پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی
دوره ۱۸، شماره ۷۰، تابستان، ۱۴۰۰، ۱۱۲- ۷۹
www.atu.ac.ir
DOI: 10.22054/qjma.2021.55133.2193

مقاله پژوهشی
تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۶/۲۶
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۴/۱۴
ISSN:۱۷۳۵-۱۱۳۸
EISSN:2538-2519

تأثیر حجم افشای اطلاعات بر کارایی فرایند قیمت‌گذاری سهام

علیرضا رهروی دستجردی* استادیار، گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران.

چکیده

از آنجا که حجم اطلاعات افشا شده توسط شرکت‌ها مدام در حال افزایش است؛ این مقاله در صدد است تا با تفکیک اطلاعات با ماهیت «متن» از اطلاعات با ماهیت «اعداد» به بررسی وجود و جهت تأثیرگذاری حجم این دو دسته از اطلاعات بر کارایی فرایند قیمت‌گذاری سهام در شرکت‌ها بپردازد. این پژوهش همچنین به تأثیری که حجم این دو گونه از اطلاعات در فرایند قیمت‌گذاری سهام بر یکدیگر می‌گذارند نیز پرداخته است. اما تمرکزی بر کیفیت محتوای اطلاعات حسابداری و سودمندی آن ندارد. نمونه پژوهش از ۱۶۹ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در سال ۱۳۹۷ تشکیل شده است. فرضیه‌های پژوهش با استفاده از رگرسیون حداقل مربعات معمولی به روش مقطعی آزمون شد. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که حجم اطلاعات افشا شده، چه از نوع «متن» و چه از نوع «اعداد»، در مجموع تأثیر معناداری بر کارایی فرایند قیمت‌گذاری سهام شرکت‌ها در بازار سرمایه ایران ندارد. همچنین مشخص شد که حجم این دو گونه از اطلاعات، قادر نیست که تأثیرگذاری یکدیگر بر کارایی فرایند قیمت‌گذاری سهام را تقویت نماید. نتایج این پژوهش علاوه بر گسترش ادبیات حسابداری در حوزه‌های «افشا» و «کارایی بازار»، حاوی دستاوردهای مهمی برای سیاست‌گذاران، تحلیل‌گران، سهامداران و مدیران شرکت‌ها پیرامون حجم افشای اطلاعات است. توان استفاده کننده و همچنین کیفیت افشا نیز از جمله عواملی هستند که باید در زمان تصمیم‌گیری راجع به افزایش حجم افشا مد نظر قرار گیرند.

کلیدواژگان: حجم افشا، اطلاعات متنی، اطلاعات عددی، کارایی بازار، فرایند قیمت گذاری سهام

* نویسنده مسئول: a.rahrovi@ase.ui.ac.ir

مقدمه

هدف اصلی افشای اطلاعات توسط شرکت‌ها، کمک به تصمیم‌گیری استفاده‌کنندگان (و در رأس آنها سرمایه‌گذاران) در تصمیم‌گیری‌های اقتصادی است. افراد با توانایی‌ها و البته نیازهای مختلف اطلاعاتی، مایل به تحلیل جنبه‌های مختلف و نه یکسان از حجم عمده‌ای از اطلاعات افشا شده هستند. در همین راستا ماری جو وایت[1] که بین سال‌های ۲۰۱۳ تا ۲۰۱۷ از مقامات ارشد اجرایی کمیسیون بورس اوراق بهادار آمریکا بود؛ بیان کرده است که آیا سرمایه‌گذاران واقعاً به این میزان از افشائیات جزئی و طولانی که ما شرکت‌ها را ملزم به تهیه و انتشار آن کرده ایم، احتیاج داشته و از آنها بهره می‌برند؟ (Lynch, 2014). از آنجا که حجم افشائیات شرکت‌ها مدام در حال افزایش است؛ سؤالی که پیش می‌آید این است که واقعاً حجم مناسب برای افشاء جزئیات در گزارش‌های شرکت‌ها چقدر است؟ در این خصوص، دو دیدگاه رقیب وجود دارد. دیدگاه اول از منظر روانشناسی، اقتصاد و مدیریت به موضوع نگاه کرده و معتقد است که افزایش در حجم اطلاعات، به جای تقویت قدرت تحلیل کاربران و کمک به آنها در فرایند تصمیم‌گیری، می‌تواند منجر به تضعیف این قدرت در آنها شده و کارایی و سودمندی اطلاعات برای استفاده‌کنندگان را کاهش دهد (Simon, 1987; O'reilly, 1980; Madhavan and Prescott, 1995). دیدگاه دوم از منظر فناوری به موضوع نگاه کرده و معتقد است که امروزه افراد از کامپیوتر و الگوریتم‌های توانمند برای تحلیل اطلاعات استفاده می‌کنند و لذا با موضوع افزایش در حجم اطلاعاتی که افشا می‌شود مشکلی نداشته و بلکه متقاضی آن نیز هستند (Fisher et al, 2016). بنابراین پاسخ این سؤال که «آیا افزایش در حجم اطلاعات افشا شده (به عنوان اطلاعات جدیدی که به بازار مخابره می‌شود) بر کارایی فرایند قیمت‌گذاری سهام تأثیری دارد یا خیر؟» همچنان در هاله‌ای از ابهام قرار دارد.

شرکت‌ها در ایران، اطلاعاتی در قالب گزارش‌های مختلف و تحت عناوین متعدد در سایت کدال بارگذاری می‌کنند. در برخی از این گزاش‌ها وزن اطلاعات «عددی» بیشتر بوده و برخی دیگر بیشتر با محوریت اطلاعات از نوع «متن» تهیه شده‌اند. پژوهش حاضر با

1 . Mary jo white

این احتمال که تأثیرگذاری این دو گونه از اطلاعات بر کارایی فرایند قیمت‌گذاری در بازار، ممکن است با هم متفاوت باشد؛ این دو دسته از اطلاعات را از هم تفکیک کرده و در پی پاسخ به دو سوال اصلی زیر است: الف) آیا حجم اطلاعات عددی و متنی که توسط شرکت افشا می‌شود تأثیری برکارایی فرایند قیمت‌گذاری سهام دارد؟ و ب) آیا بالا بودن حجم اطلاعات عددی یا غیرعددی، تأثیرگذاری یکدیگر بر کارایی فرایند قیمت‌گذاری سهام را تقویت می‌کند؟

پیشینه پژوهش

در بازارهایی که فرایند قیمت‌گذاری در آنها کاراتر است؛ قیمت‌های سهام از یک الگوی تصادفی پیروی کرده و سهامداران و تحلیل‌گران نمی‌توانند برای مدت طولانی، بازار را فریب داده و بازده‌های غیرمعقولی کسب نمایند. این سهامداران و تحلیل‌گران به منظور پیش‌بینی قیمت و بازده سهام به منابع اطلاعاتی زیادی اتکا می‌کنند و آنطور که شواهد تجربی در ایران نشان داده است؛ «کیفیت» سازوکار افشای اطلاعات در گزارش‌های شرکت‌ها قادر است قدرت تحلیل سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران بازار سرمایه را تقویت یا تضعیف کرده و از این مجرا بر کارایی بازار تأثیر بگذارد (به عنوان مثال افلاطونی و بختیاروند، ۱۳۹۶؛ کرمی و فرجی، ۱۳۹۶؛ فروغی و رهروی دستجردی، ۱۳۹۴ وکردستانی و ابراهیمی، ۱۳۹۲).

اما در زمینه افشای اطلاعات در گزارش‌های شرکت‌ها، استانداردگذاران و قانون-گذاران در پی این هستند که از طریق وضع استانداردها و قوانین بیشتر، در کنار افزایش «کیفیت» گزارش‌ها، شرکت‌ها را ملزم به ارائه‌ی «حجم» بیشتری از اطلاعات نیز در گزارش‌های (مالی و غیر مالی) خود نمایند؛ به این امید که سهامداران، تحلیل‌گران و دیگر استفاده کنندگان بتوانند در راستای بهبود کیفیت تصمیمات خود اطلاعات مفیدی از این گزارش‌ها استخراج نمایند (به عنوان مثال تفتیان و همکاران، ۱۳۹۵). در این میان برخی مدیران نیز خود به صورت داوطلبانه در پی افزایش در حجم افشا در گزارش‌ها به سطحی

فراتر از سطح افشای اجباری هستند. بر همین اساس، شاخه‌ای از پژوهش‌ها در ادبیات حسابداری و مالی ایجاد شده است که تمرکز آن بر وجود و نوع انتفاعی است که بازارهای مالی از افزایش در «حجم» افشائیات شرکت‌ها می‌برند (به عنوان مثال: خوش-طینت و همکاران، ۱۳۹۸؛ مرادخانی و همکاران، ۱۳۹۸؛ چالاکی و همکاران، ۱۳۹۷).

در این شاخه از ادبیات حسابداری و مالی، که خوانویک[1] (۱۹۸۲) و جانگ و وُن[2] (۱۹۸۸) دو نمونه از اولین پژوهش‌های آن هستند؛ به تدریج دو دیدگاه رقیب شکل گرفتند: دیدگاه اول برای افزایش در حجم افشا، یک نیّت منفی قائل شده و معتقد است که شرکت‌ها حجم افشائیات خود را به سطحی فراتر از مقدار اجباری افزایش می‌دهند تا شانس ارزش‌گذاری کمتر از حد سهام شرکت را کاهش داده و به نوعی عملکرد ضعیف خود را در میان حجم بالای افشا مخفی نمایند و بر همین اساس، افزایش حجم افشا قاعدتاً نباید انتفاعی برای بازار داشته باشد. هیلی و پالهپو[3] (۲۰۰۱)، فرانسیس[4] و همکاران (۲۰۰۲)، گِلب و زاروین[5] (۲۰۰۲)، گراهام[6] و همکاران (۲۰۰۵) و بلومفیلد[7] (۲۰۰۸) نمونه‌هایی از پژوهش‌هایی هستند که از همین دیدگاه حمایت کرده‌اند. این دیدگاه با فرض عدم کارایی یا کارایی ضعیف بازار انطباق بیشتری دارد.

اما دیدگاه دوم برای افزایش در حجم افشا، یک نیّت مثبت قائل شده و اعتقاد داردکه گزارش‌های غنی‌تر و با جزئیات بیشتر، با کاهش در هزینه بدهی‌ها (Botosan, 1997)، کاهش در بازه‌ی پیشنهادی برای قیمت سهام (Leuz and Verrecchia, 2000)، کاهش در عدم تقارن اطلاعاتی (Brown and Hillegeist, 2007) و کاهش در هزینه سرمایه شرکت (Blanco et al, 2015) در ارتباط است. به عنوان مثال براون و هیلژیست (۲۰۰۷) بیان کرده‌اند که افزایش در کیفیت افشا از طریق کاهش احتمال معامله بر اساس اطلاعات

---

1 . Jovanovic, B.
2 . Jung, W.-O., & Kwon, Y. K.
3 . Healy, P. M., & Palepu, K. G.
4 . Francis, J.
5 . Gelb, D., & Zarowin, P.
6 . Graham, J. R.
7 . Bloomfield, R.

