Archive Of SID

فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مدیریت
سال نهم / شماره سی‌ویکم/ زمستان ۱۳۹۵

عدم شفافیت اطلاعات مالی، همزمانی و ریسک ریزش قیمت سهام

مریم دولو[۱]

تاریخ دریافت: ۹۴/۸/۴ تاریخ پذیرش: ۹۴/۱۰/۱۵

چکیده

هدف پژوهش حاضر بررسی رابطه عدم شفافیت اطلاعات مالی، همزمانی و ریسک ریزش قیمت سهام است. انتظار می‌رود عدم شفافیت مالی به منزله افشای کمتر اطلاعات خاص شرکت بوده و منجر به افزایش همزمانی و متعاقباً ریزش قیمت سهام می‌گردد.برای این منظور نمونه‌ای متشکل از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۳ مورد بررسی قرار گرفته است.جهت بررسی رابطه فوق از روش‌های رگرسیون لجستیک، داده‌های تابلویی و مدل فاما مک‌بث (۱۹۷۳) استفاده شده است.نتایج حاصل از پژوهش موید آن است که ریزش قیمت سهام را نمی‌توان به عدم شفافیت اطلاعات مالی منعکس در صورت‌های مالی منتسب دانست.نبود رابطه عدم شفافیت و جهش قیمت سهام نیز محرز گردید. همچنین، نمی‌توان ادعا کرد عدم شفافیت اطلاعاتی به منزله ارائه اطلاعات اختصاصی کمتر به بازار و نهایتاً افزایش همزمانی می‌گردد. یافته‌های اخیر نسبت به تغییر شیوه آزمون و سنجه‌های همزمانی و ریزش قیمت سهام حساس نیست.

واژه‌های کلیدی: عدم شفافیت اطلاعاتی، همزمانی، ریزش قیمت سهام.

۱- استادیار دانشگاه شهید بهشتی M_davallou@sbu.ac.ir

www.SID.ir

Archive Of SID

۱- مقدمه

قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی یکی از چالشی‌ترین حوزه‌های دانش مالی است. اساس این بحث شناسایی عواملی است که از توان توضیحی بالایی جهت تبیین تغییرات بازده دارایی‌ها برخوردار باشد. پارادایم حاکم بر قیمت‌گذاری دارایی در مالی کلاسیک منشاء دو نوع اصلی مطالعات تجربی حوزه یادشده است. اول، مطالعاتی که سعی در احصاء عوامل ریسک فراگیر دارد و دوم، پژوهش‌هایی که با فرض کفایت و صحت عوامل ریسک فراگیر احصاء شده ذیل مدل‌های مختلف قیمت‌گذاری، سعی دارد به تبیین و توضیح ابعاد مختلف این مدل‌ها بپردازد. در همین راستا، رول[1] (۱۹۸۸) با فرض صحت و کفایت تصریح مدل بازار، ضریب تعیین پایین مدل مذکور را به معاملات مبتنی بر اطلاعات منتشر نشده خاص شرکت[2] (اختصاصی) منتسب نموده و معتقد است تنها بخش نسبتاً ناچیزی از تغییرات قیمت سهام ناشی از اطلاعاتی است که به صورت عمومی منتشر می‌شود. به این ترتیب، رابطه همزمانی و افشای اطلاعات خاص شرکتاهمیت یافت. بنیان رابطه اخیر مبتنی بر این مفهوم است که شفافیت اطلاعاتی بالاتر و افشای کامل‌تر اطلاعات خاص شرکت منجر به کاهش همزمانی می‌گردد. از سوی دیگر، تضاد منافع ناشی از جدایی مالکیت و مدیریت همواره به صورت عدم تقارن اطلاعاتی بر رابطه مدیران و سرمایه‌گذاران سایه افکنده به نحوی‌که مدیران در افشاء اخبار مثبت شتاب کرده و انتشار اخبار منفی را تا سرحد امکان به تعویق می‌اندازند. عدم افشاء به موقع اطلاعات ناخوشایند توسط مدیران نمی‌تواند برای همیشه تداوم یابد. وقتی اطلاعات منفی خاص شرکت افشا نشده، دفعتاً واحده منتشر می‌گردد، ریزش قیمت سهام را در پی‌دارد. بر این اساس انتظار می‌رود عدم افشای اطلاعات اختصاصی (عدم شفافیت) منجر به افزایش همزمانی و ریزش قیمت سهام گردد.پیش از این، فروغی و همکاران (۱۳۹۰) رابطه عدم شفافیت و ریزش قیمت سهام را با استفاده از رگرسیون داده‌های تابلویی در بورس اوراق بهادار تهران بررسی کرده و وجود آن را تایید کردند. هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی رابطه تجربی عدم شفافیت اطلاعاتی، همزمانی و توزیع بازده سهام (ریسک ریزش قیمت) است. وجوه تمایز پژوهش حاضر بدین شرح است: اول، برای نخستین بار به بررسی رابطه عدم شفافیت اطلاعاتی، همزمانی و ریزش قیمت در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد. دوم، به طور همزمان از رگرسیون داده‌های تابلویی و مدل فاما-مک‌بث جهت آزمون روابط متغیرها استفاده می‌شود. دوم،به زعم داتا[3] و همکاران (۲۰۱۳) شواهد تجربی حوزه اخیر متاثر از شیوه اندازه‌گیری اقلام تعهدی است لذا در این پژوهش از دو معیار مختلف جهت اندازه‌گیری اقلام تعهدی (شاخص عدم شفافیت اطلاعاتی) استفاده می‌گردد. سوم، انعکاس اطلاعات اختصاصی در قیمت سهم در برخی موارد با همزمانی قیمت (ضریب تعیین یکی از مدل‌های قیمت‌گذاری) و در برخی موارد نیز بر اساس انحراف معیار پسماند مدل‌های قیمت‌گذاری اندازه‌گیری می‌شود. به اعتقاد لی و همکاران (۲۰۱۲) کاربرد سنجه‌های اخیر منتج به نتایج متفاوتی گردیده که میزان این تفاوت به همبستگی متغیر مستقل مورد آزمون و ریسک سیستماتیک بستگی دارد (لی[4] و همکاران، ۲۰۱۲)لذا جهت تحلیل حساسیت یافته‌ها از هر دو معیار فوق برای اندازه‌گیری میزان انعکاس اطلاعات اختصاصی در قیمت سهام استفاده می‌گردد.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

به زعم رول (۱۹۸۸)معاملات آربیتراژگرانی که بر اساس اطلاعات اختصاصی معامله می‌نمایند، منجر به

www.SID.ir

Archive Of SID

قیمت‌گذاریاطلاعات بنیادین می‌گردد.وی دریافت تغییرات خاص شرکت با افشاء اخبار ناهمبسته است و وجود اطلاعات محرمانه یا هیجانات موقت نامرتبط با اطلاعات واقعی را به عنوان دلیل کاهش همزمانی برمی‌شمرد (دورنو[5] و همکاران، ۲۰۰۳). همزمانی قیمت سهام که به صورت R^2حاصل از رگرسیون مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی تعریف می‌شود، در بسیاری از شواهد تجربی به عنوان سنجه میزان انعکاس اطلاعات اختصاصی در قیمت سهام تلقی می‌گردد. با این حال، آشباق اسکایف[6] و همکاران (۲۰۰۵) شواهد اندکی در تایید استفاده از همزمانی قیمت سهام به عنوان سنجه اطلاعات اختصاصی در عرصه بین‌المللی می‌یابند. ایشان عدم وجود رابطه عوامل بنیادین شرکت‌ها و R^2، عدم کاهش R^2در پی لیستشدن مجدد شرکت‌ها در ایالات متحده و نبود رابطه محکم میان خطای پیش‌بینی تحلیلگران و R^2را به عنوان شاهدی جهت عدم تناسب سنجه همزمانی برای اطلاعات اختصاصی تفسیر نمودند (آشباق اسکایف و همکاران، ۲۰۰۵).

رابطه عدم شفافیت و همزمانی در سطح گسترده‌ای مورد بررسی قرار گرفته است.مادامی‌که اطلاعات اختصاصی کمتری منتشر گردد، دلیلی برای انحراف بازده سهام انفرادی از بازده شاخص بازار وجود نداشته و لذا همزمانی قیمت سهام افزایش می‌یابد. در مقابل، رابطه عدم شفافیت و ریسک ریزش مورد توجه کمتری واقع شده است.ساز و کارهای متعددی می‌تواند منجر به بروز ریسک ریزش یا به طور کلی‌تر، چولگی منفی بازده گردد. برای مثال، عقیده بر آن است که معامله سرمایه‌گذارانی که از عقاید متفاوتی برخوردارند می‌تواند منجر به تظاهر علائم محرمانه برای سایرین گردیده و حتی در صورت نبود اطلاعات بنیادین، باعث تغییر قیمت‌ها گردد.در پژوهش هانگ و استین[7] (۲۰۰۳) این فرآیند توام با محدودیت فروش استقراضی دال بر عدم تقارنی است که در آن، بازار به طرق متفاوتی افشای علائم محرمانه سرمایه‌گذاران نسبتاً بدبین را کاهش می‌دهد. این‌گونه افشای اطلاعات می‌تواند باعث گردد سایر سرمایه‌گذاران، ارزیابی خود را نسبت به چشم‌انداز شرکت تقلیل داده و لذا کاهش مذکور تقویت می‌گردد. منشاء دیگر چولگی منفی بر اثرات بازخوردی نوسان‌پذیری متمرکز است. برای مثال، تغییرات بزرگ قیمتی می‌تواند باعث گردد سرمایه‌گذاران در نوسان‌پذیری بازار تجدیدنظر نموده و حداقل صرف ریسک مورد انتظار را افزایش دهند. افزایش صرف ریسک منجر به کاهش قیمت‌های تعادلی گردیده که این امر موجب تقویت اثر اخبار بد گردیده اما اثر اخبار خوب را خنثی نموده و لذا منتج به چولگی منفی می‌گردد.

