعاتی برای کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، نیستند. کاظمی و خوبـانی (۱۳۸۹) در بررسی رابطه‌ی کیفیت سود با عدم تقارن اطلاعاتی، به این نتیجه رسیدند که کیفیـت سـود شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، هیچ تاثیری بر میـزان عـدم تقـارن اطلاعاتی ندارد.

www.SID.ir

Archive of SID

۴. روش تحقیق و نحوه‌ی آزمون فرضیه‌ها

روش مورد نظر برای انجام این تحقیق، از نوع شبه تجربی و همبستگی است. اطلاعات مربوط به ادبیات تحقیق و مبانی نظری، از منابع کتابخانه‌ای و پایگاه‌های علمی و مقالات داخلی و خارجی، استخراج شده است. همچنین داده‌های تحقیق، از بانک‌های اطلاعاتی تدبیر پرداز و ره‌آورد نوین و صورت‌های مالی شرکت‌ها گردآوری گردیده و پس از انجام پردازش‌های اولیه در نرم افزار اکسل، به وسیله‌ی نرم افزارهای Eviews، SPSS و MiniTab مورد تجزیه و تحلیل آماری قرار گرفته است. برای آزمون فرضیه‌ها از مدل رگرسیون خطی تک متغیره و چند متغیره استفاده شده است. روش آماری مورد استفاده در این تحقیق، روش داده‌های پانل[۲۰] است. برای آزمون فرضیه‌ها ابتدا با استفاده از آزمون چاو، درستی ادغام داده‌ها مورد آزمون قرار گرفته و سپس بر اساس نتایج آزمون‌هاسمن،[۲۱] نوع روش آزمون (اثرات ثابت یا اثرات تصادفی) تعیین گردیده و با توجه به نوع روش، نسبت به برآورد مدل اقدام شده است. برای بررسی معنی‌دار بودن کل مدل، از آماره F و برای بررسی معنی‌دار بودن ضریب متغیرهای مستقل در هر مدل از آماره t استفاده شده و در سطح اطمینان ۹۵٪ نسبت به پذیرش یا رد فرضیه‌ها تصمیم گیری، صورت گرفته است. همچنین به منظور بررسی نرمال بودن باقیمانده‌ها، همسان بودن واریانس باقیمانده‌ها و استقلال باقیمانده‌ها، به ترتیب از آزمون کلموگروف–اسمیرونوف ، آزمون ضریب لاگرانژ و آماره d دوربین– واتسون استفاده شده است.

۵. جامعه و نمونه‌ی آماری

جامعه‌ی آماری این تحقیق شامل کلیه‌ی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که از ابتدای سال ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۸، در بورس فعال بوده‌اند. با در نظر گرفتن اطلاعات نزدیک به زمان انجام تحقیق و در دسترس بودن آن‌ها، دوره‌ی زمانی تحقیق ۷ ساله و از سال ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۸، تعیین شده است. تعداد نمونه‌ی مورد مطالعه نیز که در مجموع ۱۰۱ شرکت در قالب ۲۱ صنعت مختلف بوده است، با استفاده از روش غربال گری[۲۲] (حذفی) و با توجه به معیارهای زیر، انتخاب شده است:

۱. شرکت باید قبل از سال ۱۳۸۲ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده و تا پایان سال ۱۳۸۸، در بورس فعال باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

۲. شرکت در گروه شرکت‌های سرمایه گذاری یا واسطه گری‌های مالی، نباشد.

۳. شرکت طی سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۸، تغییر سال مالی نداده باشد و سال مـالی آن به پایان اسفند ماه، منتهی شود.

۴. بیش از ۶ ماه وقفه در انجام معاملات شرکت وجود نداشته باشد.

۵. اطلاعات مورد نیاز شرکت، در دسترس باشد.

۶. مدل‌های تحقیق و تعریف عملیاتی متغیرها

در این پژوهش، چهار فرضیه‌ی تحقیق به ترتیب با استفاده از چهـار مـدل رگرسـیون زیر مورد آزمون قرار گرفته‌اند. متغیرهای تحقیق شامل دامنـه‌ی تفـاوت قیمـت پیـشنهادی خرید و فروش سهام، به عنوان متغیر وابسته، قدر مطلق کل اقلام تعهدی و قدر مطلق اقلام تعهدی غیرعادی، به عنوان متغیرهـای مـستقل و متغیرهـای نقدشـوندگی سـهام، انـدازه‌ی شرکت، نسبت مالکیت نهادی و تغییرپذیری بازده سهام، به عنوان متغیرهای کنترلی است.

مدل شماره ۱:

$$\ln(BID_ASK_{it}) = \alpha_1 + \alpha_2(\ln|TOT_ACC_{it}|) + \varepsilon_{it}$$

مدل شماره ۲:

$$\ln(BID_ASK_{it}) = \alpha_1 + \alpha_2(\ln|AB_ACC_{it}|) + \varepsilon_{it}$$

مدل شماره ۳:

$$\ln(BID_ASK_{it}) = \alpha_1 + \alpha_2(\ln|TOT_ACC_{it}|) + \alpha_3(\ln(SIZE_{it-1})) + \alpha_4(\ln(PIH_{it})) + \alpha_4(\ln(VOL_{it})) + \alpha_5(\ln(STDRET_{it})) + \varepsilon_{it}$$

مدل شماره ۴:

$$\ln(BID_ASK_{it}) = \alpha_1 + \alpha_2(\ln|AB_ACC_{it}|) + \alpha_3(\ln(SIZE_{it-1})) + \alpha_4(\ln(PIH_{it})) + \alpha_4(\ln(VOL_{it})) + \alpha_5(\ln(STDRET_{it})) + \varepsilon_{it}$$

در ادامه، تعریف عملیاتی و نحوه‌ی محاسبه‌ی هر یک از این متغیرها، تشریح می‌شود. لازم به توضیح است در آزمون فرضیه‌ها، برای مدنظر قراردادن روابط غیرخطی احتمـالی و بالقوه‌ی متغیرها، با توجه به تحقیقات پیشین، از ارزش لگاریتمی آن‌ها استفاده شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

متغیر وابسته:

• **دامنه‌ی تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام (BID_ASK_{it}):**

در این تحقیق، برای اندازه گیری عدم تقارن اطلاعاتی، از مدل دامنه‌ی تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش نسبی سهام، استفاده شده است. مدل دامنه‌ی تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش نسبی سهام در سال ۱۹۸۶، در تحقیق وینکاتش و چیانگ، مطرح گردید. پس از آن‌ها، محققان متعددی مانند آبیانکار[۲۳] و همکارانش (۱۹۹۷)، یوانگ و استول[۲۴] (۲۰۰۰)، واسان و بون (۲۰۱۰) و جایارامان[۲۵] (۲۰۰۸) از این روش برای اندازه گیری عدم تقارن اطلاعاتی، بهره گرفته‌اند. در ایران نیز قائمی و وطن پرست (۱۳۸۴)، احمدپور و رسائیان (۱۳۸۵)، رضازاده و آزاد (۱۳۸۷) و رحیمان و سالکی (۱۳۸۸) از این روش برای اندازه گیری عدم تقارن اطلاعاتی، استفاده کرده‌اند. نحوه‌ی محاسبه‌ی این مدل به صورت زیر است:

$$BID_ASK_{it} = \frac{1}{D_{it}} \sum_{d=1}^{D_{it}} \frac{(ASK_{id} - BID_{id})}{(ASK_{id} + BID_{id})/2}$$

در این مدل داریم:

BID_ASK_{it} = دامنه‌ی تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام برای شرکت i در سال t.