خصوصی، منجر به کاهش عدم تقارن اطلاعاتی می‌شود. شیپر[1] (۱۹۹۱) نیز با حمایت از همین دیدگاه بیان کرده است که بهتر است تحلیل‌گران را گروه اصلی استفاده‌کننده از گزارش‌های مالی شرکت‌ها بدانیم. آنها با استخراج اطلاعات مفید از میان حجم عظیمی از اطلاعات، مشکلی ندارند.

به هر ترتیب در زمینه وجود و نحوه تأثیرگذاری حجم اطلاعات افشا شده بر قدرت تصمیم‌گیری استفاده‌کنندگان، دیدگاه واحدی وجود نداشته و نیاز به آزمون تجربی دارد. بر همین اساس، در مطالعه‌ی حاضر فرضیه‌های پژوهش مبتنی بر دو فرض زیر تدوین شده‌اند:

فرض اول بیان می‌کند که اگر قصد شرکت از افزایش در حجم افشائیات و جزئیات آن، مبهم‌سازی اطلاعات باشد؛ بنابراین انتظار می‌رود که حجم افشا با ثبات پایین‌تر سود، مخارج سرمایه‌ای کمتر، تعداد کمتر سهامداران حقیقی و سطح بالاتر از عدم اطمینان در پیش‌بینی سود توسط تحلیل‌گران در ارتباط باشد (Li, 2008; Biddle, 2009; Lehavy et al, 2011). این موضوع منجر به ایجاد آربیتراژ و ایجاد مانع بر سر راه قیمت‌گذاری سهام پس از رسیدن اطلاعات جدید شده و قدرت تحلیل سهامداران از ارزش سهام را کاهش می‌دهد. در نتیجه بر اساس این دیدگاه، انتظار می‌رود که حجم بالاتر افشای اطلاعات با کارایی فرایند قیمت‌گذاری سهام ارتباط منفی داشته باشد. فرض دوم بیان می‌کند که اگر جزئیات موجود در افشائیات شرکت‌ها حاوی اطلاعات مربوط باشد؛ عدم تقارن اطلاعاتی بین شرکت و بازار کاهش یافته و نقدشوندگی سهام شرکت افزایش خواهد یافت. این موضوع منجر به مشارکت بیشتر سهامداران حقیقی و حقوقی در خرید و فروش سهام و تسهیل فرایند قیمت‌گذاری خواهد شد (Diamond and Verrecchia, 1991). در نتیجه قدرت تحلیل سهامداران از ارزش سهام افزایش یافته و منجر به ایجاد یک ارتباط مثبت بین حجم افشا و کارایی فرایند قیمت‌گذاری سهام می‌شود. یادآوری می‌شود که منظور از اطلاعات مربوط در اینجا اطلاعاتی است که بر توانایی تصمیم‌گیری

1. Schipper, K.

استفاده کنندگان تأثیر داشته باشد. این تأثیر علاوه بر «حجم افشا» تابع «توان استفاده کننده» نیز هست. در پژوهش حاضر تأکید بر حجم افشا است.

باید توجه داشت که مدیران در فرایند افشا روی یک طیف قرار داشته و می‌توانند هم به صورت روایی[1] و هم به صورت کمّی[2] اقدام به افشای اطلاعات نمایند. افشا به صورت روایی در قالب «متن» و افشا به صورت کمّی در قالب «اعداد» و ارقام نمود پیدا می‌کند. در همین راستا لاندهولم[3] و همکاران (۲۰۱۴) معیاری تحت عنوان «تعداد اعداد»[4] معرفی کرده و معتقداند که ترکیب اطلاعات متنی و عددی می‌تواند فرایند انتقال اطلاعات راجع به عملکرد مالی یک شرکت به استفاده‌کنندگان را به گونه‌ای اثربخش‌تر و معنادارتر انجام دهد. به طور کلی در ادبیات مالی فرض شده است که اطلاعات عددی نسبت به اطلاعات غیرعددی (اطلاعات نرم) محتوای اطلاعاتی بیشتری دارند. چون اطلاعات عددی در آینده بیشتر قابلیت تأیید یا رد شدن داشته و انتظار می‌رود که ارزش بیشتری نیز داشته باشند (Hutton et al, 2003; Cho and Patten, 2007; Liberti and Petersen; 2018). البته چانگ[5] و همکاران (۲۰۱۹) بیان کرده‌اند که این فرض هنوز به طور روشن آزمون نشده است. در بازار سرمایه ایران نیز پژوهش‌هایی که قبلاً در حوزه افشا انجام شده‌اند، هیچ کدام به تفکیک این دو دسته از اطلاعات نپرداخته‌اند (به عنوان مثال کردستانی و ابراهیمی، ۱۳۹۲؛ افلاطونی و بختیاروند، ۱۳۹۶؛ کرمی و فرجی، ۱۳۹۶ ؛ چالاکی و همکاران، ۱۳۹۷ و مرادخانی و همکاران، ۱۳۹۸). به همین دلیل مستندات روشنی از شیوه تأثیرگذاری این دو دسته از اطلاعات بر کارایی فرایند قیمت‌گذاری سهام در بازار سرمایه ایران در دست نیست.

با توجه به مطالبی که شرح داده شد؛ تأثیرگذاری حجم افشای اطلاعات «عددی» و «متنی» بر کارایی فرایند قیمت‌گذاری و همچنین جهت این تأثیر، از قبل معلوم نبوده و نیاز به آزمون دارد. بنابراین بر اساس دو فرض بالا و با در نظر داشتن طیف افشای «عددی» و

1. Narrative descriptions
2. Quantified descriptions
3. Lundholm, R.
4. Number of numbers
5. Chung, D. Y.

«متنی»، فرضیه‌های زیر تدوین و آزمون شده است تا این موضوع در بازار سرمایه ایران به صورت تجربی مشخص گردد:

فرضیه اول: حجم افشاء اطلاعات عددی بر کارایی فرایند قیمت‌گذاری سهام تأثیر دارد.

فرضیه دوم: حجم افشاء اطلاعات متنی بر کارایی فرایند قیمت‌گذاری سهام تأثیر دارد.

فرضیه سوم: در شرکت‌های با حجم بالای افشای اطلاعات متنی، تأثیر حجم افشای اطلاعات عددی بر کارایی فرایند قیمت‌گذاری سهام، قوی‌تر است.

فرضیه چهارم: در شرکت‌های با حجم بالای افشای اطلاعات عددی، تأثیر حجم افشای اطلاعات متنی بر کارایی فرایند قیمت‌گذاری سهام، قوی‌تر است.

روش

پژوهش حاضر از نظر هدف «کاربردی»، از نظر ماهیت «توصیفی- همبستگی» و از نظر افق زمانی «گذشته‌نگر (پس رویدادی)» است. همچنین قلمرو موضوعی پژوهش «حسابداری» بوده و در شاخه «بازار سرمایه» طبقه‌بندی می‌شود.

سال ۱۳۹۷ به عنوان دوره زمانی پژوهش انتخاب و مدل اصلی پژوهش به صورت مقطعی اجرا شد. علت انتخاب سال ۱۳۹۷ به عنوان تنها سال دوره زمانی پژوهش عمدتاً به دلیل ناهمگنی زیاد بین متغیرهای مورد نیاز پژوهش بین سال‌های مختلف بود. به عنوان مثال اطلاعیه‌های پیش‌بینی سود هر سهم، اطلاعات مربوط به رتبه افشای شرکت‌ها، اطلاعات برگزاری کنفرانس‌های اطلاع رسانی و نهایتاً اطلاعات مربوط به گزارش تفسیری مدیریت هر کدام در سال متفاوتی اجباری یا اختیاری شده و فراوانی برابری بین شرکت‌های نمونه در سال‌های مختلف ندارند. این میزان از ناهمگنی در وضعیت وجود یا عدم وجود متغیرهای پژوهش منجر به این شد که پژوهش به صورت مقطعی در یک سال (۱۳۹۷) اجرا شده و بیشتر بر پرتعداد بودن تعداد مقاطع (شرکت‌ها) تمرکز شود.

به دلیل کوتاه بودن دوره زمانی پژوهش و تمرکز بر پرتعداد بودن شرکت‌های عضو نمونه، شرط‌های مرسوم در روش غربالگری (حذف نظام‌مند) مانند الزام به ختم شدن سال

مالی شرکت به پایان اسفندماه و یا تولیدی بودن شرکت، در این پژوهش استفاده نشد و صرفاً دو شرط زیر برای ورود یک شرکت به نمونه قرار داده شد:

۱) به دلیل ماهیت بسیار خاص دارایی‌ها، شرکت جزو بانک‌ها و مؤسسات اعتباری، شرکت‌های بیمه، شرکت‌های لیزینگ و واسطه‌گری مالی نباشد؛

۲) به دلیل اینکه پژوهش حاضر برای محاسبه کارایی فرایند شکل‌گیری قیمت، از یک روش مبتنی بر معاملات روزانه‌ی سهام در هر شرکت استفاده می‌کند؛ سهام شرکت حداقل ۱۹۰ روز در بورس اوراق بهادار معامله شده باشد. انتخاب عدد ۱۹۰ به صورت آزمون و خطا بوده است. انتخاب روزهای معاملاتی کمتر از این تعداد منجر به کاهش در قابلیت اتکای نتایج و انتخاب روزهای معاملاتی بیش از این مقدار منجر به ریزش شدید در حجم نمونه می‌شد.

با اعمال این دو شرط در مجموع ۱۶۹ شرکت به عنوان نمونه پژوهش انتخاب شدند. در ادامه به تجزیه و تحلیل گروه‌های مختلف اطلاعاتی که شرکت‌ها در سایت کدال منتشر می‌کنند پرداخته شده است.