مطابق مدل هاتون و همکاران (۲۰۰۹) پیش‌بینی می‌شود مدیران حداقل بخشی از دسترسی عمومی به اطلاعات بنیادین شرکت را کنترل می‌نمایند.آنها مایلند اخبار بد را انباشته کرده و منتشر نکنند اما در برخی شرایط فروپاشی انگیزه مدیران منجر به افشای ناگهانی انبوهی از اطلاعات منفی گردیده و قیمت سهام سقوط می‌کند. مدیریت اطلاعات خاص شرکت به طور همزمان، R^2و ریسک سقوط را افزایش می‌دهد. عدم شفافیت کامل عملکرد شرکت در این مدل، مدیران را قادر می‌سازد طی فرآیند مخفی کردن بخشی از نوسانات عملکرد اختصاصی، بخشی از جریانات نقدی را تحت کنترل درآورند. این امر باعث افزایش همزمانی می‌گردد.مدیران تمایل دارند جهت حفظ جایگاه شغلی خود زیان ناشی از عملکرد بد موقتی را پنهان سازند. با این حال، وقتی اخبار بد به حد معینی می‌رسد، آنها دیگر مایل یا قادر به مخفی نمودن زیان‌ها نیستند؛ به سخن دیگر، از یک اختیار واگذاری برخوردارند. در صورتی‌که تسلیم شوند، کل

www.SID.ir

Archive Of SID

شوک‌های منفی اختصاصی که تاکنون پنهان بوده، دفعتاً منتشر شده و منجر به ریزش می‌گردد. فرآیند مذکور می‌تواند سبب طویل شدن دنباله چپ توزیع بازده گردد. کریسکنیتر و ملومد[8] (۲۰۰۲) بر یکی از منابع معین اطلاعات ناقص متمرکز شدند: هموارسازی سود. ذیل مدل اخیر هر اندازه سود گزارش شده بالاتر باشد، استنباط می‌گردد سود دائمی و لذا ارزش شرکت افزایش می‌یابد. هر اندازه سود گزارش شده، دقیق‌تر تلقی گردد، اثر مذکور قوی‌تر بوده و بنابراین معمولاً مدیران جهت هموارسازی سود برانگیخته می‌شوند؛ گزارش سود کمتر در واکنش به تغییرات غیرمنتظره مثبت و گزارش سود بالاتر پس از تغییرات غیرمنتظره منفی. اما خصوصاً در مورد اخبار منفی، مدیران تا بیشینه حدی که برای آنها مقدور است نسبت به گزارش سود کمتر مبادرت می‌نمایند؛بخشی به دلیل کاهش دقت اخبار بد و بخشی به دلیل امکان انتقال درآمد اختیاری به دوره‌های آتی. این امر گاهی اوقات منجر به بروز "حمام بزرگ" یا ریزش قیمت سهام می‌گردد. در حالی‌که مدل کریسکنیتر و ملومد (۲۰۰۲) با ریزش قیمت سهام سازگار است اما کاهش R^2 را پیش‌بینی می‌کند (هاتون و همکاران، ۲۰۰۹).

شواهد ارائه شده توسط پیوتروسکی و رول‌استون[9] (۲۰۰۴) دال بر آن است که حضور فعالان مطلع، محیط اطلاعاتی شرکت را متاثر ساخته و نوع اطلاعاتی که به واسطه معاملات آنها در قیمت سهام انعکاس می‌یابد، به مزیت اطلاعاتی نسبی ایشان بستگی دارد. به زعم آنها حضور سرمایه‌گذاران نهادی در بازار با همزمانی پایین‌تر و پیش‌بینی تحلیلگران با همزمانی بالاتر توام می‌گردد (پیوتروسکی و رول‌استون، ۲۰۰۴). چانگ[10] و همکاران (۲۰۱۲) شواهدی ارائه می‌کنند که نشان می‌دهد عدم اطمینان اطلاعات حسابداری (که با قدرمطلق اقلام تعهدی اندازه‌گیری می‌شود) از توان پیش‌بینی R^2رگرسیون مدل بازار برخوردار است. شرکت‌های با قدرمطلق اقلام تعهدی بالاتر احتمالاً از نوسان‌پذیری غیر سیستماتیک بالاتری برخوردار بوده و لذاR^2 رگرسیون مدل بازار پایین‌تری دارند (چانگ و همکاران، ۲۰۱۲). هو و هاگارد[11] (۲۰۱۲) با استفاده از مدل جین و می‌یرز (۲۰۰۶) نشان می‌دهند اطلاعات اختصاصی منعکس در بازده سهام بانک‌ها در مقایسه با شرکت‌های صنعتی، کمتر است لذا عدم شفافیت بانک‌ها بیش از شرکت‌های تولیدی است. آنها به شواهد جدیدی پیرامون عدم شفافیت دارایی بانک‌ها دست یافتند به نحوی‌که افزایش نسبت وام‌های مصرفی و کشاورزی با کاهش عدم شفافیت بانک همراه است(هو و هاگارد، ۲۰۱۲).هاتون و همکاران (۲۰۰۹) در بررسی رابطه عدم شفافیت، همزمانی و ریزشاستدلال می‌کنند مادامی‌که اطلاعات اختصاصی کمتری منتشر گردد، بازده سهام منفرد عمدتاً از بازار تبعیت نموده و لذا همزمانی قیمت سهام و بازار افزایش می‌یابد.شواهد ارائه شده توسط آنها حاکی از رابطه مثبت عدم شفافیت (مدیریت سود) و همزمانی است. در شرکت‌های با همزمانی بالاتر، اطلاعات اختصاصی پایین‌تری در قیمت‌ها انعکاس می‌یابد. همچنین، یافته‌های ایشان دال بر آن است که احتمال ریزش قیمت سهام در شرکت‌های دارای عدم شفافیت، بالاتر است. داتا و همکاران (۲۰۱۳) به دلیل اهمیت موضوع و تردید پیرامون تداوم رابطه همزمانی و محیط اطلاعاتی،تحلیل هاتون و همکاران (۲۰۰۹) را با استفاده از روش‌های تخمین و روش‌شناسی‌های دیگر مجدداً آزمودند. نتایج حاصل از آزمون مجدد رابطه مذکور متناقض یافته هاتون و همکاران (۲۰۰۹) بوده لذا به اعتقاد داتا و همکاران (۲۰۱۳) نتایج آنها نسبت به سایر روش‌های تخمین برقرار نیست (داتا و همکاران، ۲۰۱۳).فروغی و همکاران (۱۳۹۰) به

www.SID.ir

Archive Of SID

آزمون تأثیر عدم شفافیت اطلاعات مالی بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام پرداخته و شواهدی ارائه می‌کنند که حاکی از رابطه مستقیم عدم شفافیت اطلاعات مالی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام است. به زعم آنها در صورت وجود عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران، اثر عدم شفافیت بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام افزایش می‌یابد.

۳- روش‌شناسی پژوهش

جامعه آماری پژوهش شامل تمامی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. نمونه تحقیق شامل کلیه شرکت‌های جامعه است به استثنای شرکت‌هایی که:

۱) داده‌های آن در دسترس نباشد.

۲) جزء واسطه‌های مالی و بانک‌ها محسوب می‌شود.

۳) تعداد بازده هفتگی آنها در طی سال کمتر از ۲۶ هفته است.

احتساب محدودیت اخیر بابت رفع تبعات ناشی از مساله معاملات اندک است. دوره زمانی پژوهش شامل سال‌های ۱۳۸۱تا ۱۳۹۳ است. داده‌های مورد نیاز این پژوهش از طریق شرکت پردازش اطلاعات مالی نوآوران امین گردآوری شده است.