ASK_{id} = بهترین (کم‌ترین) قیمت پیشنهادی فروش سهام روزانه‌ی شرکت i؛

BID_{id} = بهترین (بیش‌ترین) قیمت پیشنهادی خرید سهام روزانه‌ی شرکت i؛

D_{it} = تعداد روزهایی از سال t که در آن، بهترین قیمت پیشنهادی فروش و بهترین قیمت پیشنهادی خرید، برای شرکت i موجود باشد.

روند محاسبه‌ی دامنه‌ی تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام، بدین صورت است که ابتدا داده‌های روزانه‌ی مربوط به قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش سهام برای هر یک از شرکت‌های نمونه، در طول هر سال استخراج و سپس برای روزهایی از سال که معیارهای زیر صادق باشند، «بیش‌ترین قیمت پیشنهادی خرید» به عنوان «بهترین قیمت پیشنهادی خرید سهام» و «کم‌ترین قیمت پیشنهادی فروش» به عنوان «بهترین قیمت پیشنهادی فروش» آن روز، تعیین گردیده است.

۱. هر دو قیمت پیشنهادی خرید سهام و قیمت پیشنهادی فروش سهام در روز مورد

www.SID.ir

Archive of SID

نظر، برای شرکت مربوط موجود باشد.

۲. قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش سهام در بازه زمانی جلسه‌ی رسمی معاملاتی بورس (ساعت ۹:۰۰ تا ۱۲:۰۰) باشند.

۳. تفاضل بیش‌ترین قیمت فروش سهام و کم‌ترین قیمت خرید سهام در روز مورد نظر، منفی نباشد.

سپس بر اساس مدل، میانگین ارقام محاسبه شده برای روزهای مختلف هر یک از سال‌های تحت بررسی شرکت‌های نمونه، به عنوان دامنه‌ی تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام آن شرکت طی آن سال، در نظر گرفته شده است.

متغیرهای مستقل:

- **قدرمطلق کل اقلام تعهدی ($|TOT_ACC_{it}|$):**

اقلام تعهدی نشان دهنده‌ی فاصله‌ی میان سود حسابداری وجریان وجوه نقد حاصل از عملیات است. در ادبیات مالی، دو مدل برای محاسبه‌ی اقلام تعهدی پیشنهاد شده است. مدل ترازنامه‌ای و مدل سود و زیانی. با توجه به این که استفاده از رویکرد ترازنامه‌ای در شرایطی منجر به ارائه‌ی نتایجی با کیفیت پایین می‌گردد (کولینز و هریبار[۲۶]، ۱۹۹۹)، در این تحقیق، برای محاسبه‌ی اقلام تعهدی، از مدل سود و زیانی استفاده شده است. این مدل به صورت زیر قابل تعریف است:

$$|TOT_ACC_{it}| = |OEARN_{it} - OCF_{it}|$$

که در آن:

$|TOT_ACC_{it}|$ = قدرمطلق کل اقلام تعهدی شرکت i در سال t؛

$OEARN_{it}$ = سود عملیاتی شرکت i در سال t که به صورت مستقیم از صورت سود و زیان شرکت‌ها استخراج شده است؛

OCF_{it} = جریانات نقدی ناشی از فعالیت‌های عملیاتی شرکت i در سال t. این رقم به طور مستقیم، از صورت جریان وجوه نقد شرکت‌ها استخراج شده است و نشان دهنده‌ی جریان‌های نقدی حاصل از درآمدهای مستمر و مولد عملیات شرکت است.

- **قدر مطلق اقلام تعهدی غیرعادی ($|AB_ACC_{it}|$):**

برای محاسبه‌ی اقلام تعهدی غیرعادی، مطابق با تحقیقات پیشین (ژی، ۲۰۰۱، واسان و بون، ۲۰۱۰) از مدل تعدیل شده‌ی مبتنی بر عملکرد و رشد جونز با رویکرد مبتنی بر

www.SID.ir

Archive of SID

خطای برآورد استفاده شده است که به صورت زیر، قابل تعریف است:

$$\frac{TAC_{it}}{TA_{it-1}} = \lambda_1\left(\frac{1}{TA_{it-1}}\right) + \lambda_2\left(\frac{\Delta REV_{it}}{TA_{it-1}}\right) + \lambda_3\left(\frac{PPE_{it}}{TA_{it}}\right) + \lambda_4\left(ROA_{it-1}\right) + \lambda_5\left(B/M_{it}\right) + \varepsilon_{it}$$

که در آن:

TCA_{it}= مجموع اقلام تعهدی شرکت i در پایان سال t که از تفاوت سود عملیاتی و جریانات نقدی ناشی از فعالیت‌های عملیاتی محاسبه گردیده است؛

TA_{it-1} = کل دارایی‌های شرکت i در ابتدای دوره t؛

ΔREV_{it}= تغییر در خالص درآمد بین سال $t-1$ و سال t برای شرکت i؛

PPE_{it}= میزان خالص اموال، ماشین آلات و تجهیزات برای شرکت i در پایان سال t؛

ROA_{it-1}= نسبت بازده دارایی‌های شرکت i در ابتدای دوره t که از تقسیم سود خالص بر جمع دارایی‌ها، به دست می‌آید؛

B/M_{it}= نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار هر سهم شرکت i در پایان سال t؛

ε_{it}= میزان خطای شرکت i در سال t

برای محاسبه‌ی اقلام تعهدی غیرعادی بعد از برآورد پارامترهای مدل، میزان قدر مطلق خطای محاسبه شده‌ی هر شرکت در هر سال (ε_{it})، به عنوان قدرمطلق اقلام تعهدی غیرعادی در نظر گرفته شده است. در برآورد پارمترهای مدل فوق، مطابق با تحقیق پاودا و پاستور (۲۰۰۵) از داده‌های پانل (سری زمانی-مقطعی) و بر اساس نتایج آزمون‌های F مقید وهاسمن از روش اثرات ثابت یک طرفه[۲۷] و مدل حداقل مربعات متغیر مجازی[۲۸] (LSDV) استفاده شده است.

متغیرهای کنترلی:

- **نقدشوندگی سهام (VOL_{it}):**

در این تحقیق، از حجم معاملات به عنوان معیاری برای نقدشوندگی سهام استفاده شده که به صورت زیر، قابل محاسبه است:

$$Vol_{it} = \frac{1}{D_{it}}\sum_{1}^{D_{it}} volume_i$$

www.SID.ir

Archive of SID

که در آن:

Vol_{it} = میانگین حجم معاملات روزانه‌ی سهام شرکت i در سال t؛

D_{it} = تعداد روزهایی از سال t که در آن، سهام شرکت i مورد معامله واقع شده است؛

$volume_i$ = حجم معاملات شرکت i به صورت روزانه.