سامانه جامع اطلاع رسانی ناشران (کدال)[1] تنها مرجع معتبر از نظر سازمان بورس اوراق بهادار تهران به منظور انتشار تمامی گزارش‌ها و اطلاعیه‌های شرکت‌های پذیرفته شده در بورس مذکور است. به منظور تعیین حجم افشائیات شرکت‌ها در این پژوهش لازم بود که کلیه گروه‌ها و زیرگروه‌های اطلاعیه‌ها در این سامانه تجزیه و تحلیل شود تا ضمن تفکیک اطلاعیه‌های با وزن «عددی» از اطلاعیه‌های با وزن «متنی»؛ راجع به مناسب بودن هر اطلاعیه برای تجزیه و تحلیل شدن حول محور «حجم افشا» نیز تصمیم‌گیری شود. بررسی‌های این پژوهش نشان داد که گروه‌ها و زیرگروه‌های مذکور در این سامانه، عمدتاً شامل موارد زیر هستند:

گروه اول: اطلاعات و صورت‌های مالی سالانه- گروه دوم: افشاء اطلاعات با اهمیت و شفاف‌سازی- گروه سوم: گزارش اطلاعات ماهانه- گروه چهارم: اساسنامه / امیدنامه- گروه پنجم: اطلاعات هیئت‌مدیره و کمیته حسابرسی- گروه ششم: آگهی دعوت به مجامع

1. codal.ir

و تصمیمات- گروه هفتم: افزایش سرمایه- گروه هشتم: شفاف‌سازی نسبت به بورس/فرابورس و شفاف‌سازی مربوط به سازمان- گروه نهم: سایر اطلاعیه‌ها (شامل اطلاعیه‌های موردی و استثنایی مانند تغیر آدرس شرکت)- گروه دهم: اوراق بدهی- مربوط به انتشار اوراق بدهی (مانند اوراق مشارکت).

در گزینش از بین گروه‌های ۱۰ گانه فوق، تأکید این پژوهش صرفاً بر حجم افشا و نه برکیفیت افشا بوده است. موارد افشا شده در برخی از گزارش‌های شرکت‌ها اگرچه ممکن است به لحاظ کیفی و ماهوی اطلاعات مربوطی داشته باشند؛ اما تأثیر قابل توجهی بر حجم افشا ندارند. لذا از دامنه بررسی این مقاله خارج شده‌اند. بر همین اساس فقط اطلاعیه‌های زیر برای اجرای این پژوهش، مربوط تشخیص داده شد:

الف) در زمینه اطلاعات با وزن عددی: اطلاعات و صورت‌های مالی (شش ماهه و سالیانه)، گزارش تفسیری مدیریت (شش ماهه و سالیانه) و گزارش فعالیت هیئت‌مدیره که جمع تعداد صفحات آنها بعنوان شاخصی از اطلاعات «عددی» در نظر گرفته شد.

ب) در زمینه اطلاعات با وزن غیرعددی: تعداد دفعات انتشار اصل و اصلاحیه‌های اطلاعاتی که مصداق «افشای اطلاعات با اهمیت»، «شفاف‌سازی در خصوص نوسان قیمت سهام» و «اطلاعات حاصل از برگزاری کنفرانس اطلاع رسانی» باشد؛ بعنوان شاخصی از اطلاعات «متنی» در نظر گرفته شد.

به یادآوری است که در مقام مقایسه بین شرکت‌ها باید به این نکته توجه بسیاری داشت که حجم افشا پیرامون موضوعاتی که در همه (یا تعداد قابل قبولی) از شرکت‌ها لزوماً مصداق نداشته باشند (مانند افزایش سرمایه)؛ نمی‌تواند ملاک مقایسه بین شرکت‌ها در زمینه بالاتر یا پایین‌تر بودن «حجم» افشا قرار بگیرد. تأکید این پژوهش بر مقایسه حجم افشا در گزارش‌هایی است که بین تعداد قابل قبولی از شرکت‌ها از فراوانی کافی برخوردار باشند. چرا که ویژگی اصلی یک متغیر، تغییری پذیری کافی بین مشاهدات است. وقتی یک متغیر برای بسیاری از مشاهدات مقدار صفر را اختیار کرده و فقط برای اندکی از مشاهدات مقداری غیرصفر داشته باشد؛ تغییر پذیری بسیار اندکی داشته و در واقع دیگر اصلاً متغیر نیست.

متغیرهای پژوهش

متغیرهایی که در پژوهش حاضر مورد استفاده قرار گرفته‌اند به شرح زیر اند:

الف) متغیر وابسته:

در این پژوهش، کارایی فرایند قیمت‌گذاری سهام نقش متغیر وابسته را ایفا می‌کند. منظور از کارایی فرایند قیمت‌گذاری سهام این است که قیمت‌گذاری سهام از یک فرایند تصادفی پیروی کرده و به طور منظم و برای مدت طولانی با اتکا بر اطلاعات بازار، قابل پیش‌بینی نباشد[۱]. روش‌های استفاده شده برای اندازه‌گیری کارایی فرایند قیمت‌گذاری سهام در این مقاله نیز بر همین منطق استوار اند. برای محاسبه این متغیر از روشی که کیتامورا[۲] (۲۰۱۷) ارائه داده استفاده شده است. در این روش برای سنجش کارایی بازار برای هر سهم در هر روز از دو شاخص مبتنی بر دو فرض استفاده شده است. در ابتدا یک متغیر عدم تعادل در سفارشات (OIB)[۳] تعریف شده که برابر تعداد خریداران منهای تعداد فروشندگان هر سهم در هر روز است و از سایت شرکت مدیریت فناوری بورس تهران[۴] استخراج شده است. سپس دو شاخص کارایی بازار به صورت زیر تعریف می‌شود (شاخص‌ها متناسب با محیط ایران بازتعریف شده‌اند):

شاخص اول $INEF_1t$ نام داشته و بر اساس پیش‌بینی‌پذیری «جهت» بازده بر مبنای جهت OIB است. این شاخص فرض می‌کند که اگر بازار کارا نباشد؛ در صورت مشاهده‌ی یک عدم تعادل مثبت (منفی) در سفارشات امروز، می‌توان یک بازدهی مثبت (منفی) در روز بعد را پیش‌بینی کرد (به دلیل بیشتر (کمتر) بودن تعداد متقاضیان از تعداد عرضه کنندگان). در حالی که اگر بازار کارا باشد چنین پیش‌بینی به صورت منظم و برای مدت

---

۱. باید توجه داشت که کارایی فرایند قیمت‌گذاری سهام، یک ویژگی طیف‌گونه بوده و این طور نیست که صرفاً دو حالت (کارا یا ناکارا) داشته باشد. به همین دلیل است که عدد نهایی که در این مقاله برای کارایی هر شرکت در سال ۱۳۹۷ به دست آمده است (متغیر EF طبق رابطه (۱)) نیز یک متغیر پیوسته و نه گسسته (صفر و یک) است.

2. Kitamura, Y.
3. Order imbalance
4. Http://tsetmc.com

طولانی امکان‌پذیر نیست. بنابراین اگر بازده روزانه سهام را R_t بنامیم، در هر روز (t) خواهیم داشت (Kitamura, 2017):

اگر $OIB_{t-1} > 0$ و $R_t > 0$ در نتیجه $INEF_1t = 1$ یعنی عدم کارایی وجود دارد (بازار کارا نیست).

یا

اگر $OIB_{t-1} < 0$ و $R_t < 0$ در نتیجه $INEF_1t = 1$ یعنی عدم کارایی وجود دارد (بازار کارا نیست).

در غیر این صورت:

$INEF_1t = 0$ یعنی عدم کارایی وجود ندارد (بازار کاراست).

شاخص دوم $INEF_2t$ نام داشته و علاوه بر پیش‌بینی‌پذیری «جهت» بازده بر مبنای جهت OIB، به «کسب» بازده بر مبنای جهت OIB نیز توجه کرده است.

با فرض اینکه PH ، PL و PF به ترتیب نشان دهنده‌ی «بالاترین قیمت معامله در طول روز»، «پایین‌ترین قیمت معامله در طول روز» و «اولین قیمت روز (قیمت بازگشایی)»[1] باشند خواهیم داشت (Kitamura, 2017):

اگر $OIB_{t-1} > 0$ و $(PH - PF)t > 0$ در نتیجه $INEF_2t = 1$ یعنی عدم کارایی وجود دارد (بازار کارا نیست).

یا

اگر $OIB_{t-1} < 0$ و $(PL - PF)t < 0$ در نتیجه $INEF_2t = 1$ یعنی عدم کارایی وجود دارد (بازار کارا نیست).

در غیر این صورت:

$INEF_2t = 0$ یعنی عدم کارایی وجود ندارد (بازار کاراست).

این دو شاخص ($INEF_1t$ و $INEF_2t$) به صورت صفر و یک بوده و روزانه هستند. برای تبدیل این دو شاخص از روزانه به سالیانه و همچنین از حالت دووجهی به حالت پیوسته، می‌توان به پیروی از کیتامورا (۲۰۱۷) به صورت رابطه (۱) عمل کرد:

---

۱. هر سه قیمت از سایت tcetmc.com قابل استخراج هستند.

$$EF = -1 \times \text{Log} \sum_{1}^{T} \frac{INEF}{T}$$ رابطه (۱)

در رابطه (۱):

EF = کارایی بازار برای یک شرکت در یک سال

T = تعداد کل مشاهدات روزانه برای یک شرکت در یک سال

عبارت $\frac{INEF}{T}$ عددی بین صفر و یک است. اگر تعداد روزهای ناکارایی بازار در طول سال اندک باشد؛ مقدار این عبارت به صفر میل کرده و لگاریتم آن عددی منفی و نزدیک به ۱- می‌شود. با ضرب شدن آن در ۱- متغیر EF که نشان دهنده‌ی کارایی بازار است عددی مثبت و نزدیک به ۱+ شده و کارایی بیشتر بازار را نشان می‌دهد. به همین ترتیب اگر تعداد روزهای ناکارایی بازار در طول سال زیاد باشد؛ مقدار این عبارت به ۱+ میل کرده و لگاریتم آن عددی منفی و نزدیک به صفر می‌شود. با ضرب شدن آن در ۱- متغیر EF که نشان دهنده‌ی کارایی بازار است عددی مثبت و نزدیک به صفر شده و کارایی کمتر بازار را نشان می‌دهد کیتامورا (۲۰۱۷).

ب) متغیرهای مستقل:

متغیرهای مستقل در این پژوهش، همگی شاخص‌هایی از افشای اطلاعات عددی و متنی هستند. پیش از این پژوهش‌های خارجی از شاخص‌هایی مانند جمع تعداد واژه‌های هرگزارش (Loughran and Mcdonald, 2014; Chung et al, 2019) ، حجم فایل گزارش‌های افشا شده توسط شرکت‌ها (Loughran and Mcdonald, 2014) و جمع تعداد سطرهای دارای مقدار عددی در گزارش‌های موجود در پایگاه‌های اطلاعاتی (Chung et al, 2019) برای تشخیص حجم افشاء اطلاعات با وزن عددی و متنی استفاده کرده‌اند. در ایران به دلایلی متعددی امکان استفاده از شاخص‌های مذکور وجود نداشت. به همین دلیل تصمیم به بررسی و تحلیل گزارش‌های سایت کدال (به شرحی که قبلاً در مقاله بیان شد) گرفته شد تا شاخصی مناسب برای محیط ایران فراهم شود. این بررسی منتهی به متغیرهایی به شرح زیر شده است:

TV: جمع دفعات انتشار اصل و اصلاحیه‌های گزارش‌های با وزن متن است که خود از جمع سه متغیر زیر حاصل می‌شود:

TV1: تعداد دفعات انتشار اصل و اصلاحیه‌های مربوط به «افشاء اطلاعات با اهمیت»

TV2: تعداد دفعات انتشار اصل و اصلاحیه‌های مربوط به «شفاف‌سازی در خصوص نوسان قیمت سهام»

TV3: تعداد دفعات انتشار اصل و اصلاحیه‌های مربوط به «اطلاعات حاصل از برگزاری کنفرانس‌های اطلاع‌رسانی»

برای محاسبه متغیرهای TVi برای هر شرکت، ابتدا نام شرکت، دوره زمانی و نوع اطلاعیه در سامانه کدال فیلتر شده و پس از انتخاب گزینه جستجو، تعداد گزارش‌های نمایش داده شده توسط سامانه مذکور ملاک عمل قرار گرفته است.

