

عدم شفافیت اطلاعات مالی، همزمانی و ریزش قیمت سهام

مریم دولو^۱

تاریخ پذیرش: ۹۴/۱۰/۱۵

تاریخ دریافت: ۹۴/۸/۴

چکیده

هدف پژوهش حاضر بررسی رابطه عدم شفافیت اطلاعات مالی، همزمانی و 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- 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^۱ (۱۹۸۸) با فرض صحت و کفایت تصریح مدل بازار، ضریب تعیین پایین مدل مذکور را به معاملات مبتنی بر اطلاعات منتشر نشده خاص شرکت^۲ (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 شرکتهامیت 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 نحوی که 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، دفعاتاً واحده منتشر می‌گردد، ریزش قیمت سهام را در پی دارد. 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^۳ و همکاران (۲۰۱۳) شواهد تجربی حوزه اخیر متأثر از شیوه اندازه‌گیری ارقام تعهدی است لذا در این پژوهش از دو معیار مختلف جهت اندازه‌گیری ارقام 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^۴ 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

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 خشی 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^2 و 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 صورتی که تسلیم شوند، کل

قیمت‌گذار اطلاعات 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^۵ و همکاران، ۲۰۰۳). همزمانی قیمت سهام که به صورت R^2 حاصل از رگرسیون مدل‌های قیمت‌گذاری دارای تعریف می‌شود، در بسیاری از شواهد تجربی به عنوان سنجه میزان انعکاس اطلاعات اختصاصی در قیمت سهام تلقی می‌گردد. با این حال، آشباق اسکایف^۶ 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^2 در پی لیست شدن مجدد شرکت‌ها در ایالات متحده و نبود رابطه محکم میان خطای پیش‌بینی تحلیل‌گران و R^2 را 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. مادامی که 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^۷ (۲۰۰۳) این فرآیند

شوکه‌های منفی اختصاصی که تاکنون پنهان بوده، دفعتاً منتشر شده و منجر به ریزش می‌گردد. فرآیند مذکور می‌تواند سبب طولیل شدن دنباله چپ توزیع بازده گردد. کریسکنیتر و ملومد^۹ (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 حالی که 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^۹ (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 توأم می‌گردد (پیوتروسکی و رول‌استون، ۲۰۰۴). چانگ^{۱۰} و همکاران (۲۰۱۲) شواهدی ارائه می‌کنند که نشان می‌دهد عدم اطمینان اطلاعات حسابداری (که با قدرمطلق ارقام تعهدی

اندازه‌گیری می‌شود) از توان پیش‌بینی R^2 رگرسیون مدل بازار برخوردار است. شرکت‌های با قدرمطلق ارقام تعهدی بالاتر احتمالاً از نوسان‌پذیری غیر سیستماتیک بالاتری برخوردار بوده و لذا R^2 رگرسیون مدل بازار پایین‌تری دارند (چانگ و همکاران، ۲۰۱۲). هو و هاگارد^{۱۱} (۲۰۱۲) با استفاده از مدل جین و می‌ریز (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 نحوی که 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 مادامی که 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

(۱) 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 ۱۳۸۱ تا 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:

OPAQUE =
AbsV(DisAcc_{t-1}) + AbsV(DisAcc_{t-2}) +
AbsV(DisAcc_{t-3})
که *DisAcc* اقلام تعهدی اختیاری سالانه است. منطبق 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:

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

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

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

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.

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 تعریف‌خدادهای حدی با استفاده از بازده‌های پسماند است. سنجح 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 سنجح ریزش قیمت سهام به تبعیت از آن و ژانگ (۲۰۱۳)، برای اندازه‌گیری ریزش از چولگی منفی بازده هفتگی خاص نیز استفاده می‌شود:

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

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 ارقام تعهدی را نادیده می‌انگارد. لذا رویکردی برای تخمین ارقام 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:

$$(4)$$

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

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

$$(5)$$

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

که $r_{j,t}$ بازده سهام j در هفته t ، $r_{m,t}$ بازده شاخص بازار و $r_{i,t}$ بازده صنعت است. احتساب

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

که $W_{i,t}$ بازده هفتگی خاص شرکت و $\bar{W}_{i,t}$ 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^2 تعریف می‌گردد که بین منفی تا مثبت بینهایت است.

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

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 اخیر به 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. این که کدام یک 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

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 این رو 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.

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

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 سنج ریزش، از رگرسیون لجستیک یا رگرسیون داده‌های تابلویی و فاما-مک‌بث (۱۹۷۳) استفاده می‌گردد. نهایتاً اثر عدم شفافیت بر جهش با استفاده از رگرسیون 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 متأثر 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.

۴- یافته‌های پژوهش

کرده‌اند. آمار توصیفی متغیرهای اصلی پژوهش در جدول (۲) ملاحظه می‌گردد.

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

جدول (۱): فراوانی ریزش و جهش در نمونه

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

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 صورتی که 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.

همان‌گونه که در جدول (۱) ملاحظه می‌گردد ۱۹/۰۷ درصد مشاهدات حداقل یک ریزش و ۳۷/۵۵ درصد مشاهدات حداقل یک جهش را تجربه

جدول (۲): آمار توصیفی

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

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

متغیر وابسته: همزمانی						
"ب" عدم شفافیت مبتنی بر مدل کوتاری و همکاران (۲۰۰۵)			"الف" عدم شفافیت مبتنی بر مدل جونز تعدیل شده			
مدل ۳	مدل ۲	مدل ۱	مدل ۳	مدل ۲	مدل ۱	
۹/۴۹۱***	۹/۵۴۱***	۱۰/۶۸۹***	۹/۰۱۷***	۹/۳۸۲***	۲/۸۳۵	عرض از مبدا
۰/۴۶۴	۰/۱۹۱	۰/۱۴۸	۱/۰۵۵**	۰/۱۸۴	۰/۰۲۲	عدم شفافیت
-۵۹/۷۹۲**	-۶۰/۲۱۱**	-۵۶/۴۰۸	-۶۲/۷۵۱**	۶۴/۳۳۴**	-۱۰۰/۹۶۲***	واریانس شاخص صنعت
-۰/۳۳۴***	-۰/۳۳۴***	-۰/۳۷۳***	-۰/۳۱۴***	-۰/۳۲۳***	-۰/۰۷۰	اندازه تاخیری
۰/۰۷۶**	۰/۰۷۶**	۰/۱۰۸***	۰/۰۱۲	۰/۰۱۱	۰/۰۱۹	نسبت M/B تاخیری
-۰/۱۲۶	-۰/۱۲۷	۰/۰۳۹	-۰/۲۱۸	-۰/۱۹۸	-۰/۲۱۱	اهرم تاخیری
-۰/۳۶۲	-۰/۳۴۹	۰/۱۳۵	-۰/۴۷۷	-۰/۴۵۷	۰/۶۷۳	ROE
۰/۱۱۷***	۰/۱۱۸***		۰/۱۱۰***	۰/۱۱۳***		چولگی
۰/۰۶۶***	۰/۰۶۶***		۰/۰۷۶***	۰/۰۷۲***		کشیدگی
-۰/۳۰۰			-۰/۷۹۷***			مجذور عدم شفافیت
۰/۳۰۱	۰/۳۰۲	۰/۱۵۸	۰/۳۱۲	۰/۳۰۷	۰/۲۹۷	ضریب تعیین تعدیل شده
۳۷/۷۲۴	۴۲/۴۲۲	۲۵/۰۲۲	۴۳/۳۶۴	۴۷/۵۶۵	۳/۴۴۷	آماره F
تلفیقی	تلفیقی	تلفیقی	تلفیقی	تلفیقی	اثرات ثابت	نوع مدل
متغیر وابسته: ریسک غیرسیستماتیک						
"د" عدم شفافیت مبتنی بر مدل کوتاری و همکاران (۲۰۰۵)			"ج" عدم شفافیت مبتنی بر جونز تعدیل شده			
مدل ۳	مدل ۲	مدل ۱	مدل ۳	مدل ۲	مدل ۱	
۰/۷۰۳***	۰/۶۷۸***	۰/۸۹۰***	۰/۷۱۶***	۰/۷۰۰***	۰/۸۸۰***	عرض از مبدا
-۰/۰۷۳	۰/۰۵۱	۰/۰۴۶	۰/۰۰۸	۰/۰۴۰	۰/۰۳۲	عدم شفافیت
۵۷/۵۴۲***	۵۷/۶۵۷***	۵۸/۳۵۱***	۵۸/۸۸۴***	۵۸/۹۴۵***	۵۹/۴۷۴***	واریانس شاخص صنعت
۰/۰۱۸*	-۰/۰۱۷**	-۰/۰۲۵***	-۰/۰۱۹***	-۰/۰۱۹***	-۰/۰۲۴***	اندازه تاخیری
-۰/۰۱۹***	-۰/۰۱۹***	-۰/۰۱۳	-۰/۰۰۷**	-۰/۰۰۷**	-۰/۰۰۵	نسبت M/B تاخیری
۰/۰۳۶	۰/۰۳۷	۰/۰۶۰	۰/۰۲۶	۰/۰۲۶	۰/۰۴۷	اهرم تاخیری
-۰/۱۳۱	-۰/۱۳۹**	-۰/۰۶۳	-۰/۱۵۵**	-۰/۱۵۵**	-۰/۰۸۱	ROE
۰/۰۱۸***	۰/۰۱۸***		۰/۰۱۵***	۰/۰۱۵***		چولگی
۰/۰۱۱***	۰/۰۱۱***		۰/۰۱۰***	۰/۰۱۰***		کشیدگی
۰/۱۳۳			۰/۰۲۹			مجذور عدم شفافیت
	۰/۲۵۲	۰/۱۶۱	۰/۲۴۶	۰/۲۴۷	۰/۱۶۳	ضریب تعیین تعدیل شده
۲۹/۸۹۶	۳۳/۳۱۱	۲۵/۵۳۷	۳۱/۴۸۹	۳۵/۴۴۴	۲۸/۳۶۲	آماره F
اثرات تصادفی	اثرات تصادفی	اثرات تصادفی	اثرات تصادفی	اثرات تصادفی	اثرات تصادفی	نوع مدل

همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد تاثیر واریانس شاخص صنعت ذیل تمامی مدل‌های برآزش 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 مذاقه 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 تحت الشعاع 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 نحوی که 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 به روش رگرسیون داده‌های تابلویی نسبت داد آن است که احتمال خودهمبستگی بین شرکت متصور است. این امر باعث تورش خطاهای استاندارد می‌گردد. به همین دلیل جهت تحلیل حساسیت یافته‌های حاصل از رگرسیون داده‌های تابلویی از مدل فاما-مک‌بث نیز استفاده می‌گردد.

جهت اثرگذاری عدم شفافیت بر همزمانی قطع نظر از عدم معناداری آماری، همواره مثبت است که در صورت استفاده از سنجه عدم شفافیت مبتنی بر مدل جونز تعدیل شده و احتساب مجذور عدم شفافیت، معکوس می‌گردد. رابطه اخیر در هیچ‌یک از مدل‌ها به استثنای مدل (۲) بخش "ج" از نظر آماری معنادار نیست. در مدل ۳ بخش "الف"، ضریب مجذور عدم شفافیت برابر $-۰/۶۹۰$ و آماره t برابر $-۲/۱۷۷$ از نظر آماری معنادار است اما بر خلاف جدول (۳) تاثیر مثبت عدم شفافیت به لحاظ آماری معنادار نیست ($t=1.957$). اثر اندازه، نسبت M/B ، کشیدگی و چولگی بر رابطه عدم شفافیت بر اطلاعات اختصاصی موجود در بازار مشابه جدول (۳) بوده و به واسطه استفاده از مدل فاما-مک‌بث تغییر نمی‌کند. این در حالی است که جهت اثرگذاری برخی متغیرهای نظیر گشتاورهای مرتبه سوم و چهارم بر اطلاعات اختصاصی موجود در بازار به شدت تحت تاثیر نحوه اندازه‌گیری اطلاعات اختصاصی است. در صورت استفاده از معیار همزمانی، تاثیر نوع رگرسیون بر نتایج حاصله، به حداقل ممکن

می‌رسد. اینک باید به این پرسش پاسخ گفت که آیا عدم شفافیت قادر به پیش‌بینی ریسک ریزش است؟
 ریزش قیمت سهام برآزش گردیده و نتایج آن در جدول (۵) ملاحظه می‌گردد.
 برای این منظور رگرسیون لجستیک عدم شفافیت بر

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

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

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

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 می‌ریز (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.

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

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

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.

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 ۱/۴۱۲ نیز 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

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

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 صرفاً 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.

در صورتی که 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

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

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

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

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

- * 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-conference.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 همزمانی و ریسک غیرسیستماتیک مانند دو روی یک سکه است.

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 نحوی که 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.