۴- متغیرهای پژوهش و نحوه محاسبه آن

متغیرهای پژوهش حاضر به شرح ذیل اندازه‌گیری می‌گردد:

- **عدم شفافیت اطلاعاتی**: عدم شفافیت گزارش‌های مالی با استفاده از مجموع متحرک سه ساله قدر مطلق اقلام تعهدی اختیاری سالانه محاسبه می‌گردد:

(۱)

$$\begin{aligned}\text{OPAQUE} = {} & \text{AbsV}(\text{DisAcc}_{t-1}) + \text{AbsV}(\text{DisAcc}_{t-2}) + \\ & \text{AbsV}(\text{DisAcc}_{t-3})\end{aligned}$$

که $DisAcc$ اقلام تعهدی اختیاری سالانه است. منطق استفاده از سنجه مذکور آن است که در شرکت‌هایی که قدرمطلق اقلام تعهدی اختیاری از ثبات بیشتری برخوردار است، احتمال مدیریت سود بالاتر بوده و لذا اطلاعات خاص شرکت کمتری برای سرمایه‌گذاران افشا می‌نمایند. جهت تمایز اقلام تعهدی عادی و اختیاری از مدل تعدیل شده جونز استفاده می‌گردد. برای این منظور، رگرسیون مقطعی زیر با استفاده از داده‌های شرکت‌های موجود در هر یک از صنایع طی هر یک از سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۳ برازش می‌گردد:

(۲)

$$\frac{TA_{jt}}{Assets_{jt-1}} = \alpha_0 \frac{1}{Assets_{jt-1}} + \beta_1 \frac{\Delta Sales_{jt}}{Assets_{jt-1}} + \beta_2 \frac{PPE_{jt}}{Assets_{jt-1}} + \varepsilon_{jt}$$

که TA_{jt} کل اقلام تعهدی شرکت j طی سال t، $Assets_{jt}$ کل دارایی شرکت j در پایان سال t، $\Delta Sales_{jt}$ تغییر فروش شرکت j در سال t و PPE_{jt} اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات شرکت j در پایان سال t است. اقلام تعهدی اختیاری سالانه ($DisAcc_{jt}$) با استفاده از پارامترهای برآوردی معادله (۲) محاسبه می‌گردد:

(۳)

$$DisAcc_{jt} = \frac{TA_{jt}}{Assets_{jt-1}} - \left(\hat{\alpha}_0 \frac{1}{Assets_{jt-1}} + \hat{\beta}_1 \frac{\Delta Sales_{jt} - \Delta Receivables_{jt}}{Assets_{jt-1}} + \hat{\beta}_2 \frac{PPE_{jt}}{Assets_{jt-1}}\right)$$

ملحوظ نمودن $\Delta Receivables_{jt}$ در مدل (۳)، تعدیل استاندارد مدل جونز (۱۹۹۱) است. این متغیر میزان تغییر فروش ناشی از شناسایی جسورانه فروش‌های مشکوک را لحاظ می‌نماید.

www.SID.ir

Archive Of SID

کوتاری و همکاران (۲۰۰۵) استدلال می‌کنند اگر عملکرد شرکت‌ها تابع گام تصادفی نباشد و نشانگر الگوهایی نظیر بازگشت به میانگین و مومنتوم باشد، کاربرد مدل‌های جونز و جونز تعدیل شده صحیح نیست زیرا تاثیر عملکرد شرکت بر اقلام تعهدی را نادیده می‌انگارد. لذا رویکردی برای تخمین اقلام تعهدی اختیاری ارائه کردند که عملکرد شرکت را از طریق بازده سرمایه‌گذاری‌ها ملحوظ می‌نماید. برای این منظور ابتدا رگرسیون (۴) با استفاده از داده‌های مقطعی هر یک از صنایع به تفکیک هر یک از سال‌های مورد بررسی برازش می‌گردد:

(۴)

$$\frac{TA_{jt}}{Assets_{jt-1}} = \alpha_0 \frac{1}{Assets_{jt-1}} + \beta_1 \frac{\Delta Sales_{jt}}{Assets_{jt-1}} + \beta_2 \frac{PPE_{jt}}{Assets_{jt-1}} + \beta_3 \frac{Income_{jt-1}}{Assets_{jt-1}} + \varepsilon_{jt}$$

که $Income_{jt-1}$ سود خالص شرکت j در سال t-1 است. ضرایب برآوردی حاصل از برازش رابطه (۴) جهت تخمین اقلام تعهدی اختیاری استفاده می‌شود:

$$DisAcc_{jt} = \frac{TA_{jt}}{Assets_{jt-1}} - \left(\hat{\alpha}_0 \frac{1}{Assets_{jt-1}} + \hat{\beta}_1 \frac{\Delta Sales_{jt} - \Delta Receivables_{jt}}{Assets_{jt-1}} + \hat{\beta}_2 \frac{PPE_{jt}}{Assets_{jt-1}} + \hat{\beta}_3 \frac{Income_{jt-1}}{Assets_{jt-1}} \right)$$

- **بازده هفتگی خاص شرکت**: عبارت از پسماند حاصل از برازش رابطه (۵) است:

(۵)

$$r_{j,t} = \alpha_j + \beta_{1,j} r_{m,t-1} + \beta_{2,j} r_{i,t-1} + \beta_{3,j} r_{m,t} + \beta_{4,j} r_{i,t} + \beta_{5,j} r_{m,t+1} + \beta_{6,j} r_{i,t+1} + \varepsilon_{j,t}$$

که $r_{j,t}$ بازده سهام j در هفته t، $r_{m,t}$ بازده شاخص بازار و $r_{i,t}$ بازده صنعت است. احتساب جملات تاخیری و پیشرو بازده بازار و صنعت بابت ملحوظ نمودن اثر معاملات غیرهمزمان است. بازده هفتگی خاص شرکت جهت نزدیکی بیشتر به توزیع نرمال به صورت یک به اضافه پسماند معادله (۵) تغییر می‌یابد. بدین نحو می‌توان جهش‌های مثبت و منفی را به صورت متقارن تعریف نمود.

- **جهش و ریزش**: جهش و ریزش با استفاده از بازده‌های خاص شرکت تعریف می‌گردد. تعیین جهش‌ها و ریزش‌های خاص شرکت مستلزم تعریفرخدادهای حدی با استفاده از بازده‌های پسماند است. سنجه احتمال ریزش یا جهش‌های مثبت بر مبنای تعداد بازده‌های هفتگی خاص شرکت بیش از ۳,۰۹ انحراف معیار بیشتر یا کمتر از میانگین آن تعریف می‌شود که ۳,۰۹ با هدف ایجاد فراوانی ۰,۱ درصد توزیع نرمال انتخاب شده است. در صورتی‌که بازده هفتگی خاص شرکت طی یک سال حداقل یک مرتبه به کمتر از ۳,۰۹ انحراف معیار پایین‌تر از متوسط بازده هفتگی اختصاصی سال مالی مورد نظر تقلیل یابد، متغیر ریزش (CRASH) آن شرکت–سال برابر یک منظور می‌گردد؛ در غیر این صورت برابر صفر می‌باشد. به همین نحو، جهش (JUMP) برای شرکتی که حداقل یک مرتبه بازده هفتگی اختصاصی آن به بیش از ۳,۰۹ انحراف معیار بالای میانگین بازده سال مالی مذکور افزایش یابد، برابر یک و در غیر این صورت برابر صفر است.

علاوه بر این جهت تحلیل حساسیت یافته‌ها نسبت به تغییر سنجه ریزش قیمت سهام به تبعیت از آن و ژانگ (۲۰۱۳)، برای اندازه‌گیری ریزش از چولگی منفی بازده هفتگی خاص نیز استفاده می‌شود:

$$\mathrm{NCSKEW}_{i,t} = -\left[n(n-1)^{3/2} \sum_{\tau=1}^{n} \left(W_{i,\tau,t} - \bar{W}_{i,t}\right)^3 \right] \Big/ \left[(n-1)(n-2) \left(\sum_{\tau=1}^{n} \left(W_{i,\tau,t} - \bar{W}_{i,t}\right)^2 \right)^{3/2} \right]$$

www.SID.ir

Archive Of SID

که $W_{i,\tau,t}$ بازده هفتگی خاص شرکت و $\overline{W}_{i,t}$ میانگین بازده هفتگی خاص شرکت در سال مالی و n تعداد مشاهدات در سال مالی t است.

- **ریسک غیرسیستماتیک**: 1-R2 سنجه معمول نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک[۱۲] یا نبود همزمانی بازار است که مقدار آن بین صفر و یک محدود شده و منجر به پیچیدگی برآوردها می‌گردد. لذا به تبعیت از رویکرد رایج، ریسک غیرسیستماتیک بر اساس تبدیل R^2تعریف می‌گردد که بین منفی تا مثبت بینهایت است.

$$IDIOSY = ln\left(\frac{1-R^2}{R^2}\right) \qquad (۶)$$

مقدار بالاتر *IDIOSY* نشانگر ریسک غیرسیستماتیک بالاتر است. در برخی مطالعات انحراف معیار پسماند مدل بازار و در برخی نظیر مورک و همکاران (۱۹۹۹) نیز همزمانی قیمت سهام یعنی R^2 مدل اخیربه عنوان سنجه نوسانات بازده غیرسیستماتیک استفاده می‌گردد. اگر چه در نگاه اول به نظر می‌رسد متغیرهای مذکور معادل یکدیگر است اما لی و همکاران (۲۰۱۲) در خصوص شاخص اندازه‌گیری نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک هشدار داده و با استفاده از یک مدل ساده اقتصادسنجی ادعا می‌نمایند استفاده از نوسان پسماند مدل بازار و همزمانی بازده منتج به نتایج متفاوتی گردیده و میزان این تفاوت به همبستگی ریسک سیستماتیک با ساختار حاکمیتی و ابعاد اطلاعات شرکت، وابسته است. این‌که کدام‌یک از سنجه‌های فوق جهت اندازه‌گیری نوسانات غیرسیستماتیک شاخص مناسب‌تری است عمدتاً تابع آن است که نوسانات غیرسیستماتیک بازده منعکس کننده اطلاعات مربوط به ارزش است یا نویز اطلاعاتی (لی و همکاران، ۲۰۱۲). لذا جهت تحلیل حساسیت یافته‌ها علاوه بر رابطه (۶) از انحراف معیار پسماند مدل بازار تعدیل شده (معادله ۵)نیز به عنوان شاخص نوسانات غیرسیستماتیک استفاده می‌گردد.