- **اندازه‌ی شرکت** ($SIZE_{it-1}$):

در این تحقیق برای اندازه‌گیری شرکت، از متغیر ارزش بازار شرکت در اول دوره، استفاده شده است و منظور، حاصل ضرب تعداد سهام منتشر شده و در دست سهام داران در قیمت سهام در اولین روز از سال است.

- **نسبت مالکیت نهادی** (PIH_{it}):

منظور از مالکیت نهادی، میزان مالکیت سهام یک شرکت از سوی شرکت‌های سرمایه گذاری، سازمان‌ها و نهادهای عمومی، سازمان‌های دولتی و سایر شرکت‌ها است. در این تحقیق، این متغیر از تقسیم تعداد سهام شرکت که به وسیله‌ی شرکت‌های سرمایه گذاری، سازمان‌ها و نهادهای عمومی، سازمان‌های دولتی و سایر شرکت‌ها نگه داری می‌شود، به کل سهام منتشر شده و در دست سهام داران، محاسبه شده است.

- **تغییرپذیری بازده سهام** ($STDRET_{it}$):

تغییر پذیری بازده سهام، ابزاری برای نشان دادن درجه‌ی عدم اطمینان نسبت به تغییرات آتی بازده سهام است؛ به طوری که هر گاه درجه‌ی نوسان پذیری افزایش یابد، احتمال کاهش یا افزایش قیمت سهام نیز افزایش می‌یابد. در این تحقیق، از انحراف معیار بازده روزانه سهام به عنوان معیاری برای تغییرپذیری بازده سهام، استفاده شده و به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$STDRET_{it} = \sqrt{\frac{1}{D_{it}-1}\sum_{1}^{D_{it}}(R_i - \overline{R})^2}$$

که در آن:

$STDRET_{it}$ = تغییرپذیری (انحراف معیار) بازده سهام شرکت i در سال t؛

R_i = بازده روزانه‌ی سهام شرکت i است، به طوری که اگر P_t قیمت پایانی روز tام باشد، داریم:

www.SID.ir

Archive of SID

$$R_i = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$$

D_{it} = تعداد روزهایی از سال t که برای آن‌ها بازده روزانه‌ی سهام شرکت i محاسبه شده است.

۷.یافته‌های پژوهش

۷-۱. آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

به منظور کسب شناخت بیش‌تر درباره‌ی جامعه‌ی آماری و متغیرهای مورد مطالعه، خلاصه‌ی وضعیت آمار توصیفی متغیرهای تحقیق، در جدول شماره ۱ ارائه شده است.

جدول ۱: آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

متغیر	میانگین	میانه	انحراف معیار	ضریب چولگی	ضریب کشیدگی	کم‌ترین مقدار	بیش‌ترین مقدار
$Ln(BID_ASK)$	-۲/۷۹۸	-۲/۸۰۱	۰/۹۰۵۳	-۰/۰۹۳۱	۰/۹۴۱۸	-۶/۹۸۴	-۰/۷۰۵۲
$Ln(\lvert TOT_ACC \rvert)$	۱۰/۴۸	۱۰/۴۵	۱/۶۷۱	۰/۱۰۷۶	۰/۳۹۲	۵/۶۱۷	۱۵/۷۶۱
$Ln(\lvert AB_ACC \rvert)$	-۲/۷۴۵	-۲/۶۹۸	۱/۱۰۳	-۱/۱۶۹	۳/۲۵۷	-۹/۳۷۰	-۰/۱۵۷۳
$Ln(VOL)$	۱۱/۰۰۹	۱۰/۹۸۸	۱/۵۸۱	۰/۱۲۰۴	-۰/۲۸۱	۵/۴۸۹	۱۴/۹۴۶
$Ln(SIZE)$	۱۲/۸۳۶	۱۲/۸۰۳	۱/۴۸۳	۰/۲۹۱	-۰/۵۰۱	۹/۱۲۸	۱۶/۸۳۳
$Ln(PIH)$	-۰/۵۷۱	-۰/۳۸۸	۰/۷۴۳	-۳/۵۲۴	۱۹/۶۷۴	-۶/۹۰۸	-۰/۰۰۹
$Ln(STDRET)$	-۳/۵۷۶	-۳/۵۶۶	۰/۶۵۲	-۰/۰۵۵	-۰/۱۱۲	-۵/۷۲۴	-۱/۷۸۸

مقایسه‌ی میانگین و میانه‌ی متغیرهای تحقیق نشان می‌دهد همه‌ی متغیرها بجز متغیر نسبت مالکیت نهادی، دارای توزیع نرمال هستند. به عنوان روشی جایگزین، از آزمون کولموگروف-اسمیرنف نیز برای بررسی نرمال بودن متغیرهای تحقیق استفاده شده است که نتایج آن حاکی از نرمال بودن همه‌ی متغیرهای تحقیق، بجز متغیر نسبت مالکیت نهادی است. از آن جایی که در انجام این تحقیق به منظور تخمین پارامترهای مدل، از روش حداقل مربعات معمولی استفاده می‌گردد و این روش بر این فرض استوار است که متغیرهای تحقیق دارای توزیع نرمال باشند، تنها متغیر غیرنرمال تحقیق (نسبت مالکیت

www.SID.ir

Archive of SID

نهادی) قبل از تحلیل، با استفاده از تابع انتقال جانسون[۲۹] در نرم افـزار MiniTab ، نرمـال شده است.

۲-۷. انتخاب الگو برای مدل‌های تحقیق

برای این که بتوان مشخص نمود که آیا استفاده از روش داده‌های پانل در برآورد مدل مورد نظر، کارآمد خواهد بود یا نه، فرضیه‌ای را آزمون می‌کنیم که به آزمون چاو یا F مقید معروف است و بصورت زیر است:

$$\begin{cases} H_0 : \alpha_i = \alpha \\ H_1 : \alpha_i \neq \alpha \end{cases}$$

برای آزمون فرضیه‌ی مذکور، از آماره F به صورت زیر استفاده می‌شود:

$$F(N-1, NT-N-K) = \frac{(RRSS - URSS)/(N-1)}{URSS/(NT-N-K)}$$

که در آن N برابر با تعداد واحدهای مقطعـی؛ T طـول دوره‌ی مـورد نظـر؛ K تعـداد متغیرهای توضیحی؛ RRSS مجذور پـسماندهای حاصـل از بـرآورد مقیـد رگرسـیون بـه صورت حداقل مربعات متغیر مجـازی و URSS مجـذور پـسماندهای حاصـل از بـرآورد نامقید رگرسیون به صورت حداقل مربعات معمولی است. در ایـن آزمـون، فرضـیه‌ی H_0 یعنی یک سان بودن عرض از مبداءها در مقابل فرضیه‌ی H_1، یعنـی ناهمـسانی عـرض از مبداءها قرار می‌گیرد. در صورت رد فرضیه H_0 روش داده‌های پانل، پذیرفتـه مـی‌شـود و می‌توان از روش داده‌های پانل استفاده کرد. نتایج حاصل از آزمون چاو بـرای فرضـیه‌هـای تحقیق، در جدول شماره ۲ ارائه شده است.