NV: جمع تعداد صفحات گزارش‌های با وزن عددی است که خود از جمع سه متغیر زیر حاصل می‌شود:

NV1: جمع تعداد صفحات صورت‌های مالی و گزارش‌های تفسیری شش ماهه

NV2: جمع تعداد صفحات صورت‌های مالی و گزارش‌های تفسیری سالیانه

NV3: جمع تعداد صفحات گزارش هیئت مدیره به مجمع

برای محاسبه متغیرهای NVi تعداد صفحات فایل PDF گزارش‌های حسابرسی شده، ملاک عمل قرار گرفته است.

ج) متغیرهای کنترل:

در اجرای کلیه مدل‌های پژوهش با استناد به چانگ و همکاران (۲۰۱۹) از پنج متغیر کنترل زیر استفاده شده است:

SPRAED: شاخصی از هزینه انجام معاملات سهام[1] است و برای محاسبه آن ابتدا تفاوت بین بالاترین قیمت و پایین‌ترین قیمت در هر روز بر نقطه میانی این بازه تقسیم می‌شود. سپس از مقادیر به دست آمده برای کلیه روزهای معاملاتی سهام شرکت در سال، یک میانگین ساده گرفته می‌شود.

1 . Transaction costs

DVOL: شاخصی از حجم معاملات انجام شده در یک سهم است و برای محاسبه آن ابتدا حجم معاملات انجام شده در کلیه روزهای معاملاتی سهام شرکت در یک سال باهم جمع شده و سپس از مقدار حاصل شده لگاریتم گرفته می‌شود.

LARGE: شاخصی از تعداد روزهایی با حجم معاملات بزرگ در یک سهم است. در ایران شاخص قابل اتکایی برای تشخیص حجم معاملات بزرگ یک سهم در طول یک سال وجود ندارد. به همین دلیل در پژوهش حاضر برای این منظور از یک روش مبتنی بر توزیع آماری حجم معاملات در یک سال استفاده شده است. در صورتی که حجم معاملات یک سهم در یک روز، بیش از یک انحراف معیار از میانگین حجم معاملات آن سهام در آن سال، بزرگتر بود این متغیر عدد یک (معامله بزرگ) و در غیر این صورت عدد صفر (معامله غیر بزرگ) اختیار می‌کند.

VOLAT: شاخصی از پیش‌بینی پذیر بودن روند بازدهی سهام بوده و برابر پراکندگی (انحراف معیار) بازده‌های روزانه سهام شرکت طی یک سال است.

MCAP: شاخصی از اندازه شرکت مورد بررسی بوده و برابر لگاریتم کل ارزش بازار سهام شرکت در پایان سال مالی است.

مدل‌های مورد استفاده برای آزمون هر چهار فرضیه پژوهش با استناد به چانگ و همکاران (۲۰۱۹) تدوین و بر اساس شرایط ایران بازنویسی شده‌اند. فرضیه اول بیان می‌کند که حجم افشای اطلاعات «عددی» بر کارایی فرایند قیمت‌گذاری در بازار تأثیر دارد. برای آزمون فرضیه اول پژوهش از رابطه (۲) به شرح زیر استفاده می‌شود:

$$EFi = \beta_0 + \beta_1 NVi + \beta_2 SPREADi + \beta_3 DVOLi + \beta_4 LARGEi + \beta_5 VOLATi + \beta_6 MCAPi + \varepsilon i$$ رابطه (۲)

رابطه (۲) یکبار با EF1 به عنوان متغیر وابسته و یکبار نیز با EF2 به عنوان متغیر وابسته اجرا می‌شود تا امکان مقایسه نتایج فراهم شود. از آنجا که ممکن است هر کدام از NVها قدرت متفاوتی برای توضیح دهندگی متغیر وابسته داشته باشند؛ متغیر NV یکبار به صورت

حاصل جمع NV1 و NV2 و NV3 (در قالب یک متغیر واحد) و یکبار نیز به صورت مجزا (در قالب سه متغیر) وارد مدل می‌شود. در صورتی که ضریب متغیرهای NV معنادار شود؛ فرضیه اول رد نمی‌شود.

فرضیه دوم بیان می‌کند که حجم افشای اطلاعات «متنی» بر کارایی فرایند قیمت‌گذاری در بازار تأثیر دارد. برای آزمون فرضیه دوم پژوهش نیز از رابطه (۳) و با رویه‌ای کاملاً مشابه با فرضیه اول به شرح زیر استفاده می‌شود:

رابطه (۳)
$$EFi = \beta_0 + \beta_1 TVi + \beta_2 SPREADi + \beta_3 DVOLi + \beta_4 LARGEi + \beta_5 VOLATi + \beta_6 MCAPi + \varepsilon i$$

فرضیه سوم (چهارم) با احتمال هم‌افزایی بین این دو دسته از اطلاعات، بیان می‌کند که در شرکت‌های با حجم بالای افشای اطلاعات متنی (عددی)، تأثیر حجم افشای اطلاعات عددی (متنی) بر کارایی فرایند قیمت‌گذاری سهام، قوی‌تر است. برای آزمون این دو فرضیه از همان روابط (۲) و (۳) استفاده می‌شود. با این تفاوت که اینبار رابطه (۲) (رابطه (۳)) فقط در شرکت‌هایی اجرا می‌شود که حجم افشای اطلاعات متنی (عددی) در آنها بالا باشد. برای این منظور توزیع شرکت‌های نمونه برای متغیر TV (NV) بررسی شده و به منظور رعایت بیشترین احتیاط، فقط شرکت‌هایی که در بالاترین چارک قرار می‌گیرند جزو شرکت‌های با حجم افشای بالای اطلاعات متنی (عددی) و شرکت‌هایی که در سه چـارک بعدی قرار می‌گیرند جزو سایر شرک‌ها طبقه‌بندی می‌شوند (صِرف بالاتر بودن حجم یک گزارش از میانگین یا میانه‌ی حجم گزارش‌ها، ممکن است لزوماً به معنای بالا بودن حجم آن گزارش نباشد). در ادامه نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش ارائه شده است.

یافته‌ها

جدول (۱) آمار توصیفی متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد. در جدول (۱) در خصوص کمینه متغیرهای TVi و NVi به این نکته اشاره می‌شود که کمینه صفر برای این متغیرها

به این معناست که شرکت در سال مورد رسیدگی، گزارش مربوطه را به هر دلیل در سامانه کدال بارگذاری نکرده است. این باعث شده است که تعداد گزارش‌های مذکور برای متغیرهای TVi یا تعداد صفحات گزارش‌های مذکور برای متغیرهای NVi صفر در نظر گرفته شود. از آنجا که همین منتشر نشدن این گزارش‌ها نیز می‌تواند حاوی پیام خاصی برای سهامداران و تحلیل‌گران باشد؛ این شرکت‌ها از نمونه حذف نشده‌اند.

جدول (۱): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف استاندارد	مشاهدات
EF1	۰/٤۱۲	۰/۳۹۹	۰/٦۳۹	۰/۲۸٥	۰/۰٦۷	۱٦۹
EF2	۰/۱۷۷	۰/۱٤٤	۰/٦۲۹	۰/۰٥۹	۰/۰۹۲	۱٦۹
TV1	۲/۷۰٤	۲	۲۱	۰	۳/۳۰۳	۱٦۹
TV2	۲/٤۰۸	۲	۸	۰	۱/٥۲۹	۱٦۹
TV3	۰/۹۰٥	۱	٦	۰	۰/۸۰٤	۱٦۹
TV	٦/۱۲٤	٥	۲۸	۰	٤/۱٥٥	۱٦۹
NV1	٦۷/٥۲۷	٦۳	۱۹۰	۰	۲۱/۹۳۱	۱٦۹
NV2	۷۱/۸۸۸	٦۸	۲۰۲	۰	۲۱/٦٤۳	۱٦۹
NV3	٤٥/٤۰۷	۳۹	۱۱۹	۱۲	۲۲/٤۳٤	۱٦۹
NV	۱۱٦/٥۸٥	۱۱۰	۲۷٦	۰	۳۷/۷۹۹	۱٦۹
SPREAD	۰/۰٤۰	۰/۰٤۱	۰/۰٥۲	۰/۰۱۷	۰/۰۰٦	۱٦۹
LARGE	۱۹/۲۳۱	۱۹	۳۷	۱	٦/٦۳۲	۱٦۹
DVOL	۸/۳۳٥	۸/۳۱۹	۱۰/٤۰٤	٦/٥۹۲	۰/٦۹۲	۱٦۹
VOLAT	۲/۸۹۰	۲/۹٤۱	۷/٥٦۰	۰/۱۹۹	۱/۱۱۱	۱٦۹
MCAP	۱۲/٤۲۳	۱۲/۳٦٥	۱٤/٦٦۰	۸/٤۸۰	۰/۷۸۹	۱٦۹

جدول (۲) نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش را در چهار حالت مختلف نشان می‌دهد. در ابتدا نتایج بر اساس قرار داشتن متغیرهای EF1 و EF2 به عنوان متغیر وابسته به دو حالت تفکیک شده و سپس هر حالت نیز خود به دو حالت دیگر تفکیک شده است؛ که

در یک حالت متغیر NV به صورت یک متغیر واحد و در حالت دیگر به صورت تجزیه شده به سه متغیر تشکیل دهنده‌اش وارد مدل شده است.