متغیرهایی که اثر آنها کنترل می‌گردد، بدین شرح است:

- **اندازه**: لگاریتم ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در آغاز سال مالی است.
- **M/B**: عبارت از نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به ارزش دفتری در آغاز سال مالی است.
- **اهرم مالی**: حاصل تقسیم ارزش دفتری کل تعهدات بر کل ارزش دارایی در آغاز سال مالی می‌باشد.
- **بازده حقوق صاحبان سهام**: به صورت سود قبل از اقلام غیرعادی منقسم بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام محاسبه می‌گردد.
- **کشیدگی و چولگی بازده هفتگی خاص شرکت:** گشتاور مرتبه سوم و چهارم بازده هفتگی خاص شرکت است. کنترل اثر متغیرهای اخیر به تبعیت از جین و می‌یرز (۲۰۰۶) است.
- **واریانس صنعت:** بر اساس واریانس بازده صنعت اندازه‌گیری می‌شود. کنترل اثر این متغیر از آن حیث است که افزایش آن به منزله افزایش ریسک سیستماتیک و نهایتاً افزایش همزمانی است.

۳-۳- مدل

ساختار روش‌شناسی پژوهش حاضر پیرامون بررسی رابطه عدم شفافیت، همزمانی و ریسک ریزش بدین شرح است؛ نخست، تاثیر عدم شفافیت بر همزمانی با استفاده از روش‌های رگرسیون داده‌های ترکیبی و مدل فاما-مک‌بث بررسی می‌گردد. جهت تحلیل حساسیت یافته‌ها در این بخش از دو معیار

www.SID.ir

Archive Of SID

همزمانی و ریسک غیرسیستماتیک استفاده می‌گردد. سپس اثر عدم شفافیت بر ریزش قیمت سهام آزمون می‌گردد. در این بخش از دو معیار مختلف برای ریزش استفاده می‌شود و بسته به نوع سنجه ریزش، از رگرسیون لجستیک یا رگرسیون داده‌های تابلویی و فاما-مک‌بث (۱۹۷۳) استفاده می‌گردد. نهایتاً اثر عدم شفافیت بر جهش با استفاده ازرگرسیون لجستیک آزمون می‌گردد. در کلیه آزمون‌های فوق عدم شفافیت بر اساس دو مدل جونز تعدیل شده و کوتاری و همکاران (۲۰۰۵) اندازه‌گیری می‌شود.

بر اساس مطالب پیش‌گفته، انتظار می‌رود بازده سهام شرکت‌هایی که گزارشات مالی آنها از عدم شفافیت بالاتری برخوردار است (اطلاعات اختصاصی کمتری منتشر کرده است)، دارای همزمانی بالاتری باشد. بدین مفهوم که تغییرات بازده سهام آنها عمدتاً توسط بازار توضیح داده شود. عدم شفافیت بالاتر حاکی از آن است که اطلاعات اختصاصی کمتری بازده سهام شرکت را متاثر ساخته و بنابراین، ریسک غیرسیستماتیک آن پایین‌تر است. این‌گونه شرکت‌ها صرفاً برای مدتی می‌توانند از انتشار اطلاعات (منفی) خاص شرکت اجتناب کرده و آن را پنهان کنند. با انتشار این اطلاعات، انتظار می‌رود پدیده ریزش قیمت سهام رخ دهد. بر این اساس، فرضیه‌های مورد آزمون در این پژوهش بدین شرح است:

فرض می‌شود وقتی اطلاعات مالی شرکت‌ها از عدم شفافیت بالاتری برخوردار است، اطلاعات اختصاصی کمتری برای انعکاس در بازده سهام موجود است. بنابراین گمان می‌رود نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک بازده این سهام در مقایسه با نوسانات بازار، کمتر باشد.

- ✓ فرضیه اول: شرکت‌های با عدم شفافیت بالاتر، از همزمانی بازده سهام بالاتری برخوردار است.

وقتی اطلاعات اختصاصی به بازار منتشر می‌شود، احتمال بروز رخدادهای حدی بالاتر است. همانند هاتون و همکاران (۲۰۰۹) فرض می‌شود فقط تا آستانه معینی می‌توان از انتشار اخبار بد جلوگیری نمود و پس از آن ریزش قیمت سهام واقع می‌شود.

- ✓ فرضیه دوم: شرکت‌های با عدم شفافیت بالاتر با ریزش قیمت سهام بالاتری مواجه می‌شوند.

بالعکس مدیران انگیزه‌ای برای پنهان کردن اطلاعات و اخبار خوب ندارند از این‌رو انتظار نمی‌رود رابطه‌ای بین عدم شفافیت صورت‌های مالی و وقوع جهش‌های مثبت برقرار باشد.

- ✓ فرضیه سوم: احتمال بروز جهش‌های مثبت شرکت‌های با عدم شفافیت بالاتر در مقایسه با شرکت‌های شفاف‌تر، بالاتر نیست.

برای بررسی تاثیر عدم شفافیت بر همزمانی (فرضیه اول)، از روش‌های رگرسیون داده‌های تابلویی به صورت ذیل برازش می‌گردد:

$$IDIOSY_{i,t} = \alpha_{i,t} + OPAQU_{i,t} + LEV_{i,t-1} + SIZE_{i,t-1} + ROE_{i,t} + SKE_{i,t} + KUR_{i,t}$$

رگرسیون داده‌های تابلویی می‌تواند تحت تاثیر خودهمبستگی بین شرکتی بوده و لذا منتج به تورش خطاهای استاندارد گردد. جهت حصول اطمینان از صحت یافته‌ها نسبت به ایراد مذکور، رابطه فوق با استفاده از مدل فاما-مک‌بث (۱۹۷۳) نیز برآورد می‌گردد.

جهت آزمون تاثیر عدم شفافیت بر ریزش و جهش (فرضیه‌های دوم و سوم) از رگرسیون لجستیک استفاده می‌گردد.

$$\mathrm{Crash_{i,t}(Jump_{i,t})} = \alpha_{i,t} + \mathrm{OPAQU_{i,t}} + \mathrm{OPAQU_{i,t}^2} + \mathrm{LEV_{i,t-1}} + \mathrm{SIZE_{i,t-1}} + \mathrm{M/B_{i,t-1}} + \mathrm{ROE_{i,t}}$$

www.SID.ir

Archive Of SID

۴- یافته‌های پژوهش

پیش از ارائه یافته‌ها، مداقه در فراوانی ریزش‌ها و جهش‌ها در جدول (۱)، تصویر مناسبی از نمونه مورد بررسی فراهم می‌سازد.

جدول (۱): فراوانی ریزش و جهش در نمونه

درصد از نمونه	تعداد مشاهدات	فراوانی
ریزش		
۸۰/۶۳	۸۱۶	۰
۱۹/۰۷	۱۹۳	۱
۰/۳۰	۳	۲
	۱۰۱۲	**کل**
جهش		
۶۰/۳۸	۶۱۱	۰
۳۷/۵۵	۳۸۰	۱
۲/۰۸	۲۱	۲
	۱۰۱۲	**کل**

همان‌گونه که در جدول (۱) ملاحظه می‌گردد ۱۹/۰۷ درصد مشاهدات حداقل یک ریزش و ۳۷/۵۵ درصد مشاهدات حداقل یک جهش را تجربه کرده‌اند.آمار توصیفی متغیرهای اصلی پژوهش در جدول (۲) ملاحظه می‌گردد.

همان‌گونه که در جدول (۲) ملاحظه می‌گردد میانگین و میانه ریسک غیرسیستماتیک به ترتیب برابر ۰/۸۹۳ و ۰/۹۵۰ و انحراف معیار آن معادل ۱/۱۱۵ است. در صورتی‌که از انحراف معیار پسماند مدل تعدیل شده بازار به عنوان سنجه دوم ریسک غیرسیستماتیک استفاده گردد، میانگین آن به ۰/۳۱۴، میانه آن به ۰/۲۷۰ و انحراف معیار آن به ۰/۲۴۴ تقلیل می‌یابد. میانگین عدم شفافیت ۰/۳۲۰، میانه آن ۰/۲۷۳ و انحراف معیار آن برابر ۰/۲۳۱ است. میانگین اهرم مالی نمونه ۶۳/۸ درصد، میانگین نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری ۱/۹۱۶ و میانگین بازده حقوق صاحبان سهام ۱۸ درصد است. میانگین بازده حقوق صاحبان سهام برابر ۱۸ درصد و میانگین عدم شفافیت معادل ۳۲ درصد است.