جدول ۲: نتایج آزمون چاو برای مدل‌های تحقیق

مدل	مقدار آماره F	درجه آزادی	P-Value	نتیجه	روش تأیید شده
مدل شماره ۱	۱/۷۳	(۱۰۰ ، ۶۰۵)	۰/۰۰۰	رد H_0	روش داده‌های پانل
مدل شماره ۲	۲/۲۱	(۱۰۰ ، ۶۰۵)	۰/۰۰۰	رد H_0	روش داده‌های پانل
مدل شماره ۳	۱/۳۹	(۱۰۰ ، ۶۰۱)	۰/۰۱۳	رد H_0	روش داده‌های پانل
مدل شماره ۴	۱/۴۱	(۱۰۰ ، ۶۰۱)	۰/۰۱۰	رد H_0	روش داده‌های پانل

www.SID.ir

Archive of SID

برای برآورد مدل بر اساس داده‌های پانل، روش‌های مختلفی همچون روش اثرات ثابت[۳۰] و روش اثرات تصادفی،[۳۱] وجود دارد که بر حسب مورد، کاربرد خواهند داشت. در روش اثرات ثابت، فرض بر این است که ضرایب مربوط به متغیرها (شیب‌ها) ثابت هستند و اختلافات بین واحدها را می‌توان به صورت تفاوت عرض از مبدا، نشان داد. اما در روش اثرات تصادفی فرض بر این است که جزء ثابت مشخص کننده مقاطع مختلف، به صورت تصادفی، بین واحدها و مقاطع، توزیع شده است. به منظور این که مشخص گردد کدام روش (اثرات ثابت و یا اثرات تصادفی) برای برآورد، مناسب‌تر است (تشخیص ثابت یا تصادفی بودن تفاوت‌های واحدهای مقطعی)، از آزمون‌هاسمن استفاده می‌شود. اگر β_{RE} تخمین کننده روش اثرات تصادفی و β_{FE} تخمین کننده‌ی روش اثرات ثابت باشد، آماره‌ی این آزمون که دارای توزیع کای-دو با درجه آزادی برابر با تعداد متغیرهای مستقل است، به صورت زیر قابل تعریف است:

$$W = [\beta_{RE} - \beta_{FE}]^T [\mathrm{var}(\beta_{RE} - \beta_{FE})]^{-1} (\beta_{RE} - \beta_{FE})$$

فرضیه‌ی صفر در آزمون‌هاسمن، به صورت زیر خواهد بود:

$$\begin{cases} H_0 : E(u_{it} \mid X_{it}) = 0 \\ H_1 : E(u_{it} \mid X_{it}) \neq 0 \end{cases}$$

فرضیه‌ی صفر به این معنی است که بین جزو اخلال مربوط به عرض از مبدأ و متغیرهای توضیحی، ارتباطی وجود ندارد و آن‌ها از یکدیگر مستقل هستند. در حالی که فرضیه‌ی مقابل به این معنی است که بین جزو اخلال مورد نظر و متغیرهای توضیحی، همبستگی وجود دارد. از آن جایی که هنگام وجود همبستگی بین اجزای اخلال و متغیر توضیحی، با مشکل تورش و ناسازگاری مواجه می‌شویم، بهتر است در صورت پذیرفته شدن H_1 (رد H_0)، از روش اثرات ثابت استفاده کنیم. هنگامی که بین اجزای اخلال و متغیر توضیحی، همبستگی وجود نداشته باشد (قبول H_0)، هر دو روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی، سازگار هستند؛ ولی روش اثرات ثابت، ناکارآ هستند و باید از روش اثرات تصادفی، استفاده شود (جانسون و دینارو[۳۲]، ۲۰۰۵). نتایج حاصل از آزمون‌هاسمن برای فرضیه‌های تحقیق در جدول شماره ۳ ارائه شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۳: نتایج آزمون‌هاسمن برای مدل‌های تحقیق

مدل	مقدار آماره χ^2	درجه آزادی	P-Value	نتیجه	روش تأیید شده
مدل شماره ۱	۷/۳۶	۱	۰/۰۰۴	رد H_0	روش اثرات ثابت
مدل شماره ۲	۵/۱۷	۱	۰/۰۳۹	رد H_0	روش اثرات ثابت
مدل شماره ۳	۱۷/۰۶	۵	۰/۰۱۲	رد H_0	روش اثرات ثابت
مدل شماره ۴	۱۳/۵۴	۵	۰/۰۴۶۱	رد H_0	روش اثرات ثابت

نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها

فرضیه‌ی اول: در فرضیه‌ی اول تحقیق، با استفاده از مدل شماره ۱، به بررسی رابطه‌ی میان دامنه‌ی تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام و اقلام تعهـدی، پرداختـه شـده است.

مدل شماره ۱:

$$\ln(BID_ASK_{it}) = \alpha_1 + \alpha_2(\ln|TOT_ACC_{it}|) + \varepsilon_{it}$$

برای برآورد این مدل با توجه به نتایج حاصل از آزمون‌های چـاو وهاسـمن، از روش داده‌های پانل به صورت اثرات ثابت یک طرفه استفاده شده اسـت. نتـایج حاصـل از ایـن آزمون در جدول شماره ۴ ارائه شده است. در بررسی معنی‌دار بودن این مدل، با توجه بـه این که مقدار احتمال آماره F از ۰/۰۵ کوچک‌تر است (۰/۰۰۰)، با اطمینـان ۹۵٪ معنـی‌دار بودن کل مدل برای بررسی فرضیه‌ی تحقیق، تایید می‌شود. با ایـن حـال، از آن جـایی کـه احتمال آماره t برای $|TOT_ACC|$ از ۰/۰۵ بزرگ‌تـر اسـت (۰/۳۸۹)، در نتیجـه متغیـر مستقل قدر مطلق کل اقلام تعهدی از لحاظ آماری، معنی‌دار نیست و فرضیه‌ی اول تحقیق، مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. به عبارت دیگر، بین دامنه‌ی تفـاوت قیمـت پیـشنهادی خریـد و فروش سهام و قدر مطلق کل اقلام تعهدی، رابطه‌ی مثبت و معنی‌داری وجود ندارد. نتـایج این فرضیه با نتایج تحقیق واسان و بون (۲۰۱۰) همسو بوده ولی بـا یافتـه‌هـای تحقیقـات باهاتاچاریا و همکارانش (۲۰۱۰) و باچتیار (۲۰۰۸)، سازگاری نـدارد. در ایـن پیونـد، بـر اساس استدلال ژی (۲۰۰۱)، قسمت اعظمی از ارزش گذاری نادرست اقـلام تعهـدی کـه منجر به تشدید عدم تقارن اطلاعاتی در بازار می‌گردد، مربوط بـه اقـلام تعهـدی غیرعـادی

www.SID.ir

Archive of SID

است؛ از این رو با توجه به نتایج حاصل از این فرضیه، می‌توان نتیجه گرفت در بازار سرمایه‌ی ایران نیز کل اقلام تعهدی، تأثیر معنی‌داری بر تشدید عدم تقارن اطلاعاتی ندارد. از این رو، در فرضیه‌ی دوم تحقیق، عدم تقارن اطلاعاتی در سطح اقلام تعهدی غیرعادی، مورد بررسی قرار می‌گیرد.