جدول (۲): نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش در چهار حالت مختلف

$EFi = \beta_0 + \beta_1 NVi + \beta_2 SPREADi + \beta_3 DVOLi + \beta_4 LARGEi + \beta_5 VOLATi + \beta_6 MCAPi + \varepsilon i$							
متغیر وابسته: EF1							
متغیر	متغیر NV به صورت یک متغیر واحد				متغیر NV به صورت تجزیه شده		
	ضریب	معناداری	VIF		ضریب	معناداری	VIF
C	۰/۹۳۵	۰/۰۰۰			۱/۰۶۰	۰/۰۰۰	
NV	۰/۰۱۰	۰/٤۹٥	۱/٦٥۳				
۱NV					−۰/۰۰۳	۰/۹۰۲	٤/۹٥٦
۲NV					−۰/۰۳٤	۰/۱٥٤	٥/۲۰٦
۳NV					۰/۰۲۳	۰/۰۰٦	۱/۳۰٥
SPREAD	−۲/۱۰۹	۰/۰۰٥	۱/۸٦۱		−۲/۷۰۸	۰/۰۰۱	۱/٦۸٥
DVOL	−۰/۰۳٤	۰/۰۰۰	۱/٤۳٥		−۰/۰۳٤	۰/۰۰۰	۱/٤٥۷
LARGE	−۰/۰۰۱	۰/۰۲۸	۱/۳۷۸		−۰/۰۰۱	۰/۰۸٤	۱/٤٦٥
VOLAT	۰/۰۰٦	۰/۰۳۰	۱/۱٥۲		۰/۰۰٤	۰/۱۱٤	۱/۲۱۰
MCAP	−۰/۰۱٦	۰/۰۹٦	۲/٦٥٦		−۰/۰۱٥	۰/۱۲۰	۲/٦۷٤
R^2	۰/۳٥۱			R^2	۰/۳۸۹		
F	۱٤/٥۳٤	۰/۰۰۰		F	۱۲/٥۷۱	۰/۰۰۰	
DW	۲/۰۰۷			DW	۲/۰۲٤		
White	۰/۹۲۹	۰/٤۸٦		White	۱/۱۷٤	۰/۳۱٥	
متغیر وابسته: EF_2							
متغیر	متغیر NV به صورت یک متغیر واحد				متغیر NV به صورت تجزیه شده		
	ضریب	معناداری	VIF		ضریب	معناداری	VIF
C	۰/۹۲۷	۰/۰۰۰			۱/۰۳۳	۰/۰۰۰	
NV	−۰/۰۰۸	۰/٤۰۲	۱/۹۳۱				
۱NV					−۰/۰۲۱	۰/۲۸٦	٤/۸٤۷
۲NV					−۰/۰۱۹	۰/۳٤۸	٥/۹۳٥

۳NV					۰/۰۰۹	۰/۱۸۸	۱/۹۳۷
SPREAD	-۳/۹۰۵	۰/۰۰۰	۱/۸۹۲		-٤/٥٥٧	۰/۰۰۰	۱/۹۲۸
DVOL	-۰/۰٦٦	۰/۰۰۰	۱/٤٦۷		-۰/۰٦٥	۰/۰۰۰	۱/٦٥۱
LARGE	-۰/۰۰۱	۰/۰٦٤	۱/۰٦۲		-۰/۰۰۱	۰/۲۳۲	۱/۳٤۰
VOLAT	۰/۰۰٥	۰/۱۱۱	۱/۱۱٦		۰/۰۰٥	۰/۱٦۱	۱/۱۰٥
MCAP	-۰/۰۰۱	۰/۹۲۱	۲/۲٥۱		۰/۰۰۰	۰/۹٦۱	۲/۲٤٥
R^2	۰/٦٥۹			۲R	۰/٦۷٥		
F	٥۱/۸٥٦	۰/۰۰۰		F	٤۱/۰۸۸	۰/۰۰۰	
DW	۱/۷٦٦			DW	۱/۸٥۸		
White	۰/٤۳۲	۰/۸۸۱		White	۰/۷۳۱	۰/٦۸۰	

رابطه (۲) در هر چهار حالت به صورت مقطعی و با استفاده از تکنیک ماتریس کواریانس سازگار ضرایب نیوی-وست[1] اجرا شده است تا اثرات خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس به صورت همزمان کنترل شود. ستون VIF نشان دهنده‌ی عامل تورم واریانس[2] برای هر متغیر است. چنانچه این آماره برای یک متغیر بالاتر از ۱۰ باشد حاکی از وجود هم‌خطی است (افلاطونی، ۱۳۹۷). همچنین ردیف DW نشان دهنده خودهمبستگی بین پسماند مقاطع (شرکت‌ها) است. چنانچه مقدار این شاخص از محدوده ۱/۵ تا ۲/۵ خارج شود نشان از وجود خودهمبستگی است (افلاطونی، ۱۳۹۷). برای آزمون وجود ناهمسانی واریانس نیز از آزمون وایت[3] استفاده شده است. ردیف White در جدول (۲) آماره‌ی این آزمون و معناداری آن را نشان می‌دهد. چنانچه آماره این آزمون کمتر از ۵ ٪ شود نشان از وجود ناهمسانی واریانس در سطح اطمینان ۹۵ ٪ است. آماره F در هر چهار حالت معنادار شده و ضرایب تعیین (R^2) نیز همان‌گونه که انتظار می‌رود، در حالت تجزیه شدن NV به اجزای تشکیل دهنده‌اش نسبت به حالتی که این متغیر به صورت واحد وارد مدل شود بزرگتر هستند.

1 . Newey-West
2. Variance inflation factor
3. White

جدول (۲) نشان می‌دهد که متغیر NV و اجزای تشکیل‌دهنده‌اش (NVi ها) در بیشتر حالت‌ها معنادار نشده‌اند (بجز متغیر NV3 در حالت دوم). این موضوع نشان دهنده‌ی رد شدن فرضیه اول پژوهش است. یعنی حجم افشای اطلاعات عددی در مجموع قادر نیست تا بر کارایی فرایند قیمت‌گذاری سهام تأثیر معناداری بگذارد. از بین متغیرهای کنترل، متغیرهای SPREAD و DVOL در تمامی حالت‌ها معنادار و متغیرهای LARGE و VOLAT در دو حالت اول معنادار شده‌اند. این نشان می‌دهد که این چهار متغیر احتمالاً بهتر و بیشتر از حجم افشای اطلاعات عددی، قادر به تأثیرگذاری بر کارایی فرایند قیمت‌گذاری سهام هستند. هرچند که قضاوت در این زمینه نیازمند آزمون هر چهار فرضیه پژوهش است.

جدول (۳) نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش را در چهار حالت مختلف نشان می‌دهد. روش تفکیک به چهار حالت مختلف و همچنین روش اجرای مدل‌ها در این فرضیه نیز مانند فرضیه قبل است. با دقت در جدول (۳) مشخص می‌شود که متغیر TV و اجزای تشکیل‌دهنده‌اش (TVi ها) نیز در بیشتر حالت‌ها معنادار نشده‌اند (بجز متغیر TV1 در حالت دوم و متغیر TV2 در حالت چهارم که چون مشابه هم نیستند نمی‌توانند منجر به یک نتیجه‌گیری قطعی و قابل قبول شود). این موضوع نشان دهنده‌ی رد شدن فرضیه دوم پژوهش است. یعنی حجم افشای اطلاعات متنی نیز در مجموع قادر نیست تا بر کارایی فرایند قیمت‌گذاری سهام تأثیر معناداری بگذارد. در فرضیه دوم نیز مجدداً مشاهده می‌شود که متغیرهای کنترل مانند SPREAD ، DVOL ، LARGE و VOLAT در چند حالت معنادار شده‌اند. این موضوع احتمال اینکه که این چهار متغیر بهتر و بیشتر از حجم افشای اطلاعات عددی و متنی، قادر به تأثیرگذاری بر کارایی فرایند قیمت‌گذاری سهام باشند را تقویت می‌کند.

جدول (۳): نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش در چهار حالت مختلف

$EFi = \beta_0 + \beta_1 TVi + \beta_2 SPREADi + \beta_3 DVOLi + \beta_4 LARGEi + \beta_5 VOLATi + \beta_6 MCAPi + \varepsilon i$						
متغیر وابسته: EF_1						
متغیر	متغیر TV به صورت یک متغیر واحد				متغیر TV به صورت تجزیه شده	
	ضریب	معناداری	VIF		ضریب	معناداری	VIF
C	۰/۹۳۶	۰/۰۰۰			۰/۹۳۲	۰/۰۰۰	
TV	-۰/۰۰۱	۰/۱۳۷	۱/۱۷۵				
TV1					-۰/۰۰۲	۰/۰۱۱	۱/۲۸۷
TV2					۰/۰۰۲	۰/۵۵۳	۱/۹۴۵
TV3					۰/۰۰۸	۰/۱۵۳	۱/۸۰۵
SPREAD	-۲/۰۱۲	۰/۰۰۶	۱/۷۵۷		-۲/۲۱۵	۰/۰۰۵	۲/۰۶۵
DVOL	-۰/۰۳۱	۰/۰۰۰	۱/۴۸۵		-۰/۰۳۲	۰/۰۰۰	۱/۶۱۹
LARGE	-۰/۰۰۱	۰/۰۱۳	۱/۴۴۳		-۰/۰۰۲	۰/۰۰۴	۱/۴۹۷
VOLAT	۰/۰۰۶	۰/۰۲۱	۱/۱۴۶		۰/۰۰۷	۰/۰۱۸	۱/۲۳۶
MCAP	-۰/۰۱۴	۰/۱۲۷	۲/۳۴۵		-۰/۰۱۳	۰/۱۲۶	۲/۲۷۱
R^2	۰/۳۵۶			R^2	۰/۳۷۹		
F	۱۴/۹۵۲	۰/۰۰۰		F	۱۲/۲۲۶	۰/۰۰۰	
DW	۱/۹۷۶			DW	۱/۹۸۹		
White	۱/۰۶۳	۰/۳۹۰		White	۰/۸۷۰	۰/۵۵۳	
متغیر وابسته: EF_2						
متغیر	متغیر TV به صورت یک متغیر واحد				متغیر TV به صورت تجزیه شده	
	ضریب	معناداری	VIF		ضریب	معناداری	VIF
C	۰/۹۲۱	۰/۰۰۰			۰/۹۴۰	۰/۰۰۰	
TV	۰/۰۰۱	۰/۲۸۲	۱/۲۲۸				
TV1					۰/۰۰۰	۰/۶۱۵	۱/۲۱۱
TV2					۰/۰۰۶	۰/۰۰۱	۱/۱۶۶
TV3					۰/۰۰۵	۰/۲۴۹	۱/۲۰۱
SPREAD	-۳/۹۶۴	۰/۰۰۰	۱/۴۴۳		-۴/۲۸۶	۰/۰۰۰	۱/۵۵۳

DVOL	-۰/۰۶۹	۰/۰۰۰	۱/٤٥۷		-۰/۰۷۰	۰/۰۰۰	۱/٥۲٦
LARGE	۰/۰۰۰	۰/۱٥٦	۱/۱٥۹		-۰/۰۰۱	۰/۰٦۲	۱/۲۱٥
VOLAT	۰/۰۰٥	۰/۱۲۳	۱/۱٦۲		۰/۰۰٦	۰/۰۷٥	۱/۱۸٥
MCAP	-۰/۰۰۲	۰/۷٥۱	۱/۹٦۱		-۰/۰۰۲	۰/٦۸۲	۱/۹۹۹
R^2	۰/٦٥٦			R^2	۰/٦۷۹		
F	٥۱/٥۰۱	۰/۰۰۰		F	٤۲/۳۷۸	۰/۰۰۰	
DW	۱/۷٦٤			DW	۱/۸۱۹		
White	۰/٥٤۰	۰/۸۰۳		White	۰/٤٤۷	۰/۹۰۸	

برای آزمون فرضیه سوم همانطور که قبلاً بیان شد؛ توزیع شرکت‌های نمونه برای متغیر TV بررسی شده و رابطه (۲) فقط در شرکت‌هایی اجرا شد که در بالاترین چارک قرار داشتند (به عنوان متغیرهای با حجم بالای افشای اطلاعات متنی). هدف این است که مشخص شود که آیا بالا بودن حجم افشای اطلاعات متنی، کمکی به تأثیرگذاری حجم اطلاعات عددی بر کارایی فرایند قیمت‌گذاری (معنادار شدن متغیرهای NVi) می‌کند؟ جدول (۴) نتایج اجرای رابطه (۲) را در این شرکت‌ها نشان می‌دهد.