جدول (۲): آمار توصیفی

	چولگی منفی	ریسک غیرسیستماتیک	همزمانی	واریانس شاخص صنعت	اهرم مالی	نسبت M/B	ROE	عدم شفافیت
میانگین	-۰/۴۷۰	۰/۳۱۴	۰/۸۹۳	۰/۰۰۱	۰/۶۳۸	۱/۹۱۶	۰/۱۸۰	۰/۳۲۰
میانه	-۰/۵۰۸	۰/۲۷۰	۰/۹۵۰	۰/۰۰۱	۰/۶۵۸	۱/۶۳۳	۰/۱۶۰	۰/۲۷۳
بیشینه	۴/۸۱۰	۲/۸۱۷	۴/۵۸۱	۰/۰۰۶	۱/۹۱۱	۹/۷۸۹	۰/۸۷۲	۱/۷۶۲
کمینه	-۵/۵۲۴	۰/۰۱۴	-۳/۷۵۲	۰/۰۰۰	۰/۰۳۹	۰/۵۲۰	-۰/۲۸۳	۰/۰۰۵
انحراف معیار	۱/۵۵۲	۰/۲۴۴	۱/۱۱۵	۰/۰۰۱	۰/۲۰۴	۱/۲۳۵	۰/۱۲۶	۰/۲۳۱
چولگی	۰/۳۲۹	۴/۶۳۶	-۰/۲۴۱	۲/۱۱۲	۰/۵۶۱	۲/۴۰۱	۰/۷۶۲	۱/۹۵۱
کشیدگی	۳/۹۳۱	۳۸/۷۳۱	۳/۵۸۶	۷/۷۸۶	۷/۰۰۹	۱۳/۱۶۸	۵/۱۹۴	۸/۸۴۶

www.SID.ir

Archive Of SID

جدول (۳): نتایج حاصل از رگرسیون داده‌های تابلویی عدم شفافیت بر همزمانی

	متغیر وابسته: همزمانی					
	"الف" عدم شفافیت مبتنی بر مدل جونز تعدیل شده			"ب" عدم شفافیت مبتنی بر مدل کوتاری و همکاران (۲۰۰۵)		
	مدل۱	مدل۲	مدل۳	مدل۱	مدل۲	مدل۳
عرض از مبدا	۲/۸۳۵	۹/۳۸۲***	۹/۰۱۷***	۱۰/۶۸۹***	۹/۵۴۱***	۹/۴۹۱***
عدم شفافیت	۰/۰۲۲	۰/۱۸۴	۱/۰۵۵**	۰/۱۴۸	۰/۱۹۱	۰/۴۶۴
واریانس شاخص صنعت	-۱۰۰/۹۶۲***	۶۴/۳۳۴**	-۶۲/۷۵۱**	-۵۶/۴۰۸	-۶۰/۲۱۱**	-۵۹/۷۹۲**
اندازه تاخیری	-۰/۰۷۰	-۰/۳۲۳***	-۰/۳۱۴***	-۰/۳۷۳***	-۰/۳۳۴***	-۰/۳۳۴***
نسبت M/B تاخیری	۰/۰۱۹	۰/۰۱۱	۰/۰۱۲	۰/۱۰۸***	۰/۰۷۶**	۰/۰۷۶**
اهرم تاخیری	-۰/۲۱۱	-۰/۱۹۸	-۰/۲۱۸	۰/۰۳۹	-۰/۱۲۷	-۰/۱۲۶
ROE	۰/۶۷۳	-۰/۴۵۷	-۰/۴۷۷	۰/۱۳۵	-۰/۳۴۹	-۰/۳۶۲
چولگی		۰/۱۱۳***	۰/۱۱۰***		۰/۱۱۸***	۰/۱۱۷***
کشیدگی		۰/۰۷۲***	۰/۰۷۲***		۰/۰۶۶***	۰/۰۶۶***
مجذور عدم شفافیت			-۰/۷۹۷***			-۰/۳۰۰
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۲۹۷	۰/۳۰۷	۰/۳۱۲	۰/۱۵۸	۰/۳۰۲	۰/۳۰۱
آماره F	۳/۴۴۷	۴۷/۵۶۵	۴۳/۳۶۴	۲۵/۰۲۲	۴۲/۴۲۲	۳۷/۷۲۴
نوع مدل	اثرات ثابت	تلفیقی	تلفیقی	تلفیقی	تلفیقی	تلفیقی
	متغیر وابسته: ریسک غیرسیستماتیک					
	"ج" عدم شفافیت مبتنی بر جونز تعدیل شده			"د" عدم شفافیت مبتنی بر مدل کوتاری و همکاران (۲۰۰۵)		
	مدل۱	مدل۲	مدل۳	مدل۱	مدل۲	مدل۳
عرض از مبدا	۰/۸۸۰***	۰/۷۰۰***	۰/۷۱۴***	۰/۸۹۰***	۰/۶۷۸***	۰/۷۰۳***
عدم شفافیت	۰/۰۳۲	۰/۰۴۰	۰/۰۰۸	۰/۰۴۶	۰/۰۵۱	-۰/۰۷۳
واریانس شاخص صنعت	۵۹/۴۷۴***	۵۸/۹۴۵***	۵۸/۸۸۴***	۵۸/۳۵۱***	۵۷/۶۵۷***	۵۷/۵۴۲***
اندازه تاخیری	-۰/۰۲۴***	-۰/۰۱۹***	-۰/۰۱۹***	-۰/۰۲۵***	-۰/۰۱۷**	۰/۰۱۸**
نسبت M/B تاخیری	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۷**	-۰/۰۰۷**	-۰/۰۱۳	-۰/۰۱۹***	-۰/۰۱۹***
اهرم تاخیری	۰/۰۴۷	۰/۰۲۶	۰/۰۲۶	۰/۰۶۰	۰/۰۳۷	۰/۰۳۶
ROE	-۰/۰۸۱	-۰/۱۵۵**	-۰/۱۵۵**	-۰/۰۶۳	-۰/۱۳۹**	-۰/۱۳۱
چولگی		۰/۰۱۵***	۰/۰۱۵***		۰/۰۱۸***	۰/۰۱۸***
کشیدگی		۰/۰۱۰***	۰/۰۱۰***		۰/۰۱۱***	۰/۰۱۱***
مجذور عدم شفافیت			۰/۰۲۹			۰/۱۳۳
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۱۶۳	۰/۲۴۷	۰/۲۴۶	۰/۱۶۱	۰/۲۵۲	
آماره F	۲۸/۳۶۲	۳۵/۴۴۴	۳۱/۴۸۹	۲۵/۵۳۷	۳۳/۳۱۱	۲۹/۸۹۶
نوع مدل	اثرات تصادفی	اثرات تصادفی	اثرات تصادفی	اثرات تصادفی	اثرات تصادفی	اثرات تصادفی

www.SID.ir

Archive Of SID

همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد تاثیر واریانس شاخص صنعت ذیل تمامی مدل‌های برازش شده بخش‌های "الف" و "ب" جدول (۳)بسیار قوی و از نظر آماری معنادار است. نکته جالب توجه آن است که جهت رابطه مذکور در صورت استفاده از سنجه مرسوم همزمانی، در تایید یافته هاتون و همکاران (۲۰۰۹) معکوس و در صورت استفاده از سنجه انحراف معیار پسماند مدل بازار تعدیل شده، مستقیم است. بدین نحو می‌توان یافته لی و همکاران (۲۰۱۲) مبنی بر عدم برابری محتوای اطلاعاتی سنجه‌های اخیر را مورد مداقه بیشتری قرار داد.احتساب تاثیر متغیرهای اندازه، نسبت M/B، اهرم مالی و بازده حقوق صاحبان سهام رابطه عدم شفافیت و اطلاعات اختصاصی عرضه شده به بازار را تحت‌الشعاع قرار نمی‌دهد. نتایج حاکی از توان پیش‌بینی اطلاعات اختصاصی شرکت‌ها توسط اندازه (رابطه معکوس و معنادار) موید یافته رول (۱۹۸۸) است. نسبت M/B (به جز در بخش "الف" و مدل‌های ۱ بخش‌های "ج" و "د") به لحاظ آماری معنادار بوده اما جهت اثرگذاری آن تابع سنجه اطلاعات اختصاصی است به نحوی‌که به ازای استفاده از همزمانی، مثبت و در صورت استفاده از انحراف معیار پسماند مدل تعدیل شده بازار، معکوس است. رابطه مثبت و معنادار چولگی و کشیدگی منطقی به نظر می‌رسد زیرا رویدادهای حدی رابطه بین بازده شرکت و بازده بازار را کاهش می‌دهد.عدم شفافیت در هیچ‌یک از مدل‌های برآوردی اثر معناداری بر همزمانی ندارد.

افزودن مجذور عدم شفافیت در مدل (۳) جهت بررسی رابطه غیرخطی متغیر مذکور با همزمانی است. مجذور عدم شفافیت در مدل (۳) نه تنها با ضریب ۰/۷۹۷- و آماره t معادل ۲/۶۴۷- به لحاظ آماری معنادار است بلکه موجب معناداری آماری عدم شفافیت نیز می‌گردد (t=2.949). همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد افزودن متغیر اخیر جز در بخش "الف" عمدتاً منجر به کاهش ضریب متغیر عدم شفافیت گردیده، در عین حال که هیچ‌یک از آنها به لحاظ آماری معنادار نبوده است. نتایج حاصله نسبت به سنجه عدم شفافیت و ریسک غیرسیستماتیک کاملاً حساس است.