جدول ۴: نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی اول تحقیق

متغیر	ضریب	آماره t	P-Value	R^2	R^2 تعدیل شده	آماره F	P-Value
C	-۳/۵۷۴	-۷/۲۸۱	۰/۰۰۰	۰/۳۱۷	۰/۱۴۲	۲/۰۸۷	۰/۰۰۰
$\lvert TOT_ACC \rvert$	-۰/۰۳۳	-۰/۸۱۴	۰/۳۸۹				

فرضیه‌ی دوم: فرضیه‌ی دوم تحقیق با استفاده از مدل شماره ۲، به بررسی رابطه‌ی میان دامنه‌ی تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام و قدر مطلق اقلام تعهدی غیرعادی می‌پردازد.

مدل شماره ۲:

$$\ln(BID_ASK_{it}) = \alpha_1 + \alpha_2(\ln\lvert AB_ACC_{it}\rvert) + \varepsilon_{it}$$

برای برآورد این مدل، با توجه به نتایج حاصل از آزمون‌های چاو وهاسمن، از روش داده‌های پانل به صورت اثرات ثابت یک طرفه استفاده شده است. همچنین با توجه به این که بر اساس نتایج آزمون ضریب لاگرانژ (جدول ۸)، وجود ناهمسانی واریانس میان باقیمانده‌ها تأیید شده است، برای رفع این مشکل، برآورد با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS)، صورت گرفته است. نتیجه‌ی برآورد، به شرح جدول شماره ۵ است.

جدول ۵: نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی دوم تحقیق

متغیر	ضریب	آماره t	P-Value	R^2	R^2 تعدیل شده	آماره F	P-Value
C	-۲/۳۸۴	-۲۴/۸۰۵	۰/۰۰۰	۰/۶۵۳	۰/۵۱۲	۶/۲۹۸	۰/۰۰۰
$\lvert AB_ACC \rvert$	۰/۰۶۷	۲/۸۴۹	۰/۰۰۵				

www.SID.ir

Archive of SID

در بررسی معنی‌دار بودن این مدل، با توجه به این که مقدار احتمال آمـاره F از ۰/۰۵ کوچک‌تر است (۰/۰۰۰)، با اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار بودن کل مدل بـرای بررسـی فرضـیه‌ی تحقیق، تایید می‌شود. همچنین از آن جایی که احتمال آماره t برای $|AB_ACC|$ از ۰/۰۵ کوچک‌تر است (۰/۰۰۵)، ضریب متغیر مستقل قدر مطلق اقلام تعهدی غیرعادی، از لحـاظ آماری معنی‌دار و نشان دهنده‌ی وجود یک رابطـه‌ی مثبـت، میـان دامنـه‌ی تفـاوت قیمـت پیشنهادی خرید و فروش سهام و قدر مطلق اقـلام تعهـدی غیرعـادی، اسـت. بنـابر ایـن، فرضیه‌ی دوم تحقیق مورد تأیید قرار می‌گیرد. معیار ضریب تعیین تعدیل شده نیـز گویـای آن است که ۵۰/۳ درصد از تغییرات در دامنه‌ی تفاوت قیمت پیـشنهادی خریـد و فـروش سهام به وسیله‌ی قدر مطلق اقلام تعهدی غیرعادی، تبیین می‌شود. نتایج به دست آمـده در این خصوص، با نتایج تحقیقات انجام شده به وسیله‌ی باهاتاچاریا و همکارانش (۲۰۱۰) و باچتیار (۲۰۰۸)، مطابقت دارد.

فرضیه‌ی سوم: هدف از فرضیه‌ی سوم تحقیق، بررسی رابطـه‌ی بـین دامنـه‌ی تفـاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام و قدر مطلق اقلام تعهدی غیرعادی با در نظر گرفتن اثرات متغیرهای کنترلی نقدشـوندگی سـهام، انـدازه‌ی شـرکت، نـسبت مالکیـت نهـادی و تغییرپذیری بازده سهام، است. این فرضیه بر اساس نتایج حاصل از آزمون چـاو وهاسـمن مدل ۳ تحقیق با استفاده از روش داده‌های پانل، به صورت اثرات ثابت یـک طرفـه، مـورد آزمون قرار گرفته است.

مدل شماره ۳:

$$\ln(BID_ASK_{it}) = \alpha_1 + \alpha_2(\ln|TOT_ACC_{it}|) + \alpha_3(\ln(SIZE_{it-1})) + \alpha_4(\ln(PIH_{it})) + \alpha_4(\ln(VOL_{it})) + \alpha_5(\ln(STDRET_{it})) + \varepsilon_{it}$$

با توجه به این که بر اساس نتایج آزمون ضریب لاگرانـژ (جـدول شـماره ۸)، وجـود ناهمسانی واریانس میان باقیمانده‌ها تأیید شده است، بـرای رفـع ایـن مـشکل، بـرآورد بـا استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) صورت گرفته است. نتیجه‌ی حاصل، به شرح جدول شماره ۶ است. با توجه به این که مقدار احتمال آماره F از ۰/۰۵ کوچک‌تر است (۰/۰۰۰) با اطمینان ۹۵٪ معنی‌دار بودن کل مدل تایید می‌شود. در بررسی معنـی‌داری ضرایب متغیرهای مستقل، با توجه به این که معنی‌دار بودن متغیر مستقل قدرمطلق کل اقلام تعهدی ($|TOT_ACC|$) رد می‌شود (P-Value: ۰/۱۲۹)، فرضیه‌ی H_0 پذیرفته شـده و

www.SID.ir

Archive of SID

می‌توان گفت بین دامنه‌ی تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام و قدر مطلق کل اقلام تعهدی با در نظر گرفتن اثرات متغیرهای کنترلی نقدشوندگی سهام، اندازه‌ی شرکت، نسبت مالکیت نهادی و تغییرپذیری بازده سهام، رابطه‌ی مثبت و معنی‌داری وجود ندارد. این یافته با نتیجه تحقیق واسان و بون (۲۰۱۰) سازگار است؛ ولی با نتایج تحقیقات باهاتاچاریا و همکارانش (۲۰۱۰) و باچاتیار (۲۰۰۸)، مطابقت ندارد. در این پیوند، بر اساس استدلال ژی (۲۰۰۱)، قسمت اعظمی از ارزش گذاری نادرست اقلام تعهدی که منجر به تشدید عدم تقارن اطلاعاتی در بازار می‌گردد، مربوط به اقلام تعهدی غیرعادی است. از این رو، با توجه به نتایج حاصل از این فرضیه می‌توان نتیجه گرفت در بازار سرمایه‌ی ایران نیز کل اقلام تعهدی، تأثیر معنی‌داری بر تشدید عدم تقارن اطلاعاتی، ندارد. از این رو، در فرضیه‌ی چهارم تحقیق با توجه به متغیرهای کنترلی، عدم تقارن اطلاعاتی در سطح اقلام تعهدی غیرعادی، مورد بررسی قرار می‌گیرد.