جدول (٤): نتایج آزمون فرضیه سوم پژوهش در چهار حالت مختلف

$$EFi = \beta_0 + \beta_1 NVi + \beta_2 SPREADi + \beta_3 DVOLi + \beta_4 LARGEi + \beta_5 VOLATi + \beta_6 MCAPi + \varepsilon i$$

متغیر وابسته: EF_1

متغیر	متغیر NV به صورت یک متغیر واحد				متغیر NV به صورت تجزیه شده		
	ضریب	معناداری	VIF		ضریب	معناداری	VIF
C	۱/۱۳۳	۰/۰۰۰			۱/۱۱٤	۰/۰۰۰	
NV	-۰/۰۱۸	۰/٤۸۱	۱/٤۲٦				
۱NV					-۰/۱۲٦	۰/۰۲۲	۷/۸٦۹
۲NV					۰/۰۸۰	۰/۱۹۲	٥/٥٥۰
۳NV					۰/۰۰۷	۰/٦۷۲	۲/٥۲۲
SPREAD	-٤/۷۱٤	۰/۰۰۱	۱/٤۲۲		-٥/۲۷۷	۰/۰۰۳	۲/۷۳۱
DVOL	۰/۰۰٤	۰/۷۷۳	۱/۳۲۱		۰/۰۰٤	۰/۷٦۲	۲/٦۲۰

LARGE	۰/۰۰۱	۰/٦۱٦	۱/٥۲۰		۰/۰۰۱	۰/٤۲۰	۳/۰۷۳
VOLAT	۰/۰۰۹	۰/۱۷۱	۱/۳۹۷		۰/۰۰٥	۰/۳٦۸	۱/٤۱٥
MCAP	-۰/۰٤۳	۰/۰۰۰	۱/۲٤٥		-۰/۰۳۲	۰/۰۲۳	۲/۹۲۲
R^2	۰/۳۱٥			R^2	۰/٤٥۱		
F	۱/۹۹۷	۰/۱۰۳		F	۲/۳٦٦	۰/۰٥۱	
DW	۱/۹۷٦			DW	۱/٦۷٥		
White	۱/۱۷۰	۰/۳٥۲		White	۱/۳۰۱	۰/۲۹۲	
متغیر وابسته: EF_2							
متغیر	متغیر NV به صورت یک متغیر واحد				متغیر NV به صورت تجزیه شده		
	ضریب	معناداری	VIF		ضریب	معناداری	VIF
C	۱/۱٦۲	۰/۰۰۲			۱/۰۳۲	۰/۰۰۰	
NV	-۰/۰٤۰	۰/۱۰٦	۳/٦٥۸				
۱NV					-۰/۰۹۱	۰/۱٥۳	۸/٤٤۲
۲NV					۰/۰٥۹	۰/٤۱٤	٦/۰۷٤
۳NV					-۰/۰۲۱	۰/۲۸۸	٦/۲۳۷
SPREAD	-٥/۰۹۰	۰/۰۳٤	۹/۲٥٦		-٤/۲۸۱	۰/۰۷٦	۱۱/۳۲۰
DVOL	-۰/۰۳۲	۰/۰۸٥	۲/۷۱۷		-۰/۰۲۹	۰/۱۹۰	٤/٦٤۲
LARGE	۰/۰۰۰	۰/۸٥۱	۳/۷۲٦		۰/۰۰۰	۰/۹۹۹	۲/۹٤۳
VOLAT	۰/۰۰۲	۰/۷٤٤	۲/۲۸۱		۰/۰۰٤	۰/٦۲٤	٥/٦۰۷
MCAP	-۰/۰۲۷	۰/۱۲۰	٤/۱۰۳		-۰/۰۲۱	۰/۲۹۱	٦/۲٥۸
R^2	۰/٤۸۲			R^2	۰/۸۲۹		
F	٤/۰۲۷	۰/۰۰٦		F	۳/۳٥۹	۰/۰۱۱	
DW	۲/۱۹٦			DW	۲/۱۹٦		
White	۰/۹٦۲	۰/٤۸۰		White	۰/۸۲۹	۰/٥۸٦	

همان طور که مشخص است؛ بالا بودن حجم افشای اطلاعات متنی هم به جز در یک مورد (متغیر NV1 در حالت دوم) قادر نبوده است که کمکی به معنادار شدن ضرایب NVi کند. این نشان می‌دهد که فرضیه سوم پژوهش نیز در مجموع رد شده است.

برای آزمون فرضیه چهارم نیز توزیع شرکت‌های نمونه برای متغیر NV بررسی شده و رابطه (۳) فقط در شرکت‌هایی اجرا شد که در بالاترین چارک قرار داشتند (به عنوان متغیرهای با حجم بالای افشای اطلاعات عددی)؛ تا مشخص شود که آیا بالا بودن حجم افشای اطلاعات عددی، کمکی به تأثیرگذاری حجم اطلاعات متنی بر کارایی فرایند قیمت‌گذاری (معنادار شدن متغیرهای TVi) می‌کند؟ جدول (۵) نتایج اجرای رابطه (۳) را در این شرکت‌ها نشان می‌دهد. مجدداً در اینجا نیز مشاهده می‌شود که بالا بودن حجم افشای اطلاعات عددی نیز به جز در یک مورد (متغیر TV3 در حالت دوم) نتوانسته است کمکی به معنادار شدن ضرایب TVi کند. این نتیجه به این معناست که فرضیه چهارم پژوهش نیز در مجموع رد شده است.

جدول (۵): نتایج آزمون فرضیه چهارم پژوهش در چهار حالت مختلف

$EFi = \beta_0 + \beta_1 TVi + \beta_2 SPREADi + \beta_3 DVOLi + \beta_4 LARGEi + \beta_5 VOLATi + \beta_6 MCAPi + \varepsilon i$							
متغیر وابسته: EF_1							
متغیر	متغیر TV به صورت یک متغیر واحد				متغیر TV به صورت تجزیه شده		
	ضریب	معناداری	VIF		ضریب	معناداری	VIF
C	۰/۸٤۷	۰/۰۰۰			۰/۸۵۷	۰/۰۰۰	
TV	-۰/۰۰۲	۰/۳۸۵	۱/٦٦۳				
TV1					-۰/۰۰۲	۰/۲۸۱	۲/٤۱۳
TV2					۰/۰۰۰	۰/۹۷۹	۱/۸۵۰
TV3					۰/۰۳۰	۰/۰۰٤	۲/۸٦۷
SPREAD	-۱/۹٦۹	۰/۰۱۰	۱/۳۹٦		-۲/٤۵٤	۰/۰۰٦	۱/۷۱۳
DVOL	-۰/۰۱۱	۰/٤۵۸	٦/۱۷۵		-۰/۰۰۲	۰/۱٤۹	۳/۸٤۵
LARGE	-۰/۰۰۳	۰/۰۸۷	٤/۹۱۲		-۰/۰۱٦	۰/۲۷۵	٦/۵۳٦
VOLAT	۰/۰۰۰	۰/۹۷۲	۳/۰۸۷		-۰/۰۰٤	۰/٦۷۲	٤/۷٤۱
MCAP	-۰/۰۱٦	۰/۱٦٤	٤/٤۸۸		-۰/۰۱۵	۰/۱۲۹	۸/۵٤۸
R^2	۰/٤۷۸			R^2	۰/۵۷٦		
F	۵/۳۳۲	۰/۰۰۱		F	۵/۵۹۵	۰/۰۰۰	
DW	۱/۷۷۰			DW	۲/۰۱۵		

White	۱/۰۹۵	۰/۳۸۵		White	۱/۱۳۰	۰/۳۷۰	
متغیر وابسته: EF_2							
متغیر	متغیر TV به صورت یک متغیر واحد				متغیر TV به صورت تجزیه شده		
	ضریب	معناداری	VIF		ضریب	معناداری	VIF
C	۰/۷۲۷	۰/۰۰۰			۰/۶۷۱	۰/۰۰۰	
TV	-۰/۰۰۱	۰/۴۷۲	۱/۱۸۵				
TV1					-۰/۰۰۳	۰/۱۲۲	۱/۸۹۸
TV2					۰/۰۰۶	۰/۱۷۳	۱/۵۱۶
TV3					۰/۰۰۵	۰/۵۷۳	۲/۹۲۴
SPREAD	-۱/۳۴۶	۰/۲۲۷	۲/۴۸۳		-۱/۱۳۲	۰/۲۵۴	۲/۴۱۵
DVOL	-۰/۰۵۸	۰/۰۰۰	۲/۹۴۶		-۰/۰۶۱	۰/۰۰۰	۳/۲۷۱
LARGE	-۰/۰۰۱	۰/۱۵۲	۱/۰۲۷		-۰/۰۰۱	۰/۱۷۷	۱/۵۱۱
VOLAT	۰/۰۰۱	۰/۸۸۹	۲/۲۹۱		۰/۰۰۳	۰/۷۵۸	۴/۷۸۳
MCAP	۰/۰۰۰	۰/۹۹۱	۵/۳۶۵		۰/۰۰۴	۰/۶۹۳	۶/۰۶۳
R^2	۰/۷۱۲			R^2	۰/۷۴۶		
F	۱۴/۴۴۶	۰/۰۰۰		F	۱۲/۱۳۳	۰/۰۰۰	
DW	۲/۱۱۴			DW	۲/۰۹۵		
White	۱/۸۴۱	۰/۱۱۹		White	۱/۲۱۶	۰/۳۲۰	

تجزیه و تحلیل حساسیت: نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان داد که هر چهار فرضیه پژوهش رد شده است. برای اطمینان از اینکه این نتایج نسبت به انتخاب متغیر وابسته در مدل‌ها حساس نیست؛ کلیه فرضیه‌ها با شاخص دیگری به جای متغیر وابسته (EF1 و EF2) نیز مجدداً آزمون شد تا امکان مقایسه نتایج فراهم شود. شاخص جدید نیز از کوردیا[1] و همکاران (۲۰۰۸) الهام گرفته شده و مانند روش کیتامورا (۲۰۱۷) کارایی فرایند شکل‌گیری قیمت سهام را با تکیه بر اطلاعات روزانه‌ی سهام محاسبه می‌کند. در این روش به رگرسیونی از بازده‌های روزانه بر روی عدم تعادل در سفارشات بصورت رابطه (۴) اتکا می‌شود:

1 . Chordia, T.