یکی از اشکالاتی که می‌توان بـه روش رگرسیون داده‌هـای تـابلویی نسـبت داد آن اسـت کـه احتمـال خودهمبستگی بین شـرکت متصـور اسـت. ایـن امـر باعث تورش خطاهای استاندارد می‌گـردد. بـه همـین دلیل جهت تحلیـل حساسـیت یافتـه‌هـای حاصـل از رگرسیون داده‌های تابلویی از مدل فاما-مـک‌بـث نیـز استفاده می‌گردد.

جهـت اثرگـذاری عـدم شـفافیت بـر همزمـانی قطع‌نظر از عدم معناداری آماری، همواره مثبت اسـت که در صورت استفاده از سنجه عدم شفافیت مبتنی بر مدل جـونز تعـدیل شـده و احتسـاب مجـذور عـدم شفافیت، معکوس می‌گردد. رابطه اخیر در هیچ‌یک از مدل‌ها به استثنای مدل (۲) بخش "ج" از نظر آمـاری معنـادار نیسـت. در مـدل ۳ بخـش "الـف"، ضـریب مجذور عدم شفافیت برابـر ۰/۶۹۰- و آمـاره t برابـر ۲/۱۷۷- از نظر آماری معنادار اسـت امـا بـر خـلاف جدول (۳) تاثیر مثبت عدم شفافیت به لحـاظ آمـاری معنادار نیسـت (t=1.957). اثـر انـدازه، نسـبت M/B، کشـیدگی و چـولگی بـر رابطـه عـدم شـفافیت بـر اطلاعات اختصاصی موجود در بـازار مشـابه جـدول (۳) بوده و به واسطه استفاده از مـدل فامـا-مـک‌بـث تغییر نمی‌کند. این در حالی است که جهت اثرگذاری برخی متغیرهای نظیر گشتاورهای مرتبه سوم و چهارم بر اطلاعات اختصاصـی موجـود در بـازار بـه شـدت تحت تاثیر نحوه انـدازه‌گیـری اطلاعـات اختصاصـی است. در صورت استفاده از معیار همزمانی، تاثیر نوع رگرسـیون بـر نتـایج حاصـله، بـه حـداقل ممکـن

www.SID.ir

Archive Of SID

می‌رسد.اینک باید به این پرسش پاسخ گفت کـه آیـا عدم شفافیت قادر به پیش‌بینی ریسک ریزش اسـت؟ برای این منظور رگرسیون لجستیک عدم شفافیت بـر ریزش قیمت سـهام بـرازش گردیـده و نتـایج آن در جدول (۵) ملاحظه می‌گردد.

جدول (۴): نتایج حاصل از رگرسیون عدم شفافیت بر ریسک غیرسیستماتیک با استفاده از مدل فاما-مک‌بث

	متغیر وابسته: همزمانی					
	"الف" عدم شفافیت مبتنی بر مدل جونز تعدیل شده			"ب" عدم شفافیت مبتنی بر مدل کوتاری و همکاران (۲۰۰۵)		
	مدل(۱)	مدل(۲)	مدل(۳)	مدل(۱)	مدل(۲)	مدل(۳)
عرض از مبدا	۱۰/۱۵۲	۸/۹۸۰	۸/۸۰۲	۹/۸۸۷	۸/۷۹۲	۸/۷۴۴
عدم شفافیت	۰/۱۱۴	۰/۱۲۰	۰/۷۸۸	۰/۰۷۵	۰/۰۶۹	-۰/۰۲۱
واریانس شاخص صنعت	-۸۴/۸۹۴	-۱۱۹/۸۴۱	-۱۲۱/۵۶۷	۵۰/۶۰۴	۲۴/۸۷۳	۶۶/۰۸۲
اندازه تاخیری	-۰/۳۴۷	-۰/۳۱۰	-۰/۳۰۷	-۰/۳۴۹	-۰/۳۱۱	-۰/۳۱۰
نسبت M/B تاخیری	۰/۰۸۴	۰/۰۷۳	۰/۰۷۱	۰/۰۹۱	۰/۰۸۰	۰/۰۸۸
اهرم مالی تاخیری	۰/۰۷۴	-۰/۰۷۰	-۰/۰۸۲	۰/۳۴۱	۰/۱۰۶	۰/۱۴۶
ROE	-۰/۲۷۵	-۰/۷۹۷	-۰/۸۱۳	۰/۱۰۹	-۰/۴۸۰	-۰/۴۸۷
چولگی		۰/۱۵۳	۰/۱۵۲		۰/۱۵۶	۰/۱۵۹
کشیدگی		۰/۰۶۹	۰/۰۶۹		۰/۰۶۴	۰/۰۶۲
مجذور عدم شفافیت			-۰/۶۹۰			۰/۱۳۹
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۱۶۴	۰/۳۳۲	۰/۳۲۸	۰/۱۴۶	۰/۲۹۴	۰/۲۹۰
	متغیر وابسته: ریسک غیرسیستماتیک					
	"ج" عدم شفافیت مبتنی بر مدل جونز تعدیل شده			"د" عدم شفافیت مبتنی بر مدل کوتاری و همکاران (۲۰۰۵)		
	مدل(۱)	مدل(۲)	مدل(۳)	مدل(۱)	مدل(۲)	مدل(۳)
عرض از مبدا	۱/۱۱۱	۱/۰۰۱	۰/۹۸۹	۱/۱۳۵	۱/۰۲۰	۱/۰۵۰
عدم شفافیت	۰/۰۴۱	۰/۰۴۸	۰/۱۰۳	۰/۰۳۰	۰/۰۳۹	-۰/۰۷۸
واریانس شاخص صنعت	۷۰/۳۴۰	۶۳/۱۸۶	۶۱/۰۳۲	۶۹/۲۱۶	۶۴/۲۴۳	۶۲/۱۳۷
اندازه تاخیری	-۰/۰۳۳	-۰/۰۲۹	-۰/۰۲۹	-۰/۰۳۳	-۰/۰۲۹	-۰/۰۳۰
نسبت M/B تاخیری	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۸	-۰/۰۰۸	-۰/۰۰۸	-۰/۰۰۸
اهرم مالی تاخیری	۰/۰۴۸	۰/۰۱۸	۰/۰۲۲	۰/۰۶۱	۰/۰۲۰	۰/۰۲۲
ROE	-۰/۱۲۰	-۰/۱۶۷	-۰/۱۷۱	-۰/۰۹۹	-۰/۱۶۸	-۰/۱۶۳
چولگی		۰/۰۱۷	۰/۰۱۷		۰/۰۲۱	۰/۰۲۱
کشیدگی		۰/۰۰۹	۰/۰۰۹		۰/۰۱۰	۰/۰۰۹
مجذور عدم شفافیت			-۰/۰۶۴			۰/۱۱۳
ضریب تعیین	۰/۲۱۹	۰/۳۵۴	۰/۳۵۹	۰/۲۱۵	۰/۳۵۰	۰/۳۶۲
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۱۶۲	۰/۲۹۰	۰/۲۸۷	۰/۱۶۰	۰/۲۸۸	۰/۲۹۳

www.SID.ir

Archive Of SID

جدول (۵): نتایج حاصل از رگرسیون لجستیک عدم شفافیت بر ریزش قیمت سهام

	عدم شفافیت مبتنی بر مدل جونز تعدیل شده		عدم شفافیت مبتنی بر مدل کوتاری و همکاران (۲۰۰۵)	
	مدل۱	مدل۲	مدل۱	مدل۲
عرض از مبداء	−۴/۲۳۶ (−۱/۹۲۶)	−۳/۶۸۹ (−۱/۶۴۱)	−۴/۳۰۳ (−۱/۸۰۶)	−۳/۶۸۳ (−۱/۵۲۰)
عدم شفافیت	۰/۲۵۴ (۰/۶۸۵)	−۰/۹۱۸ (−۰/۹۶۲)	۰/۱۱۶ (۰/۲۳۷)	−۳/۱۷۱ (−۲/۵۱۶)**
مجذور عدم شفافیت	− −	۱/۰۱۰ (۱/۳۴۵)	− −	۳/۳۶۳ (۲/۸۳۰)***
بازده حقوق صاحبان سهام	−۲/۲۴۲ (−۲/۵۵۰)**	−۲/۲۱۸ (−۰/۰۱۲)**	−۱/۹۰۸ (−۲/۰۴۶)**	−۱/۷۳۷ (−۱/۸۴۰)
اندازه تاخیری	۰/۰۹۳ (۱/۱۷۵)	۰/۰۷۹ (۰/۳۲۰)	۰/۰۸۶ (۱/۰۰۷)	۰/۰۸۱ (۰/۹۳۷)
نسبت M/B تاخیری	۰/۱۴۷ (۳/۶۱۵)***	۰/۱۴۷ (۰/۰۰۰)***	۰/۲۴۳ (۳/۲۰۶)***	۰/۲۴۳ (۳/۱۷۳)***
اهرم مالی تاخیری	۰/۳۴۴ (۰/۶۲۵)	۰/۳۸۱ (۰/۶۸۸)	۰/۳۵۷ (۰/۵۴۱)	۰/۳۶۵ (۰/۶۱۳)
ضریب تعیین مک‌فادن	۰/۰۳۰	۰/۰۳۳	۰/۰۲۴	۰/۰۳۶
آماره LR	۲۴/۶۷۱	۲۶/۴۳۰	۱۷/۰۸۰	۲۵/۱۴۶
احتمال	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۴	۰/۰۰۰

ضریب منفی و معنادار بازده حقوق صاحبان سهام دال بر عملکرد ضعیف‌تر شرکت‌هایی است که با ریسک ریزش بالاتری مواجه هستند. توان پیش‌بینی ریسک ریزش توسط نسبت M/B به لحاظ آماری معنادار است. عدم معناداری رابطه عدم شفافیت با ریزش قیمت محرز است اما در صورت احتساب مجذور آن و استفاده از عدم شفافیت مبتنی بر مدل کوتاری و همکاران (۲۰۰۵)، بر خلاف انتظار اثر معکوس عدم شفافیت و تاثیر مثبت مجذور آن از نظر آماری معنادار می‌گردد. به این ترتیب، یافته محققانی نظیر هاتون و همکاران (۲۰۰۹) و جین و می‌یرز (۲۰۰۶) تایید نمی‌شود.