جدول ۶: نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی سوم تحقیق

متغیر	ضریب	آماره t	P-Value	رابطه	R^2	R^2 تعدیل شده	آماره F	P-Value
C	۳/۱۰۷	۳/۹۷۳	۰/۰۰۰	مثبت	۰/۶۴۸	۰/۵۳۲	۷/۸۹۱	۰/۰۰۰
$\lvert TOT_ACC \rvert$	-۰/۰۴۱	-۱/۳۰۸	۰/۱۲۹	بی‌معنی				
VOL	-۰/۰۶۷	-۲/۳۱۰	۰/۰۲۱	منفی				
$SIZE$	-۰/۱۷۸	-۳/۰۵۴	۰/۰۰۲	منفی				
PIH	-۲/۴۹۱	-۲/۶۸۱	۰/۰۱۰	منفی				
$STDRET$	۰/۲۹۹	۷/۸۸۰	۰/۰۰۰	مثبت				

فرضیه‌ی چهارم: در فرضیه‌ی چهارم تحقیق با استفاده از مدل شماره ۴، به بررسی رابطه‌ی بین دامنه‌ی تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام و قدر مطلق اقلام تعهدی غیرعادی با در نظر گرفتن اثرات متغیرهای کنترلی نقدشوندگی سهام، اندازه‌ی شرکت، نسبت مالکیت نهادی و تغییرپذیری بازده سهام، پرداخته شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

مدل شماره ۴:

$$\ln(BID_ASK_{it}) = \alpha_1 + \alpha_2(\ln|AB_ACC_{it}|) + \alpha_3(\ln(SIZE_{it-1})) + \alpha_4(\ln(PIH_{it})) + \alpha_4(\ln(VOL_{it})) + \alpha_5(\ln(STDRET_{it})) + \varepsilon_{it}$$

برای برآورد این مدل، با توجه به نتایج حاصل از آزمون‌های چاو وهاسـمن، از روش داده‌های پانل به صورت اثرات ثابت یک طرفه، استفاده شده است. همچنین با توجه به این که بر اساس نتایج آزمون ضـریب لاگرانـژ (جـدول ۸)، وجـود ناهمـسانی واریـانس میـان باقیمانده‌ها تأیید شده است، برای رفع ایـن مـشکل، بـرآورد بـا اسـتفاده از روش حـداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) صورت گرفته است. نتیجه‌ی برآورد به شرح جدول شـماره ۷ است.

جدول ۷: نتایج حاصل از آزمون فرضیه چهارم تحقیق

متغیر	ضریب	آماره t	P-Value	رابطه	R^2	R^2 تعدیل شده	آماره F	P-Value
C	۳/۸۱۰	۴/۸۵۰	۰/۰۰۰	مثبت	۰/۷۱۶	۰/۶۴۲	۹/۵۸۱	۰/۰۰۰
$\|AB_ACC\|$	۰/۰۴۹	۲/۱۴۹	۰/۰۳۱	مثبت				
VOL	-۰/۰۸۱	-۶/۳۲۹	۰/۰۰۰	منفی				
$SIZE$	-۰/۲۹۸	-۲/۳۹۲	۰/۰۱۸	منفی				
PIH	-۲/۸۰۲	-۴/۵۷۰	۰/۰۰۰	منفی				
$STDRET$	۰/۴۴۰	۶/۹۴۳	۰/۰۰۰	مثبت				

با توجه به این که مقدار احتمال آماره F از ۰/۰۵ کوچک‌تر است (۰/۰۰۰)، با اطمینان ۹۵٪ مدل معنی‌دار بوده و کفایت آن برای بررسـی فرضـیه‌ی تحقیـق، تاییـد مـی‌شـود. در بررسی معنی‌داری ضرایب متغیرهای مستقل نیز همه‌ی متغیرهای مستقل از لحـاظ آمـاری، معنی‌دار هستند. بنابر این، فرضیه‌ی H_0 رد می شود و می‌توان گفت بین دامنـه‌ی تفـاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام و قدر مطلق اقلام تعهدی غیرعادی با در نظر گرفتن اثرات متغیرهای کنترلی نقدشـوندگی سـهام، انـدازه‌ی شـرکت، نـسبت مالکیـت نهـادی و تغییرپذیری بازده سهام، رابطه‌ی مثبت و معنی‌داری وجود دارد. معیار ضریب تعیین تعدیل شده نیز گویای آن است که ۶۴/۲ درصد از تغییرات در دامنه‌ی تفـاوت قیمـت پیـشنهادی

www.SID.ir

Archive of SID

خرید و فروش سهام، به وسیله‌ی متغیرهای مستقل وارد شده در مدل، تبیین می‌گردد.نتیجه این آزمون با نتایج تحقیقات باهاتاچاریا و همکارانش (۲۰۱۰) و باچتیار (۲۰۰۸) مطابقت دارد.

۳-۷. نتایج حاصل از آزمون‌های مربوط به فرضیه‌های مدل رگرسیون خطی

نتایج آزمون کولموگروف-اسمیرنف حاکی از این است که باقیمانده‌ی حاصل از مدل‌های شماره ۱ تا ۴ تحقیق، در سطح اطمینان ۹۵٪، همگی از توزیع نرمال برخوردار هستند؛ به طوری که احتمال مربوط به این آزمون برای تمامی مدل‌ها، بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است. همچنین با توجه به این که شاخص وضعیت (CI) محاسبه شده برای تمامی متغیرها کوچک‌تر از ۱۰ است، عدم همخطی بین متغیرهای همه‌ی مدل‌های تحقیق، مورد تأیید قرار می‌گیرد. در پیوند با آزمون استقلال باقیمانده‌ها نیز مقدار آماره‌ی دوربین-واتسن در تمامی مدل‌ها (از چپ یا راست)، نزدیک به عدد ۲ است، از این رو، استقلال باقیمانده‌ها پذیرفته می‌شود. برای آزمون عدم ناهمسانی واریانس‌ها میان باقیمانده‌ها نیز از آماره ضریب لاگرانژ (LM) استفاده شده است. با توجه به نتایج این آزمون، فرضیه‌ی H_1 مبنی بر وجود ناهمسانی واریانس میان باقیمانده‌ها، در مدل‌های شماره دو، سه و چهار تحقیق، مورد تأیید قرار گرفته است که برای رفع این مشکل، در برآورد از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS)، استفاده شده است. خلاصه‌ی نتایج حاصل از آزمون‌های فوق، در جدول شماره ۸ ارائه شده است.

جدول ۸: نتایج آزمون‌های مربوط به فرضیه‌های مدل رگرسیون خطی

مدل	آماره K-S		آماره LM		آماره DW	شاخص وضعیت
	Z	*P-Value*	χ^2	*P-Value*	D	CI
مدل ۱	۰/۹۰۶	۰/۳۹۸	۹۴/۳۵	۰/۷۹۸	۲/۱۷۱	برای همه‌ی متغیرها کوچک‌تر از ۱۰
مدل ۲	۱/۲۱۱	۰/۲۶۹	۱۴۹/۳۶	۰/۰۰۰	۲/۱۴۸	برای همه‌ی متغیرها کوچک‌تر از ۱۰
مدل ۳	۱/۰۹۸	۰/۲۵۱	۱۲۰/۹۵	۰/۰۱۰	۲/۲۰۹	برای همه‌ی متغیرها کوچک‌تر از ۱۰
مدل ۴	۱/۰۰۱	۰/۳۰۲	۱۴۱/۸۷	۰/۰۰۰	۲/۱۹۲	برای همه‌ی متغیرها کوچک‌تر از ۱۰

www.SID.ir

Archive of SID

۸. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در بازار سرمایه‌ی ایران، افزایش میزان اقلام تعهدی غیرعادی، منجر به تشدید پدیده‌ی عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران مـی‌شـود. ایـن درحالی است که رابطه‌ی معنـاداری میـان قـدر مطلـق کـل اقـلام تعهـدی و عـدم تقـارن اطلاعاتی، مشاهده نمی‌شود. بنابراین به نظر می‌رسد سرمایه گذاران بـه طـور میـانگین، در درک محتوای اطلاعاتی اقلام تعهدی غیرعادی کُند عمل کرده اند و ارزش درستی را از این اقلام، در سال جاری ندارند. از دیگر یافته‌های تحقیق می‌توان به وجود یک رابطه‌ی منفی و معنی‌دار میان نقدشوندگی سهام، اندازه‌ی شرکت و نسبت مالکیت نهـادی بـا عـدم تقـارن اطلاعاتی و یک رابطه‌ی مثبت و معنی‌دار میان عدم تقارن اطلاعـاتی و تغییرپـذیری بـازده سهام، اشاره کرد. به نظر می‌رسد در شرایط عدم تقارن، سرمایه گذاران بورس اوارق بهادار با مشکل انتخاب نادرست مواجه می‌شوند؛ به طوری که ریسک ناشی از این پدیده، باعـث می‌شود آن‌ها متوسط نگهداشت سهام را در پرتفوی خویش، افزایش دهند کـه در نتیجـه‌ی آن، از میزان نقدشوندگی سهام، کاسته می‌شود. وجود یک رابطه‌ی معکوس میـان انـدازه‌ی شرکت و عدم تقارن اطلاعاتی، حاکی از این است که در ایرانی شرکت‌های کوچک بـرای سرمایه گذاران بیرونی، شفافیت کم‌تری دارند و معامله بر اساس اطلاعات نهـانی در آن‌هـا زیاد است. در مقـابلی شـرکت‌هـای بـزرگ بـیش‌تـر در معـرض دیـد رسـانه‌هـا هـستند، تحلیل گران زیادی را به سمت خود جلب می‌کننـد و یـک محـیط اطلاعـاتی دردسـترس دارند، به طوری که عدم تقارن اطلاعاتی در آن‌ها نمود کم‌تری پیدا مـی‌کنـد. همچنـین در بازار سرمایه‌ی ایران، عدم تقارن اطلاعاتی کم‌تری در شرکت‌های با نسبت مالکیت نهـادی بالا، وجود دارد. این موضوع بیان گر توانایی و مزیت نسبی سهام داران نهادی، در دسترسی و پردازش اطلاعات است و نقش بالقوه‌ی آن‌ها را در فراهم نمودن مکانیسمی معتبر بـرای انتقال اطلاعات به بازارهای مالی و سایر سهام داران، مورد تأیید قرار می‌دهد. با توجـه بـه نتایج به دست آمده از تحقیق، پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود:

۱. به سرمایه گذاران پیشنهاد می‌شود برای کاهش ریسک ناشی از وجود پدیده‌ی عدم تقارن اطلاعاتی در سرمایه گذاری‌های خود ، معیارهای مربوط به کیفیت اقـلام تعهـدی و اجزای آن را مد نظر قرار دهند و در ارزیابی‌های خود، اندازه‌ی شرکت و نـسبت مالکیـت نهادی سهام شرکت‌ها را نیز لحاظ کنند.

www.SID.ir

Archive of SID

۲. با توجه به نقش عدم تقارن اطلاعاتی در کاهش نقدشوندگی و کارایی بازار سرمایه، پیشنهاد می‌شود سازمان بورس اوراق بهادار تهران علاوه بر ایجاد و تقویت راه کارهایی برای افزایش شفافیت اطلاعاتی و کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، پیوند با اجرایی شدن هر چه بهتر مکانسیم‌های موجود، از قبیل دستورالعمل افشای اطلاعات شرکت‌های ثبت شده در نزد سازمان و دستورالعمل گزارش دهی دارندگان اطلاعات نهانی و ضمانت‌های اجرایی آن‌ها، گام بردارد. همچنین لازم است کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، یک هدف مطلوب عمومی، برای تنظیم کنندگان رویه‌های حسابداری برای تدوین استانداردها باشد.

۳. به سازمان بورس اوراق بهادار تهران پیشنهاد می‌شود در پذیرش و ارزیابی شرکت‌های کوچک، بالا بودن سطح عدم تقارن اطلاعاتی در این گونه شرکت‌ها را مد نظر قرار دهند و الزامات افشای مناسب‌تری را برای این شرکت‌ها اعمال کند.

۴. نظر به این که اقلام تعهدی جزو آن دسته از اطلاعات مالی هستند که امکان مدیریت و دست کاری بیش‌تری دارند، و با توجه به تأثیر این اقلام در افزایش سطح عدم تقارن اطلاعاتی در بازار سرمایه، به تدوین کنندگان استانداردهای حسابداری پیشنهاد می‌شود با مدنظر قراردادن کیفیت و الزامات افشای این اقلام در استانداردهای حسابداری، موجبات کاهش قابلیت دست کاری آن‌ها را فراهم آورند.

از محدودیت‌های تحقیق حاضر که احتمالاً می‌تواند تعمیم پذیری نتایج حاصل را تحت تأثیر قرار دهد، می‌توان به عدم کنترل برخی از عوامل مؤثر بر نتایج پژوهش، از جمله تأثیر متغیرهایی چون عوامل اقتصادی، شرایط سیاسی، عمر شرکت و همچنین وجود برخی از محدودیت‌های معاملاتی در بورس اوراق بهادار تهران، از قبیل قانون حجم مبنا و محدودیت دامنه‌ی نوسان روزانه برای قیمت هر سهم، اشاره کرد.

۹. پیشنهاد برای تحقیقات آینده

در پایان، برای ادامه‌ی راه تحقیق و گسترش ادبیات این حوزه در ایران، پیشنهادهایی برای تحقیقات آینده به شرح زیر ارائه می‌شود:

- در صورت رفع شدن مشکلات مربوط به وجود بانک‌های اطلاعاتی جامع، از آمار معاملات و در تحقیقات بعدی، از سایر معیارها و مدل‌های اندازه گیری عدم تقارن اطلاعاتی از قبیل احتمال وقوع معاملات آگاهانه نیز به صورت مقایسه ای، استفاده شود.

www.SID.ir

Archive of SID

- پیشنهاد می‌شود برای استحکام نتایج در تحقیقات بعـدی، بررسـی‌هـای ماهیانـه و فصلی رابطه‌ی عدم تقارن اطلاعاتی و اقلام تعهدی، با اسـتفاده از اطلاعـات میـان دوره‌ای شرکت‌ها، مورد بررسی قرار گیرد.
- این تحقیق می‌تواند با تأکید بر نوع صنعت و سایر ویژگی‌های خاص شرکت‌ها نیز انجام شود.
- پیشنهاد می‌شود برای مدل سازی عـدم تقـارن اطلاعـاتی، از مـدل‌هـای غیرخطـی همچون مدل فازی و شبکه‌های عصبی نیز استفاده شود.
- در تحقیقات بعدی تأثیر مدیریت سود و هموارسازی سود بر عدم تقارن اطلاعاتی، مورد بررسی قرار گیرد.
- پیشنهاد می‌شود مطلوبیت مقررات حسابداری از طریق آزمون تغییرات بلندمدت در معیارهای قابل مشاهده‌ی عدم تقارن اطلاعاتی، همچون اختلاف قیمت پیشنهادی خریـد و فروش قبل و بعد از تنظیم مقررات با اهمیت، ارزیابی شود.

یادداشت‌ها

1. Michael Spence
2. George Akerlof
3. Joseph Stiglitz
4. Market of lemons
5. Bid-Ask Spread
6. Market Maker
7. Order Processing Cost
8. Inventory Holding Cost
9. Adverse Selection.
10. Tinic
11. Bollen
12. Gopeland & Galai
13. Glosten & Milgrom
14. Sloan
15. Xie
16. Neal & Wheatley
17. Hasbrouck
18. Morse & Ushman
19. Bachtiar
20. Panel Data
21. Hausman Test
22. Criteria-Filtering Technique
23. Abhyankar
24. Huang and Stoll
25. Jayaraman
26. Collins and Hribar
27. One Way Fixed Effect
28. Least Square Dummy Variable
29. Johnson Transformation
30. Fixed Effects
32. Random Effects
33. Johnston and Dinardo

www.SID.ir

Archive of SID

منابع

الف. فارسی

آر اسکات، ویلیام. (۱۳۸۲). *تئوری حسابداری مالی*، ترجمه‌ی محسن مام بیگی، موسسه‌ی عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه ریزی.

احمدپور، احمد و رسائیان، امیر. (۱۳۸۵). رابطه‌ی بین معیارهای ریسک و اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۴۶: ۶۰-۳۷.

پولادی خوش طینت، محسن و یوسفی اصل، فرزانه. (۱۳۸۶). رابطه‌ی بین تقارن و عدم تقارن اطلاعاتی با محافظه کاری. *فصلنامه‌ی مطالعات حسابداری*، ۲۰: ۵۹-۳۷.

رحیمیان، نظام‌الدین صالح‌نژاد، سیدحسن و سالکی، علی. (۱۳۸۸). رابطه‌ی میان برخی ساز و کارهای حاکمیت شرکتی و عدم تقارن اطلاعاتی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه‌ی بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۵۸: ۸۶-۷۱.

رضا زاده، جواد و آزاد، عبداله. (۱۳۸۷). رابطه‌ی بین عدم تقارن اطلاعاتی و محافظه کاری در گزارش گری مالی. *فصلنامه‌ی بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۵۴: ۸۰-۶۳.

قائمی، محمد حسین و وطن پرست، محمدرضا. (۱۳۸۴). بررسی نقش اطلاعات حسابداری در کاهش عدم تقارن اطلاعاتی در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه‌ی *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۴۱: ۱۰۳-۸۵.

قائمی، محمدحسین و رحیم پور، محمد. (۱۳۸۸). بررسی نقش اعلان‌های سود فصلی در کاهش عدم تقارن اطلاعاتی. *پایان‌نامه‌ی کارشناسی‌ارشد*، دانشگاه بین المللی امام خمینی(ره) قزوین، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی.

کاظمی، حسین و خوبانی، محمد علی. (۱۳۸۹).« بررسی رابطه کیفیت سود با عدم تقارن اطلاعاتی. *پایان نامه کارشناسی ارشد*، موسسه‌ی آموزش عالی غیرانتفاعی و غیردولتی رجاء قزوین، دانشکده‌ی حسابداری و مدیریت.

نوروش، ایرج و ابراهیمی کردلر، علی. (۱۳۸۴). بررسی و تبیین رابطه ترکیب سهامداران با تقارن اطلاعات و سودمندی معیارهای حسابداری عملکرد. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۴۲: ۱۲۴-۹۷.

www.SID.ir

Archive of SID

ماتسیشی، ریچـارد. (۱۳۷۸). دربـاره‌ی سرشـت اطلاعـات و دانـش و تعبیـر آن در علـوم اقتصادی. ترجمه‌ی فرهاد پولادی نجف‌آبادی، کتابداری و اطـلاع‌رسـانی، *فـصلنامه‌ی کتابخانه‌ی مرکزی و مرکز اسناد آستان قدس رضوی* ، ۲ (۴): ۱۱۵.

ب. انگلیسی

Akerlof, G. (1970). The Market for Lemons: Quality Uncertainty and Market Mechanisms. *Quarterly Journal of Economics,* 84(3): 488-500.

Bachtiar, Y. S. (2008). Accrual and Information Asymmetry. Paper Presented at the *Ninth International Business Research Conference*, Held at Dubai, United Arab Emirates, 2008. from WBI.

Bhattacharya, N., Desai, H. and Venkataraman, K., (2010). Earnings Quality and Information Asymmetry: Evidence from Trading Costs. *Under review in second round at Contemporary Accounting Review.*

Bollen, N. (2004). Modeling the Bid/Ask Spread: Measuring the Inventory-Holding Premium. *Journal of Financial Economics,* 72: 97–141.

Collins, D. W., Gong, G. and Hribar, P. (2003). Investor Sophistication and the Mispricing of Accruals, *Review of Accounting Studies,* 8: 251-276.

Copeland, T. and Galai, E. (1983). Information Effects on the Bid-ask Spread, *Journal of Finance,* 38: 57-69.

Demsetz, Harold. (1968). The Cost of Transacting. *The Quarterly Journal of Economics*, 82: 33-53.

Glosten, L., Milgrom. (1985). Bid, Ask and Transaction Prices inn a Specialist Market with Heterogeneously Informed Investors. *Journal of Financial Economics,* 14: 71-100.

Hasbrouck, J. (1991). Measuring the Information Content of Stock Trades, *The Journal of Finance,* 46 (1): 179-207.

Hausman, Jerry A. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica,* 46: 1251–1272.

Morse, D. and N. Ushman, (1983). The Effect of Information Announcements on the Market Microstructure. *The Accounting Review,* 58: 247-58.

Neal, R. and Wheatley, S. M. (1998). Adverse Selection and Bid-Ask Spreads: Evidence from Closed-End Funds. *Journal of Financial Markets,* 1 (1): 121-149.

www.SID.ir

Archive of SID

Sloan, R. (1996). Do Sock Prices fully Impounding Accruals About Future Earnings? *The Accounting Review,* 71: 289-315.

Tinic, S. (1972. The Economics of Liquidity Services. *The Quarterly Journal of Economics,* 86: 79-93.

Wasan S. and Boone, P. (2010). Do Accruals Exacerbate Information Asymmetry in the Market?. *Advances in Accounting,* 26 (1): 66-78,

Xie, H. (2001) The Mispricing of Abnormal Accruals. *The Accounting Review,* 76: 357-373.

Yaffee, R. (2003). A Primer for Panel Data Analysis. *New York University, Information Technology Services.*

www.SID.ir