رابطه (۴) $Return_t = \beta_0 + \beta_1 OIB_{t-1} + \beta_2 ILD_t + \beta_2\ OIB_{t-1}\times ILD_t + \varepsilon_i$

$Return_t$ = بازده سهام شرکت در روز t

OIB_{t-1} = تعداد خریداران منهای تعداد فروشندگان هر سهم در روز t

ILD_t = شاخصی از نقدشوندگی سهام در هر روز است. این متغیر به صورت دووجهی محاسبه شده و برای محاسبه‌ی آن چنانچه بازه‌ی اختلاف بین بیشترین و کمترین قیمت برای سهام در یک روز از میانگین این بازه طی یک پنجره ۱۲۰ روزه (۶۰ روز قبل و ۶۰ روز بعد از روز t) بیش از یک انحراف معیار فاصله داشته باشد؛ به این متغیر مقدار یک و در غیر اینصورت مقدار صفر تعلق می‌گیرد.

در صورتی که فرایند شکل‌گیری قیمت سهام شرکت طی یک سال از یک فرایند کارا پیروی کرده باشد؛ متغیرهای توضیحی در رابطه (۴) قادر به توضیح دادن متغیر وابسته نبوده و R^2 و ضریب t برای متغیر OIB_{t-1} مقادیر کوچکی خواهند داشت. بنابراین پس از اجرای رابطه (۴) بصورت سری زمانی و با استفاده از داده‌های روزانه برای هر شرکت (مجموعاً ۱۶۹ رگرسیون سری زمانی برای ۱۶۹ شرکت)، R^2 و ضریب t برای متغیر OIB_{t-1} به ترتیب $SHRP_R^2$ و $SHRP_t$ نامیده شده و بعنوان شاخص‌هایی معکوسی از کارایی فرایند شکل‌گیری قیمت سهام در آن سال استفاده شدند.

بر همین اساس، کلیه فرضیه‌های پژوهش با استفاده از $SHRP_R^2$ و $SHRP_t$ به جای EF1 و EF2 بعنوان متغیر وابسته، آزمون شد. خروجی‌های مربوط به تجزیه و تحلیل حساسیت به منظور جلوگیری از حجیم شدن مقاله ارائه نشده است. نتایج نشان داد که با تغییر در متغیر وابسته در مدل‌های پژوهش نیز تغییری در نتایج آزمون فرضیه‌ها ایجاد نشده و مجدداً این نتیجه حاصل شد که به جز در یک مورد (متغیر TV3 در فرضیه دوم)، حجم افشای اطلاعات متنی و عددی قادر به تأثیرگذاری معناداری بر کارایی فرایند شکل‌گیری قیمت سهام نیست.

بحث و نتیجه‌گیری

این مطالعه در صدد بود تا مسأله تأثیرپذیری کارایی فرایند قیمت‌گذاری سهام از «حجم» افشا در بازار سرمایه ایران را بررسی کند. نتایج آزمون فرضیه‌ها نشان داد که در مجموع، حجم افشا قادر به تأثیرگذاری معناداری بر فرایند قیمت‌گذاری سهام در بازار سرمایه ایران نیست. تجزیه و تحلیل حساسیت نیز به نتیجه مشابهی منجر شد. این نتیجه در راستای هیچ یک از پژوهش‌های بین‌المللی که قبلاً در این حوزه انجام شده است نبود. همچنین نتایج با تنها پژوهش داخلی در این حوزه که توسط بشیری منش و همکاران (۱۳۹۵) انجام شده است نیز همخوانی ندارد[۱].

نتایج به دست آمده در این پژوهش را می‌توان اینگونه تفسیر کرد که فعالان بازار سرمایه ایران که با عرضه و تقاضای خود قیمت سهام شرکت‌ها را شکل می‌دهند؛ حساسیتی به حجم افشای گزارش‌ها در شرکت‌ها ندارند و به احتمال زیاد، عوامل دیگری را در این زمینه بسیار مربوط‌تر و تأثیرگذارتر می‌دانند. تجزیه و تحلیل معناداری متغیرهای کنترل در این پژوهش نیز به روشنی نشان داد که در بسیاری از موارد در عین معنادار نشدن متغیرهای مربوط به حجم افشا، متغیرهای دیگری چون هزینه انجام معاملات سهام (SPRAED)، حجم معاملات انجام شده در یک سهم (DVOL)، تعداد روزهایی با حجم معاملات بزرگ در یک سهم (LARGE) و پیش‌بینی پذیر بودن روند بازدهی سهام (VOLAT) معنادار شده و هر یک به نوعی قادر به توضیح دادن کارایی فرایند قیمت‌گذاری سهام هستند. احتمال می‌رود که عوامل دیگری چون محتوای افشا (همراستا بودن یا نبودن محتوای افشا شده با انتظارات فعالان بازار)، کیفیت افشا (قابل فهم بودن و خوانایی محتوا و دوری از پیچیده کردن افشا) یا به موقع بودن افشا (قبل از اینکه فعالان بازار راجع به انتخاب گزینه‌های خود برای تخصیص منابع تصمیم‌گیری نمایند)؛ بهتر از

---

۱. پژوهش‌های داخلی در حوزه افشا معمولاً بر کیفیت افشا و نه بر حجم افشا متمرکز شده‌اند (به عنوان مثال افلاطونی و بختیاروند، ۱۳۹۶؛ کرمی و فرجی، ۱۳۹۶ وکردستانی و ابراهیمی، ۱۳۹۲). مواردی هم که بر حجم افشا تمرکز کرده‌اند اثر آن را بر عواملی غیر از کارایی فرایند قیمت‌گذاری سنجیده‌اند. به عنوان مثال می‌توانید به مرادخانی و همکاران (۱۳۹۸) و چالاکی و همکاران (۱۳۹۷) مراجعه نمایید.

«حجم افشا» بر کارایی فرایند قیمت‌گذاری سهام تأثیر بگذارند. قضاوت در این زمینه نیازمند تدوین پژوهش جداگانه‌ای است.

علاوه بر این، مسأله‌ی محدودیت‌های استفاده‌کنندگان (مانند قابلیت درک و فهم صورت‌ها و گزارش‌های مالی توسط آنها) نیز ممکن است بر تأثیرگذاری حجم افشا بر کارایی فرایند قیمت‌گذاری سهام مؤثر باشد. این موضوع در مقاله‌ی حاضر کنترل نشد. بر همین اساس، نقش محدودیت‌های استفاده‌کنندگان بعنوان یک متغیر مداخله‌گر در ارتباط بین حجم افشا و کارایی فرایند قیمت‌گذاری سهام، می‌تواند موضوع پژوهش جداگانه‌ای باشد.

نتایج پژوهش حاضر حاوی پیام مهمی برای استانداردگذاران و قانون‌گذاران در حوزه‌های حسابداری و مالی است؛ مبنی بر اینکه افزایش مداوم در استانداردهای لازم الاجرایی که قهراً منجر به متورم شدن حجم افشا در گزارش‌های شرکت‌ها می‌شوند؛ ممکن است لزوماً در راستای بهبود قدرت تصمیم‌گیری‌های اقتصادی فعالان بازار قرار نگیرد. شاید بهتر باشد که قبل از تدوین یک استاندارد و لازم الاجرا شدن آن، بررسی‌های میدانی وسیعی از شرکت‌ها و همچنین از فعالان بازار سرمایه انجام گرفته و بازخوردهای مربوطه جمع‌آوری شود تا به تعبیر خانم «ماری جو وایت» مشخص شود که آیا سرمایه-گذاران واقعاً به این میزان از افشائیات جزئی و طولانی که ما شرکت‌ها را ملزم به تهیه و انتشار آن می‌کنیم احتیاج داشته و از آنها بهره می‌برند؟ (Lynch, 2014). به بیان دیگر، ممکن است محتوای افشا بسیار بیشتر از حجم افشا برای استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی مهم باشد. علاوه بر این می‌توان موضوع مقاله حاضر را با پژوهش‌های دیگری با محوریت «کیفیت افشا» و تأثیرگذاری متقابل آن با حجم افشا و همچنین با محوریت «تحلیل محتوای[1] گزارش‌های با وزن متن» و ارتباط آن با کارایی فرایند قیمت‌گذاری سهام نیز ادامه داد (بعنوان مثال به لیو و لیو[2] (۲۰۲۱) مراجعه کنید).

---

1 . Content analysis
2 . Liu, Z., & Liu, M.

از آنجا که فرضیه‌های سوم و چهارم پژوهش نشان داد که بالا بودن حجم افشای شرکت‌ها نیز قادر به تأثیرگذاری بر کارایی فرایند قیمت‌گذاری سهام نیست؛ به مدیران شرکت‌ها که مسئولیت تهیه یا تأیید گزارش‌ها را دارند پیشنهاد می‌شود که بی دلیل به طولانی و حجیم کردن گزارش‌ها نپردازند. این موضوع اگر تأثیر منفی بر واکنش فعالان بازار نداشته باشد؛ حداقل تأثیر مثبت ندارد. به بیان دیگر، شایسته است که مدیران بیشتر بر بهبود محتوای افشا و سودمندی آن برای استفاده‌کنندگان و نه صرفاً حجم افشا متمرکز شوند.

تعارض منافع

در تدوین این مقاله، تعارض منافعی وجود نداشته است.

ORCID
Alireza Rahrovi Dastjerdi http://orcid.org/0000-0001-6874-8398

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

افلاطونی، عباس. (۱۳۹۷). *اقتصاد سنجی در پژوهش‌های مالی و حسابداری با نرم افزار Eviews*. تهران: انتشارات ترمه.

افلاطونی، عباس و بختیاروند، امین امیر. (۱۳۹۶). نقش کیفیت افشا و کیفیت اقلام تعهدی در کاهش انحراف از سطح بهینهٔ ساختار سرمایه. *مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۵(۴)، ۱۶۷-۱۸۰.

بشیری منش، نازنین و رحمانی، علی و موسوی، میرحسین. (۱۳۹۵). پیامدهای افشای اختیاری: رویکرد معادلات ساختاری. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۵(۲۰)، ۱۶۱-۱۸۶.