به منظور تحلیل حساسیت یافته‌ها از سنجه دیگری برای ریزش قیمت سهام استفاده می‌گردد. همانند آن و ژانگ (۲۰۱۳) جهت سنجش ریزش از ضریب چولگی منفی شرطی استفاده می‌شود. در این صورت، نتایج حاصل از بررسی توان توضیحی ریزش توسط عدم شفافیت با استفاده از رگرسیون داده‌های تابلویی در جدول (۶) ملاحظه می‌گردد.

www.SID.ir

Archive Of SID

جدول (۶): نتایج حاصل از رگرسیون داده‌های تابلویی عدم شفافیت بر ضریب چولگی منفی (ریزش قیمت سهام)

	عدم شفافیت مبتنی بر مدل جونز		عدم شفافیت مبتنی بر مدل کوتاری و همکاران (۲۰۰۵)	
	مدل۱	مدل۲	مدل۱	مدل۲
عرض از مبداء	۴/۰۷۶-(۳/۲۹۹-***)	۳/۷۶۰- (۲/۹۹۷-***)	۴/۵۴۱- (۳/۵۶۷-***)	۴/۳۳۹- (۳/۳۹۴-***)
عدم شفافیت	۰/۴۲۵ (۱/۹۳۳)	۰/۳۰۷- (۰/۵۴۵-)	۰/۳۹۵ (۱/۴۲۸)	۰/۶۵۲- (۰/۹۱۳-)
مجذور عدم شفافیت	- -	۰/۶۶۸ (۱/۴۱۲)	- -	۱/۱۴۸ (۱/۵۹۱)
بازده حقوق صاحبان سهام	۲/۰۴۵- (۴/۳۶۲-)***	۲/۰۲۱- (۴/۳۱۲-***)	۱/۹۲۹- (۴/۰۰۷-***)	۱/۸۷۱- (۳/۸۸۱-***)
اندازه تاخیری	۰/۱۳۸ (۳/۱۰۸***)	۰/۱۳۰ (۲/۹۲۴***)	۰/۱۵۳ (۳/۳۴۴***)	۰/۱۵۱ (۳/۳۱۱***)
نسبت M/B تاخیری	۰/۰۵۰ (۱/۸۶۹)	۰/۰۴۹ (۱/۸۴۰)	۰/۰۶۸ (۱/۴۷۳)	۰/۰۶۷ (۱/۴۴۵)
اهرم مالی تاخیری	۰/۰۳۱ (۰/۱۰۱-)	۰/۰۱۴- (۰/۰۴۶-)	۰/۰۳۱- (۰/۱۰۲-)	۰/۰۴۰- (۰/۱۲۹-)
ضریب تعیین	۰/۰۳۸	۰/۰۴۱	۰/۰۳۷	۰/۰۴۰
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۰۳۳	۰/۰۳۴	۰/۰۳۰	۰/۰۳۲
آماره F	۶/۶۴۴	۵/۸۷۵	۵/۸۱۲	۵/۲۷۵
احتمال	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
نوع مدل	تلفیقی	تلفیقی	تلفیقی	تلفیقی

همان‌گونه که در جدول (۶) ملاحظه می‌گردد در صورت استفاده از معیار عدم شفافیت اطلاعات مالی مبتنی بر مدل جونز، نمی‌توان تاثیر عدم شفافیت بر ریزش قیمت سهام را از نظر آماری معنادار دانست (t=1.933).آماره t مجذور عدم شفافیت معادل ۱/۴۱۲نیز نشانگر عدم تایید رابطه غیرخطی متغیرهای اخیرالذکر است.آماره t معادل ۴/۳۱۲- بازده حقوق صاحبان سهام حاکی از رابطه معکوس متغیر یادشده و چولگی منفی است که در سطح اطمینان ۹۹ درصد از حیث آماری معنادار است. همان‌گونه که انتظار می‌رفت شرکت‌هایی که از عملکرد مناسب‌تری برخوردارند (حائز بازده حقوق صاحبان سهام بالاتر)، احتمال ریزش قیمت سهام آنها کمتر است. چنان‌که ملاحظه می‌گردد هر واحد افزایش اندازه شرکت منجر به افزایش ۱۳ درصدی ضریب چولگی منفی می‌گردد که تاثیر یادشده از نظر آماری معنادار است (t=2.924). بدین مفهوم که احتمال ریزش قیمت سهام شرکت‌ها بزرگ‌تر، بالاتر است. به طور کلی، تاثیر متغیرهای اصلی همانند جدول (۵) و حاکی از عدم توان توضیحی ریسک ریزش توسط عدم شفافیت اطلاعات مالی است.برای حصول اطمینان از صحت یافته‌ها به دلیل خودهمبستگی بین شرکت‌ها در رگرسیون داده‌های تابلویی، تاثیر عدم شفافیت اطلاعات مالی بر ضریب چولگی منفی (شاخص ریزش قیمت سهام) در چارچوب مدل فاما-مک‌بث نیز آزمون گردیده و نتایج آن در جدول (۷) ملاحظه می‌شود.

www.SID.ir

Archive Of SID

جدول (۷): نتایج حاصل از رگرسیون عدم شفافیت اطلاعات مالی بر ضریب چولگی منفی با استفاده از مدل فاما-مک‌بث

	عدم شفافیت مبتنی بر مدل تعدیل شده جونز		عدم شفافیت مبتنی بر مدل کوتاری و همکاران (۲۰۰۵)	
	مدل۱	مدل۲	مدل۱	مدل۲
عرض از مبداء	-۴/۲۷۳	-۴/۰۳۰	-۵/۲۸۳	-۵/۱۳۲
	(-۲/۵۱۷)	(-۲/۴۹۳)	(-۲/۶۷۵)	(-۲/۵۷۴)
عدم شفافیت	۰/۱۹۸	-۰/۷۴۰	۰/۲۱۸	-۰/۷۰۲
	(۰/۶۷۲)	(-۱/۴۲۵)	(۰/۶۰۸)	(-۰/۹۰۰)
مجذور عدم شفافیت	-	۱/۰۹۶	-	۱/۰۵۵
	-	(۲/۰۶۱)	-	(۱/۴۶۴)
بازده حقوق صاحبان سهام	-۲/۱۵۳	-۲/۲۰۶	-۱/۸۵۴	-۱/۸۴۵
	(-۴/۳۸۴)	(-۴/۷۰۰)	(-۳/۲۸۰)	(-۳/۴۴۰)
اندازه تاخیری	۰/۱۵۵	۰/۱۵۱	۰/۱۸۴	۰/۱۸۴
	(۲/۴۷۹)	(۲/۴۷۴)	(۲/۴۰۱)	(۲/۴۰۵)
نسبت M/B تاخیری	۰/۰۶۴	۰/۰۶۳	۰/۰۵۳	۰/۰۵۵
	(۰/۹۶۰)	(۰/۹۳۵)	(۰/۷۲۱)	(۰/۷۵۹)
اهرم تاخیری	-۰/۳۰۴	-۰/۲۴۶	-۰/۰۴۹	-۰/۰۷۳
	(-۰/۷۶۴)	(-۰/۶۱۰)	(-۰/۱۳۷)	(-۰/۲۰۶)
ضریب تعیین	۰/۰۸۰	۰/۰۸۸	۰/۰۷۹	۰/۰۸۹
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۰۲۵	۰/۰۲۲	۰/۰۲۶	۰/۰۲۵

در صورتی‌که عدم شفافیت بر اساس مدل تعدیل شده جونز اندازه‌گیری شود، قادر نیست تغییرات ضریب چولگی منفی را تبیین نماید (t=0.672). حال آن‌که احتساب مجذور عدم شفافیت اطلاعات مالی می‌تواند ضریب چولگی منفی را از نظر آماری متاثر ساخته (t=2.061) و هر واحد تغییر آن با فرض ثبات سایر عوامل، منجر به افزایش ۱/۰۹۶ واحدی چولگی منفی می‌گردد. تغییر شیوه اندازه‌گیری عدم شفافیت به مدل کوتاری و همکاران (۲۰۰۵)، اثرگذاری متغیر یادشده را با حفظ جهت (مثبت) به لحاظ آماری سلب می‌نماید (t=1.464). در مورد جهت و معناداری آماری سایر متغیرها، تفاوت قابل ملاحظه‌ای با جدول (۶) ملاحظه نمی‌گردد. بدین مفهوم که توان توضیحی ضریب چولگی منفی توسط بازده حقوق صاحبان سهام (رابطه معکوس) و اندازه (رابطه مستقیم) در سطح اطمینان ۹۵ درصد به لحاظ آماری معنادار است.

سوال دیگری که مطرح می‌گردد آن است که تا اینجا صرفا تاثیر عدم شفافیت بر یکی از دنباله‌های توزیع بررسی گردید آیا متغیر اخیر به طور کلی قابلیت پیش‌بینی دنباله‌های پهن توزیع را دارد؟ جدول (۸) نتایج رگرسیون لجستیک عدم شفافیت اطلاعات مالی بر احتمال جهش قیمت سهام را نشان می‌دهد.

www.SID.ir

Archive Of SID

جدول (۸): نتایج حاصل از رگرسیون لجستیک عدم شفافیت بر جهش قیمت سهام

	عدم شفافیت مبتنی بر مدل تعدیل شده جونز		عدم شفافیت مبتنی بر مدل کوتاری و همکاران (۲۰۰۵)	
	مدل۱	مدل۲	مدل۱	مدل۲
عرض از مبداء	۲/۷۴۳	۲/۱۴۱	۲/۶۹۰	۲/۵۳۷
	(۱/۵۷۲)	(۱/۲۰۸)	(۱/۴۷۴)	(۱/۳۸۴)
عدم شفافیت	-۰/۵۶۴	۱/۰۲۷	-۰/۵۵۶	۰/۲۷۷
	(-۱/۷۶۳)*	(۱/۱۲۳)	(-۱/۳۷۵)	(۰/۲۵۸)
مجذور عدم شفافیت	-	-۱/۵۸۴	-	-۰/۹۵۰
	-	(-۱/۷۸۲)*	-	(-۰/۸۲۸)
بازده حقوق صاحبان سهام	۲/۰۵۳	۲/۰۱۹	۲/۰۸۰	۲/۰۳۸
	(۳/۰۸۹)***	(۳/۰۳۰)***	(۲/۹۹۲)***	(۲/۹۲۲)***
اندازه تاخیری	-۰/۱۳۰	-۰/۱۱۶	-۰/۱۳۳	-۰/۱۳۲
	(-۲/۰۶۷)**	(-۱/۸۴۷)*	(-۲/۰۲۶)**	(-۲/۰۰۹)**
نسبت M/B تاخیری	۰/۰۰۷	۰/۰۰۸	۰/۰۴۷	۰/۰۴۸
	(۰/۱۸۲)	(۰/۲۲۱)	(۰/۷۱۶)	(۰/۷۲۷)
اهرم مالی تاخیری	۰/۲۰۶	۰/۱۷۷	۰/۳۱۲	۰/۳۱۹
	(۰/۴۷۴)	(۰/۴۰۸)	(۰/۶۹۶)	(۰/۷۱۳)
ضریب تعیین مک‌فادن	۰/۰۱۳	۰/۰۱۷	۰/۰۱۴	۰/۰۱۵
آماره LR	۱۵/۲۴۹	۱۹/۰۰۱	۱۵/۰۰۹۸	۱۵/۷۳۲
احتمال	۰/۰۰۹	۰/۰۰۴	۰/۰۱۰	۰/۰۱۵

همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد رابطه عدم شفافیت و احتمال جهش از نظر آماری معنادار نبوده و ملحوظ کردن رابطه غیرخطی نیز اثری بر توان پیش‌بینی احتمال جهش توسط عدم شفافیت ندارد. شرکت‌های دارای عملکرد بهتر (حائز بازده حقوق صاحبان سهام بالاتری هستند) از احتمال جهش قیمتی بالاتری برخوردارند. همان‌گونه که انتظار می‌رود جهت اثرگذاری بازده حقوق صاحبان سهام و اندازه صراحتاً در جداول (۵) و (۸) معکوس یکدیگر است.

۵- نتیجه‌گیری و بحث

بر اساس شواهد هاتون و همکاران (۲۰۰۹) انتظار می‌رفت عدم شفافیت بالاتر منتج به افشای اطلاعات اختصاصی کمتر و متعاقباً افزایش همزمانی گردیده و افشای اطلاعات انباشت شده باعث ریزش قیمت سهام شود. اما بر اساس نتایج حاصل از این پژوهش مبنی بر مردود دانستن تاثیر عدم شفافیت بر همزمانی و همچنین، نبود شواهدی دال بر تایید تاثیر عدم شفافیت بر ریزش قیمت سهام نمی‌توان رابطه عدم شفافیت، همزمانی و ریزش قیمت سهام را در بورس اوراق بهادار تهران تایید نمود.به این ترتیب، یافته هاتون و همکاران (۲۰۰۹)و فروغی و همکاران (۱۳۹۰) مبنی بر توان توضیحی ریزش قیمت سهام از طریق عدم شفافیت به چالش کشیده می‌شود. تحلیل حساسیت یافته‌ها نسبت به تغییر شیوه آزمون (از رگرسیون داده‌هایی که عمدتاً در پژوهش‌های گذشته استفاده شده به مدل فاما-مک‌بث)، سنجه اطلاعات اختصاصی (از معیار همزمانی به انحراف معیار پسماند

www.SID.ir

Archive Of SID

مدل بازار تعدیل شده)، سنجه ریزش قیمت سهام به رغم آن‌که بعضاً مسبب بروز تغییر برخی یافته‌ها گردید، اما نتوانست رابطه عدم شفافیت و اطلاعات اختصاصی و رابطه عدم شفافیت و ریزش را تغییر دهد.این در حالی است که داتا و همکاران (۲۰۱۳) ادعا می‌کنند رابطه یادشده تحت تاثیر سنجه‌های مدیریت سود و همزمانی تغییر می‌کند. همان‌گونه که انتظار می‌رفت رابطه عدم شفافیت اطلاعاتی و جهش قیمت سهام قابل احصاء نیست زیرا مدیران تمایلی به اخفاء اطلاعات و اخبار مثبت ندارند.

به نظر می‌رسد احتساب پیش‌فرض‌های مبنی بر واکنش بازار نسبت به اطلاعات خاص شرکت در بازاری مانند بازار سرمایه ایران چندان مناسب نباشد چنان‌که در بسیاری موارد آنچه در بازار تعیین می‌شود محصول هیجانات و واکنش‌های غیرعقلایی سرمایه‌گذاران است. بسیاری از موارد ریزش قیمت سهام ناشی از اطلاعات غیررسمی یا شایعات رایج در بازار بوده به نحوی‌که در بسیاری از موارد تحلیلگران دلایل روشنی بابت وقوع آن نیافته و رخداد پدیده‌هایی نظیر ریزش و جهش را به فرا(فرو) واکنشی بازار منتسب می‌نمایند. بر این اساس، به زعم محقق عدم تایید رابطه عدم شفافیت و ریزش در بورس اوراق بهادار تهران دور از انتظار نیست.

فهرست منابع

* فروغی، داریوش؛ امیری، هادی و میرزایی، منوچهر (۱۳۹۰). تأثیر شفاف نبودن اطلاعات مالی بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهش‌های حسابداری مالی، شماره چهارم، شماره پیاپی (۱۰).
* An, Heng & Zhang, Ting. (2013). Stock price synchronicity, crash risk, and institutional investors, Journal of Corporate Finance, 21, 1–15.
* Ashbaugh-Skaife, Hollis., Gassen, Joachim., & LaFond, Ryan., (2005). Does Stock Price Synchronicity Represent Firm-Specific Information? The International Evidence
* Chung, Alex., Qi, Ronnie & Thurston, Thom., (2012). Could Accruals Predict R2?, world-finance-onference.com/papers_wfc/167.pdf
* Datta, Sudip., Iskandar-Datta, Mai & Singh, Vivek. (2013). Opaque financial reports and R2: Revisited, Review of Financial Economics,
* Ferreira, M.A., Laux, P.A., (2007). Corporate governance, idiosyncratic risk, and information flow. J. Finance 62, 951–989.
* Howe, John S., & Haggard, K.Stephen. (2012). Are Banks Opaque?, International Review of Accounting, Banking& Finance, 4(1), 51-72.
* Hutton, Amy P., Marcus, Alan J., & Tehranian, Hassan.(2009). Opaque financial reports, R2, and crash risk, Journal of Financial Economics, 94,67–86
* Li, Bin., Rajgopal, Shivaram., & Venkatachalam, Mohan.,(2012). R2 and Idiosyncratic Risk are not Inter-Changeable.
* Piotroski, J., and D. Roulstone. (2004), "The Influence of Analysts, Institutional Investors, and Insider on the Incorporation of market, Industry, and Firm-Specific Information into Stock Prices", Accounting Review 79: 1119-1151.

یادداشت‌ها

[1]. Roll
[2]. Firm Specific
[3]. Datta
[4]. Li
[5]. Durnev
[6]. Ashbaugh-Skaife
[7]. Hong & Stein
[8]. Kirschenheiter & Melumad
[9]. Piotroski & Roulstone
[10]. Chung
[11]. Howe & Haggard
[۱۲]. همزمانی، میزان تغییرات بازده سهام همسو با تغییرات عوامل ریسک فراگیر است. به عبارت دیگر، همزمانی بالاتر دال بر ریسک غیرسیستماتیک پایین‌تر است به همین جهت همزانی و ریسک غیرسیستماتیک مانند دو روی یک سکه است.

www.SID.ir