تفتیان، اکرم و ایزدی نیا، ناصر و دستگیر، محسن و امیری هادی. (۱۳۹۵). اثر تدوین استاندارد و مقررات گذاری بر رابطه همزمان سطح افشای اطلاعات، عملکرد عملیاتی و ارزشیابی بازار در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۸(۲)، ۶۵-۸۴.

چالاکی، پری و غیور، فرزاد و باقری، کاوه. (۱۳۹۷). بررسی رابطه بین افشای اختیاری حاکمیت شرکتی و عملکرد مالی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۸(۲۹)، ۳۹ – ۶۰.

خوش‌طینت، محسن، قره داغی، مریم و رسولی، سمیه. (۱۳۹۸). تأثیر مدیریت سود بر سطح افشا و عملکرد مالی واقعی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۹(۲)، ۲۱-۴۸.

فروغی، داریوش و رهروی دستجردی، علیرضا. (۱۳۹۴). ارتباط بین وقفه قیمت و بازده مورد انتظار سهام. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، دوره ۷(۱)، ۱۷-۳۶.

کرمی، غلامرضا و فرجی، امید. (۱۳۹۶). کیفیت افشا حسابداری و عملکرد آتی: رویکرد معادلات ساختاری. *تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، ۹، ۷۱ – ۹۰.

کردستانی، غلامرضا و ابراهیمی تهمینه. (۱۳۹۲). بررسی رابطه‌ی بین کیفیت افشا و قیمت گذاری نادرست اقلام تعهدی و جریان نقدی. *تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، ۵، ۳۸-۵۳.

مرادخانی ملال، بهنام و جامی، مجید و سپهرم، سعید. (۱۳۹۸). تأثیر افشای اجباری و اختیاری اطلاعات بر ارزش شرکت (مورد مطالعاتی شرکت‌های بیمه پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران). *فصلنامه تامین اجتماعی*، سال ۱۵(۴)، ۱۵۷-۱۷۹.

Biddle, G., Hilary, G., Verdi, R. (2009). How does financial reporting quality relate to investment efficiency? *Journal of Accounting and Economics*, 48(2-3), 112–131. https://doi.org/ 10.1016/ j.jacceco. 2009. 09.001

Blanco, B., Lara, J., Tribo, J. (2015). Segment disclosure and cost of capital. *Journal of Business Finance and Accounting*, 42(3-4), 367–411. https://doi.org/10.1111/jbfa.12106

Bloomfield, R. (2008). Discussion of annual report readability, current earnings, and earnings persistence. *Journal of Accounting and Economics*, 45(2-3), 248–252.

Botosan, C. (1997). Disclosure level and the cost of equity capital. *The Accounting Review*, 72, 323–350.

Brown, S., Hillegeist, S. (2007). How disclosure quality affects level of information asymmetry. *Review of Accounting Studies*, 12, 443–477. https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2008.04.002

Cho, C., Patten, D. (2007). The role of environmental disclosures as tools of legitimacy: a research note. *Accounting, Organizations and Society*, 32(7-8), 639–647. https://doi.org/10.1016/j.aos.2006.09.009

Chordia, T., Roll, R., & Subrahmanyam, A. (2008). Liquidity and market efficiency. *Journal of Financial Economics*, 87(2), 249–268. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2007.03.005

Chung, D. Y., Hrazdil, K., Novak, J., & Suwanyangyuan, N. (2019). Does the large amount of information in corporate disclosures hinder or enhance price discovery in the capital market? *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, 15(1), 36–52. https:// doi.org/ 10.1016/j.jcae.2018.12.001

Diamond, D. W., & Verrecchia, R. E. (1991). Disclosure, liquidity, and the cost of capital. *The Journal of Finance*, 46(4), 1325–1359. https:// doi.org/ 10.2307/2328861

Fisher, I. E., Garnsey, M. R., & Hughes, M. E. (2016). Natural language processing in accounting, auditing and finance: a synthesis of the literature with a roadmap for future research. *Intelligent Systems in Accounting, Finance and Management*, 23(3), 157–214. https://doi.org/ 10.1002/isaf.1386

Francis, J., Schipper, K., Vincent, L. (2002). Expanded disclosures and the increased usefulness of earnings announcements. *The Accounting Review*. 77, 515–546. https://www.jstor.org/stable/3068886

Gelb, D., Zarowin, P. (2002). Corporate disclosure policy and the informativeness of stock prices. *Review of Accounting Studies*. 7(1), 33–52. https://doi.org/10.1023/A:1017927530007

Graham, J. R., Harvey, C. R., & Rajgopal, S. (2005). The economic implications of corporate financial reporting. *Journal of Accounting and Economics*, 40(1–3), 3–73. https://doi.org/10.1016/j. jacceco. 2005. 01. 002

Healy, P. M., & Palepu, K. G. (2001). Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature. *Journal of Accounting and Economics*, 31(1–3), 405–440. https://doi.org/10.1016/S0165-4101(01)00018-0

Hutton, A. P., Miller, G. S., & Skinner, D. J. (2003). The role of supplementary statements with management earnings forecasts. *Journal of Accounting Research*, 41(5), 867–890. https://doi.org/10. 1046/j. 1475-679X.2003.00126.x

Jovanovic, B. (1982). Truthful Disclosure of Information. *The Bell Journal of Economics*, 13(1), 36-44. https://doi.org/10.2307/3003428

Jung, W.-O., & Kwon, Y. K. (1988). Disclosure when the market is unsure of information endowment of managers. *Journal of Accounting Research*, 26(1), 146-153. https://doi.org/10.2307/2491118

Kitamura, Y. (2017). Simple measures of market efficiency: A study in foreign exchange markets. *Japan and the World Economy*, 41, 1–16. https://doi.org/10.1016/j.japwor.2016.11.001

Lehavy, R., Li, F., Merkley, K. (2011). The effect of annual report readability on analyst following and the properties of their earnings forecasts. *The Accounting Review*, 86,1087–1115. doi: 10.2308/accr. 00000043

Leuz, C., & Verrecchia, R. E. (2000). The Economic Consequences of Increased Disclosure. *Journal of Accounting Research*, 38, 91-124. https://doi.org/10.2307/2672910

Liberti, J., Petersen, M. (2018). *Information: hard and soft*. Working Paper.

Liu, Z., & Liu, M. (2021). Quality evaluation of enterprise environmental accounting information disclosure based on projection pursuit model. *Journal of Cleaner Production*, 279, 123679. https://doi.org/10.1016/ j.jclepro.2020.123679

Loughran, T., & Mcdonald, B. (2014). Measuring readability in financial disclosures. *The Journal of Finance*, 69(4), 1643–1671. https://doi.org/ 10.1111/jofi.12162

Lundholm, R., Rogo, R., Zhang, J. (2014). Restoring the tower of Babel: How foreign firms communicate with U.S. investors. *The Accounting Review*, 89, 1453–1485. https://www.jstor.org/stable/24468347

Lynch, S. (2014). “SEC chief concerned investors face 'information overload'”, Reuters (October 15), available at: https://www.reuters.com/ article/us-sec-white-publicreporting-idUSBRE99E0DK20131015 .

Madhavan, R., & Prescott, J. E. (1995). Market value impact of joint ventures: the effect of industry information-processing load. *Academy of Management Journal*, 38(3), 900–915. https://doi.org/ 10.2307/256 751

O’Reilly, C. A., III. (1980). Individuals and information overload in organizations: is more necessarily better? *Academy of Management Journal*, 23(4), 684–696. https://doi.org/10.2307/255556

Schipper, K., 1991. Analysts’ forecasts. *Accounting Horizons*. 5, 105–121.

Simon, H., 1978. Rationality as process and as product of thought. *The American Economic Review*. 68(2), 1–16. https://www.jstor.org/stable/ 1816653

Yoshihiro Kitamura. (2014). *Simple measures of market efficiency: A study in foreign exchange markets*. Faculty of Social Sciences, Waseda University, JAPAN.

Aflatooni, A. (2018). *Econometrics in Accounting and Finance Using Eviews*, Termeh, Tehran [In Persian].

Aflatooni, A., Amirbakhtiarvand, A. (2017). The Role of Disclosure Quality and Accruals Quality in Reducing the Deviation from the Optimal Capital Structure. *Journal of Asset Management and Financing*, 5(4), 167-180. doi: 10.22108/amf.2017.21212 [In Persian].

Bashirimanesh, N., Rahmani, A., Mosavi, M. (2016). Consequences of Voluntary Disclosure: Structural Equation Modeling Approach. *Empirical Research in Accounting*, 6(2), 161-186. doi: 10.22051/jera.2016. 2291 [In Persian].

Chalaki, P., Ghayour, F., Bagheri, K. (2018). Discretionary Disclosure of Corporate Governance and Financial Performance. *Empirical Research in Accounting*, 8(3), 39-60. doi: 10.22051/jera.2018.11873.1447 [In Persian].

Foroghi, D., Rahrovi Dastjerdi, A. (2015). The Relationship between Stock Price Delay and Expected Return. *Journal of Financial Accounting Research*, 7(1), 17-36 [In Persian].

Karami, G., Faraji, O. (2017). Accounting disclosure and Future performance: Structural equation approach. *Accounting and Auditing Research*, 9(35), 71-90 [In Persian].

Khoshtinat Nik Niyat, M., gharehdaghi, M., Rasouli, S. (2019). Effects of Earnings Management on Disclosure and True Financial Performance. *Empirical Research in Accounting*, 9(2), 21-48. doi: 10.22051/jera.2018.17149.1777 [In Persian].

Kordestani, G., Ebrahimi, T. (2013). Disclosure Quality and Mispricing of Accruals and Cash Flows. *Accounting and Auditing Research*, 5(19), 38-53. doi: 10.22034/iaar.2013.104534 [In Persian].

Moradkhany Melal, B., Jami, M., Sepahrom, S. (2020). The Effect of Mandatory and Voluntary Disclosure of Information on the Value of the Studied Companies (The Case of Insurance Companies Listed in Tehran Stock Exchange). *Social Security Journal*, 15(4), 157-179 [In Persian].

Taftiyan, A., Izadiniya, N., Dastgir, M., Amiri, H. (2016). The Effect of Coiffing Standards and Accounting Regulation on Bilateral Relationship between Level of Disclosure ،Operational Performance and Market Valuation in the Firms Listed in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Accounting Research*, 8(2), 65-84. doi: 10.22108/far.2016.20900 [In Persian].

استناد به این مقاله: رهروی دستجردی، علیرضا (۱٤۰۰). تأثیر حجم افشای اطلاعات بر کارایی فرایند قیمت‌گذاری سهام، مطالعات تجربی حسابداری مالی، ٦۹ (۱۸) ۵۳-۲۹

doi: 10.22054/qjma.2021.55133.2193

Empirical Studies in Financial Accounting Quarterly is licensed under a Creative Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International License.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی