

Managerial Ability and Corporate Information Environment Quality

Yasser Rezaei Pitenoei*

Assistant Professor of Accounting, University of Guilan, Rasht, Iran.

rezaei.yasser@gmail.com (*Corresponding Author*)

Mehdi Safari Gerayli

Associate Professor of Accounting, Department of accounting, Bandargaz Branch,

Islamic Azad University, Bandargaz, Iran

Mehdi.safari83@yahoo.com

Abstract

Purpose: Managerial ability goes beyond the corporate economical characteristics, and hence exerts considerable effect on financial reporting transparency and information environment quality. The purpose of this study is to analyze whether managerial ability influences corporate information environment quality.

Methods: In this study, the model developed by Damirjan et al. (2012) is employed to measure managerial ability, and the model designed by Fakhari and Rezaei Pitenoei (2017) is also adopted to measure corporate information environment quality. The research hypothesis is built on a sample of 485 firm-year listed on the Tehran Stock Exchange during the years 2013-2017 and then tested using multivariate regression model using panel data.

Results: Following signaling theory, the results reveal that managerial ability improves corporate information environment quality. Also, the results of the sensitivity test indicate that the substitution of an alternative measure for managerial ability and information environment quality does not influence the major results, thereby confirming the robustness of the results.

Conclusion: More able managers have better performance due to their greater awareness of their business, industry, and business environment, and are more likely to be interested in communicating their superior performance through more transparency in corporate financial reporting and information environments.

Contribution: The findings of this study not only fill the gap in the field, but also help managers, investors and capital market regulators make informed decisions.

Keywords: Managerial Ability, Financial Reporting Transparency, Information Environment Quality.

توانایی مدیریت و کیفیت محیط اطلاعاتی شرکت

یاسر رضائی پسته نوئی*

استادیار حسابداری، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه گیلان، رشت، ایران.

rezaei.yasser@gmail.com (نویسنده مسئول)

مهدی صفری گرایلی

دانشیار گروه حسابداری، واحد بندرگز، دانشگاه آزاد اسلامی، بندرگز، ایران.

Mehdi.safari83@yahoo.com

چکیده

هدف: توانایی مدیریت فراتر از ویژگی‌های اقتصادی شرکت، تاثیر بسزایی در گزارش‌های مالی شرکت‌ها و کیفیت محیط اطلاعاتی آن‌ها دارد. لذا این پژوهش به بررسی اثر توانایی مدیر بر کیفیت محیط اطلاعاتی شرکت‌ها می‌پردازد.

روش: در این پژوهش برای سنجش توانایی مدیریت از مدل دمرجیان و همکاران (۲۰۱۲) و همچنین، از مدل ارائه شده توسط فخاری و رضائی پسته نوئی (۱۳۹۶) نیز برای اندازه‌گیری کیفیت محیط اطلاعاتی استفاده گردید. فرضیه تحقیق نیز با استفاده از نمونه‌ای متشکل از ۴۸۵ سال - شرکت که طی سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۶ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده و با استفاده از مدل رگرسیون چندمتغیره مورد بررسی قرار گرفت.

یافته‌ها: مطابق با پیش‌بینی نظریه علامت‌دهی، نتایج نشان می‌دهد که توانایی مدیریت موجب بهبود کیفیت محیط اطلاعاتی شرکت‌ها می‌گردد. علاوه بر این، نتایج آزمون تحلیل حساسیت بیانگر آن بود که استفاده از معیارهای جایگزین برای سنجش توانایی مدیریت و کیفیت محیط اطلاعاتی شرکت تاثیر روی نتایج پژوهش حاضر نداشته و یافته‌های پژوهش از استحکام برخوردار است.

نتیجه‌گیری: مدیران توانمند به دلیل آگاهی بیشتری که نسبت به وضعیت کسب و کار، صنعت و شرایط اقتصادی شرکت‌های خود دارند از عملکرد بهتری برخوردارند و از طریق اعمال شفافیت بیشتر در گزارشگری مالی و محیط اطلاعاتی شرکت، انگیزه زیادی برای اعلان عملکرد برتر خود به ذینفعان دارند.

دانش‌افزایی: یافته‌های پژوهش می‌تواند خلاء تحقیقاتی موجود در این حوزه را پوشش داده و برای مدیران، سرمایه‌گذاران و قانون‌گذاران بازار سرمایه در امر تصمیم‌گیری مفید باشد.

واژگان کلیدی: توانایی مدیریت، شفافیت گزارشگری مالی، کیفیت محیط اطلاعاتی.

۱. مقدمه

محیط اطلاعاتی یک شرکت نه تنها دربرگیرنده گزارشگری مالی آن است، بلکه اطلاعات عمومی و محرمانه‌ای را نیز شامل می‌شود که از طریق افشای داوطلبانه و اجباری شرکت در اختیار بازار سرمایه قرار می‌گیرد. محیط اطلاعاتی، فضای اطلاعاتی خارج شرکت است که شرکت در آن فعالیت کرده و همواره درصدد شفاف‌سازی و کاهش ابهام آن می‌باشد (فخاری و رضائی پیتته نوئی، ۱۳۹۶). محیط اطلاعاتی که سرمایه‌گذاران در آن فعالیت می‌نمایند، همواره با انتشار (جریان) اطلاعات تغییر می‌کند. این تغییر در جریان اطلاعات، منجر به برآورد مجدد ریسک توسط سرمایه‌گذاران می‌شود. ریسک اطلاعاتی از عوامل مختلفی نشأت می‌گیرد و پاسخ به این سوال که چگونه شرکت‌ها امکان در دسترس بودن اطلاعات را برای ذینفعان ایجاد می‌کنند، بستگی به کیفیت محیط اطلاعاتی آن دارد. آنچه بیشتر از همه اهمیت دارد، وجود محیط اطلاعاتی می‌باشد که ابهام و عدم اطمینان را کاهش داده و در نتیجه توان پیش‌بینی و تحلیل سرمایه‌گذاران را افزایش دهد (آرمسترانگ و همکاران، ۲۰۱۱). با این وجود، نظریه مدیریت مبهم^۱ بیان می‌کند زمانی که عملکرد شرکت ضعیف می‌باشد، مدیران علاقه داشته تا اطلاعات شرکت بصورت مبهم ارائه شود، بخاطر اینکه این امکان وجود دارد بازار به اطلاعاتی که به صورت پیچیده افشاء شده با تاخیر واکنش نشان دهد (صفری گرایلی و رضائی پیتته نوئی، ۱۳۹۷).

از سوی دیگر براساس نظریه مدیریت عالی سازمان^۲، ویژگی‌های مدیر تا حدی قادر به تبیین تصمیمات راهبردی شرکت و پیامدهای آن بوده و با توجه به این‌که، هر یک از مدیران دارای ویژگی‌های منحصر به فرد خود با درجه‌های مختلفی از توانایی‌ها می‌باشند؛ لذا تصمیم‌گیری مدیران در فعالیت‌های سرمایه‌گذاری و مالی تحت تاثیر توانایی‌های منحصر به فرد آنان قرار می‌گیرد (همبریک و میسون، ۱۹۸۴؛ دایرنگ و همکاران، ۲۰۱۰). علاوه بر این مطابق با نظریه علامت‌دهی، مدیران توانمند نه تنها تمایلی به مبهم نمودن عملکرد مطلوب خود نداشته، بلکه برای مطلع نمودن تحلیل‌گران مالی و سرمایه‌گذاران نسبت به عملکرد مطلوب و توانایی‌های خود، به افشای اطلاعات شفاف‌تر و قابل فهم‌تری اقدام می‌نمایند (حسن، ۲۰۱۸). بر این اساس، از آنجا که اطلاعات حسابداری جزء مهم‌ترین منبع محیط اطلاعاتی محسوب می‌شود (دو و همکاران، ۲۰۱۵)، لذا انتظار می‌رود که توانایی مدیریتی منجر به بهبود کیفیت محیط اطلاعاتی شرکت گردد. از این‌رو پژوهش‌های صورت گرفته اخیر به بررسی نقش توانایی مدیریتی در بهبود محیط اطلاعاتی شرکت‌ها پرداختند. به عنوان مثال، بایک و همکاران (۲۰۱۱) دریافتند که مدیران توانمند، پیش‌بینی‌های سود بیشتر و دقیق‌تری دارند. دمرجیان و همکاران (۲۰۱۳) نیز به این نتیجه رسیدند که هرچه توانایی مدیران بالاتر باشد، تجدید ارائه صورت‌های مالی کاهش یافته و در مقابل، پایداری سود و کیفیت ارقام تعهدی شرکت افزایش می‌یابد. همچنین، گارسیا-مکا و گارسیا-سانچز (۲۰۱۷) به نقش توانایی مدیریت در بهبود کیفیت گزارشگری مالی اشاره داشته‌اند.

به طور مشابه، صفری گرایلی و رضائی پیتنه نوئی (۱۳۹۷) نیز شواهدی مبنی بر تاثیر توانایی مدیریت بر بهبود خوانایی گزارشگری مالی شرکت‌ها ارائه نمودند. با این وجود، تاثیر توانایی مدیران بر معیار جامعی از محیط اطلاعاتی شرکت در عمده مطالعات داخلی و خارجی صورت گرفته نادیده گرفته شده و یک شکاف در ادبیات حسابداری و گزارشگری مالی برای پژوهش در زمینه وجود داشته که این موضوع، انگیزه‌ای برای انجام دادن این پژوهش می‌باشد. لذا، پژوهش حاضر در پی پاسخی به این سوال می‌باشد که آیا بین توانایی مدیریت و کیفیت محیط اطلاعاتی شرکت رابطه معناداری وجود دارد؟ و در صورت مثبت بودن پاسخ، نوع این رابطه چگونه می‌باشد؟ در ادامه مقاله پس از بیان مبانی نظری و فرضیه، پیشینه پژوهش بیان شده و سپس روش پژوهش و یافته‌ها به بحث گرفته شده و در نهایت نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه خواهد شد.

۲. مبانی نظری، ادبیات و فرضیه پژوهش

۲-۱. محیط اطلاعاتی

جریان اطلاعاتی رفتار فعالان بازار را در محیط بازار تحت تاثیر قرار داده و تغییرات محیطی شرایطی را فراهم می‌کند که فعالان بازار، درصد متفاوتی از سهم گردش اطلاعات را در اختیار بگیرند. هدف از ایجاد سیستم‌های اطلاعاتی حسابداری فراهم نمودن محیطی است که هم اطلاعات را در اختیار قرار داده و هم ریسک خطای اطلاعات را کاهش دهد. اگرچه استانداردهای حسابداری و حسابرسی به عنوان دو مکانیسم نهادی باعث تقارن اطلاعاتی بین مالکان و مدیران می‌شوند، اما شکاف اطلاعاتی موجود بین آن‌ها را کاملاً از بین نمی‌برند؛ از این رو محیط اطلاعاتی شفاف می‌تواند به بهبود اعتبار گزارشگری مالی و کاهش شکاف اطلاعاتی و نیز درک نقش اطلاعات حسابداری در ارزشگذاری و تامین مالی شرکت، کمک نماید. بنابراین شرکت‌هایی که محیط اطلاعاتی خود را بهبود بخشند شکاف اطلاعاتی را بین سرمایه گذاران مطلع و ناآگاه کم می‌کنند و کیفیت محیط اطلاعاتی باعث جذب سرمایه‌گذاران و کاهش هزینه‌های تامین مالی شرکت‌ها می‌شود و در پی آن رشد و سودآوری آن‌ها را به دنبال خواهد داشت (فخاری و رضائی پیتنه نوئی، ۱۳۹۶). در خصوص عوامل موثر بر کیفیت محیط اطلاعاتی شرکت‌ها نتایج پژوهش‌های انجام شده بیانگر آن است که عواملی مثل حاکمیت شرکتی، استراتژی تجاری و توانایی مدیریت بر کیفیت محیط اطلاعاتی اثرگذار هستند. برای مثال، فخاری و رضائی پیتنه نوئی (۲۰۱۷) نشان دادند که رابطه مثبت معناداری بین وجود، تخصص مالی و استقلال کمیته حسابرسی با محیط اطلاعاتی شرکت برقرار است. بنتلی گود و همکاران (۲۰۱۸) نیز دریافتند که استراتژی تجاری شرکت‌ها بر کیفیت محیط اطلاعاتی آن‌ها اثرگذار است. علاوه بر این، بایک و همکاران (۲۰۱۸) نشان دادند که شرکت‌های دارای مدیران توانمند از محیط اطلاعاتی باکیفیت‌تری برخوردارند. در پژوهشی دیگر فخاری و رضائی پیتنه نوئی (۱۳۹۶)، متغیرهای اندازه شرکت،

فرصت‌های رشد، مالکیت نهادی، سن شرکت، تعداد سهامداران شرکت، دامنه قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام، خطای پیش‌بینی سود، نوسان پذیری بازده سهام، معیار عدم نقد شوندگی آمیهود و دفعات گردش سهام شرکت را به‌عنوان عوامل مؤثر بر کیفیت محیط اطلاعاتی شرکت‌ها معرفی نمودند.

۲-۲. توانایی مدیریت و کیفیت محیط اطلاعاتی

توانایی مدیریت به‌عنوان سرمایه انسانی، دارایی نامشهود شرکت‌ها محسوب شده و دمرجیان و همکاران (۲۰۱۲) توانایی مدیریت را کارایی مدیران نسبت به رقیبانشان در تبدیل منابع شرکت به درآمد تعریف می‌نمایند. مدیران توانا به احتمال زیاد در طرح‌هایی سرمایه‌گذاری کرده که خالص ارزش فعلی بالاتری داشته و همچنین توانایی بیشتری در اجرای مناسب آن دارند. توانایی مدیریت می‌تواند به مدیریت کارا تر عملیات روزانه شرکت منجر شده، به‌ویژه در دوره‌های بحرانی که تصمیمات مدیریتی می‌تواند اثر بااهمیتی بر عملکرد شرکت بگذارد. علاوه بر این، هنگامی که شرکت با بحران مواجه است، این مدیران تصمیم‌گیری بهتری در ارتباط با فراهم نمودن منابع مورد نیاز اتخاذ می‌کنند (حسینی القار و شعری آناقیز، ۱۳۹۶). اعتقاد بر این است که مدیران توانا درک بهتری از تکنولوژی و روند صنعت داشته و با دقت بیشتری می‌توانند تقاضا برای محصولات را پیش‌بینی کنند. این مدیران دانش و آگاهی بهتری درباره مشتریان و شرایط اقتصادی کشور داشته و همچنین قادر هستند درک صحیح در ارتباط با استانداردها داشته و به درستی آن‌ها را اجرا نمایند (صفری گرایلی و رضائی پسته‌نوئی، ۱۳۹۷). مطالعات پیشین نشان می‌دهد که شرکت‌های با مدیران توانا، دارای اجتناب مالیاتی کمتر (فرازیسیس و همکاران، ۲۰۱۳)، رتبه اعتباری بالاتر (بونسال و همکاران، ۲۰۱۷)، احتمال ورشکستگی پایین‌تر (لورتی و گریس، ۲۰۱۲) و بهره‌وری بالاتر (چو و همکاران، ۲۰۱۶) می‌باشند. پژوهش‌های اخیر همچنین دریافته‌اند که توانایی مدیریت موجب افزایش سطح کیفیت گزارشگری مالی شرکت‌ها می‌شود (میلبورن، ۲۰۰۳؛ ترومن، ۱۹۸۶). به‌طور کلی، نتایج این پژوهش‌ها حاکی از آن است که توانایی مدیریت فراتر از ویژگی‌های اقتصادی شرکت، تاثیر بسزایی بر شفافیت گزارش مالی و کیفیت محیط اطلاعاتی شرکت‌ها دارد. از طرف دیگر بر اساس نظریه علامت‌دهی، شرکت‌ها با استفاده از علامت‌هایی مشخص، با ذینفعان خود در تعامل بوده و آن‌ها را در جریان عملکرد خود قرار می‌دهند؛ که این به نوبه خود باعث کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و بهبود محیط اطلاعاتی شرکت‌ها می‌شود (بایک و همکاران، ۲۰۱۸). بر پایه این نظریه، مدیران توانمند تمایل کمتری به پنهان نمودن عملکرد خود داشته و از طریق اعمال شفافیت بیشتر در گزارشگری مالی و محیط اطلاعاتی شرکت، انگیزه زیادی برای اعلان عملکرد برتر خود به ذینفعان دارند. بدین ترتیب، استدلال می‌شود که شرکت‌های دارای مدیران توانمند، از محیط اطلاعاتی با کیفیتی برخوردارند تا بدین طریق بتوانند عملکرد مطلوب خود را به عموم ذینفعان و

بازار مخابره نمایند. بر پایه این استدلال، بایک و همکاران (۲۰۱۸) نیز شواهدی مبنی بر وجود رابطه مثبت بین توانایی مدیریت و کیفیت محیط اطلاعاتی شرکت‌ها ارائه نمود. لذا بر پایه مطالب مطروحه فوق فرضیه پژوهش به صورت زیر بیان می‌گردد:

فرضیه پژوهش: توانایی مدیریت، کیفیت محیط اطلاعاتی شرکت‌ها را افزایش می‌دهد.

۳. روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نظر نتیجه، پژوهشی کاربردی و از نظر شیوه گردآوری داده‌ها کتابخانه‌ای است که با استفاده از روش رگرسیون چند متغیره انجام گرفته است. جامعه آماری مورد مطالعه در این پژوهش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۶ است و نمونه پژوهش نیز شامل شرکت‌هایی می‌باشند که واجد شرایط زیر می‌باشند:

۱- شرکت‌هایی که تاریخ پذیرش آن‌ها در بورس پیش از سال ۱۳۹۲ باشد و تا پایان سال ۱۳۹۶ نیز جزء شرکت‌های پذیرفته شده بورس باشند.

۲- به دلیل افزایش قابلیت مقایسه، پایان سال مالی آن‌ها آخر اسفند ماه باشد.

۳- طی سال‌های مذکور تغییر سال مالی یا تغییر فعالیت نداده باشند.

۴- جزء شرکت‌های واسطه‌گری مالی و سرمایه‌گذاری قرار نگیرند.

پس از اعمال محدودیت‌های فوق تعداد ۹۷ شرکت طبق نگاره (۱) به عنوان نمونه آماری پژوهش انتخاب شدند. جهت تحلیل نهایی داده‌ها نیز نرم افزارهای اقتصادسنجی ایویوز و استاتا مورد استفاده قرار گرفته است.

نگاره (۱) - تعیین شرکت‌های نمونه

ردیف	شرح	تعداد شرکت‌ها
۱	شرکت‌هایی که تا انتهای سال ۱۳۹۶ عضو بورس اوراق بهادار بودند.	۳۵۱
۲	از اول سال ۱۳۹۲ در بورس اوراق بهادار پذیرفته نشده باشد و تا انتهای سال ۱۳۹۶ از بورس خارج شده است.	(۷۳)
۳	سال مالی آن منتهی به پایان اسفندماه نباشد.	(۸۵)
۴	تغییر فعالیت و یا تغییر سال مالی داده باشد.	(۳۲)
۵	جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی باشد.	(۶۴)
۶	تعداد نمونه آماری انتخاب شده	۹۷

مدل و متغیرهای مورد استفاده

به منظور بررسی فرضیه پژوهش، از مدل رگرسیونی زیر استفاده شده است:

$$IEI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 MA_{i,t} + \beta_2 ROE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 FLOAT_{i,t} + \beta_5 DIST_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (۱) \quad \text{مدل}$$

در مدل فوق:

$IEI_{i,t}$ ، شاخص محیط اطلاعاتی شرکت i در سال t ؛ $MA_{i,t}$ ، توانایی مدیریتی شرکت i در سال t ؛ $ROE_{i,t}$ ، سودآوری شرکت i در سال t ؛ $LEV_{i,t}$ ، اهرم مالی شرکت i در سال t ؛ $FLOAT_{i,t}$ ، سهام

شناور آزاد شرکت i در سال t : $DIST_{i,t}$ ، در ماندگی مالی شرکت i در سال t و $\varepsilon_{i,t}$ ، جزء خطای الگوی رگرسیون است.

متغیر وابسته

متغیر وابسته پژوهش حاضر، کیفیت محیط اطلاعاتی شرکت است که برای محاسبه آن از شاخص ارائه شده توسط فخاری و رضائی پیتنه‌نوئی (۱۳۹۶) به شرح زیر استفاده شده است:

$$IEI_{it} = \sum_{S \in S} W_S \frac{P_{S it}}{\max_{1 \leq i \leq N} \{P_{S it}\}} + \sum_{K \in K} W_K \frac{\max_{1 \leq i \leq N} \{P_{K it}\} - P_{K it}}{\max_{1 \leq i \leq N} \{ \max_{1 \leq i \leq N} \{P_{K it}\} - P_{K it}\}} \quad \text{رابطه (۱)}$$

که در آن:

IEI_{it} شاخص محیط اطلاعاتی شرکت i در سال t ؛

N تعداد شرکت‌های مورد استفاده در پژوهش؛

S مجموعه اندیس عواملی می‌باشد که رابطه مستقیم با محیط اطلاعاتی دارند؛

K مجموعه اندیس عواملی می‌باشد که رابطه معکوس با محیط اطلاعاتی دارند؛

W_j وزن عامل j ام (هر یک از ۱۰ عامل) محیط اطلاعاتی مطابق نگاره (۲)؛

نگاره (۲) - درجه اهمیت مولفه‌های محیط اطلاعاتی بر اساس آنتروپی

عوامل موثر	دامنه قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام	دفعات گردش سهام	عدم نقدشوندگی آیهود	اندازه شرکت	فرصت‌های رشد	نوسان‌پذیری بازده سهام	خطای پیش‌بینی سود	مالکی ت نهادی	تعداد سهامداران شرکت	سن شرکت
وزن	۰،۱۱۷	۰،۱۱۳	۰،۰۹۶	۰،۱۱۲	۰،۱۲۹	۰،۰۸۲	۰،۰۸۵	۰،۰۹۵	۰،۰۶۳	۰،۱۰۷

منبع: فخاری و رضائی پیتنه‌نوئی (۱۳۹۶)

و $P_{j it}$ مقدار عامل j ام شرکت i در سال t است، که در ادامه به معرفی هر یک از این عوامل پرداخته می‌شود:

الف) دامنه قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام: عدم تقارن اطلاعاتی شرکت (معامله آگاهانه) با دامنه قیمت پیشنهادی بالاتر مرتبط است (فخاری و فلاح محمدی، ۱۳۸۸؛ باتاچاریا و همکاران، ۲۰۱۳). از این رو دامنه قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام عمدتاً در پژوهش‌های گذشته به عنوان معیار معکوس محیط اطلاعاتی استفاده شده است. (عامل اول)

$$SPREAD_{it} = \frac{1}{D_{it}} \sum_1^{D_{it}} \frac{(ASK_i - BID_i)}{(ASK_i + BID_i)/2} \quad \text{رابطه (۲)}$$

که در رابطه فوق:

$SPREAD_{it}$ ، برابر با دامنه قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهم شرکت i در سال t ، BID_i ، برابر با آخرین قیمت پیشنهادی خرید روزانه سهم شرکت i ، ASK_i ، برابر با آخرین قیمت پیشنهادی فروش روزانه سهم شرکت i و D_{it} ، تعداد روزهایی از سال t بوده که در آن آخرین قیمت پیشنهادی خرید و فروش روزانه برای سهم شرکت i در دسترس است.

ب) دفعات گردش سهام: شرکت‌هایی با عدم تقارن اطلاعاتی بیشتر، گردش سهام، کمتری دارند (لیاتو، ۲۰۰۹). لذا تعداد دفعات گردش سهام، معیار مستقیم محیط اطلاعاتی شرکت محسوب می‌شود (ماهد، ۲۰۰۵). دفعات گردش سهام با استفاده از رابطه زیر بدست می‌آید: (عامل دوم)

$$\text{share turnover}_{it} = \frac{1}{D_{it}} \sum_1^{D_{it}} \frac{\text{shares traded}_i}{\text{Shares Outstanding}_i} \quad \text{رابطه (۳)}$$

که در رابطه فوق:

$\text{share turnover}_{it}$: برابر با دفعات گردش سهم شرکت i در سال t : $\text{Shares Outstanding}_i$ ؛ برابر با تعداد کل سهم منتشره شرکت i ؛ shares traded_i : برابر با تعداد سهم معامله شده روزانه شرکت i و D_{it} : تعداد روزهایی از سال t است که در آن سهم شرکت i معامله شده است. (ج) معیار عدم نقد شوندگی آمیهود: هر چه محیط اطلاعاتی شفاف تر بوده، سطح عدم تقارن اطلاعاتی بازار کاهش می یابد و نقد شوندگی سهام شرکت بیشتر می شود. لذا، نسبت عدم نقد شوندگی آمیهود معیار معکوس محیط اطلاعاتی شرکت در نظر گرفته شده و به شرح زیر محاسبه می شود: (عامل سوم)

$$\text{ILLIQ}_{it} = \frac{1}{D_{it}} \sum_1^{D_{it}} \frac{|R_i|}{\text{VOL}_i} \quad \text{رابطه (۴)}$$

که در این رابطه:

ILLIQ_{it} : برابر با معیار عدم نقد شوندگی شرکت i در سال t ؛ VOL_i : برابر با حجم ریالی معاملات روزانه شرکت i ؛ $|R_i|$: برابر با قدر مطلق بازده روزانه سهام شرکت i و D_{it} : تعداد روزهایی از سال t می باشد که در آن سهم شرکت i معامله شده است.

(د) اندازه شرکت: شرکت های بزرگ تر به خاطر توجه زیادتر از سوی بازار و قانون گذاران، پوشش رسانه ای بیشتر و پیگیری متناوب تر تحلیلگران بازار از محیط اطلاعاتی به مراتب شفاف تری برخوردار هستند (واسان و بون، ۲۰۱۰؛ آتیگ و همکاران، ۲۰۰۶). لذا انتظار بر این می باشد که با افزایش اندازه شرکت محیط اطلاعاتی بهبود پیدا کند. بنابراین اندازه شرکت معیار مستقیم محیط اطلاعاتی شرکت تلقی می شود. در پژوهش حاضر از سنجه مجموع دارایی های شرکت برای محاسبه اندازه شرکت استفاده می شود. (عامل چهارم)

(ه) فرصت های رشد شرکت: شرکت های با فرصت های رشد بیشتر، با محیط اطلاعاتی نامتقارن تری مواجه بوده و فرصت های رشد شرکت به عنوان معیار معکوس محیط اطلاعاتی شرکت تلقی می شود (لیائو، ۲۰۰۹). در این پژوهش از شاخص کیوتوین برای سنجش فرصت های رشد شرکت استفاده می شود که برابر با مجموع ارزش بازار حقوق صاحبان سهام و ارزش دفتری بدهی شرکت تقسیم بر ارزش دفتری دارایی های شرکت می باشد. (عامل پنجم)

(و) نوسان پذیری بازده سهام: نوسان پذیری بازده سهام معیار معکوس محیط اطلاعاتی شرکت محسوب می شود. در پژوهش حاضر از انحراف معیار بازده روزانه سهام، برای محاسبه نوسان پذیری بازده سهام استفاده شده که بصورت زیر محاسبه شده است: (عامل ششم)

$$\text{Volatility} = \sqrt{\frac{1}{D_{it}-1} \sum_1^{D_{it}} (R_i - \bar{R})^2} \quad \text{رابطه (۵)}$$

که در رابطه فوق:

$Volatility_{it}$ = برابر با نوسان پذیری بازده سهم شرکت i در سال t
 R_i = برابر با بازده روزانه سهم شرکت i می‌باشد که اگر P_t قیمت پایانی روز t ام باشد
برای محاسبه آن خواهیم داشت:

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

D_{it} = برابر با تعداد روزهایی از سال t می‌باشد که برای آن بازده روزانه سهم شرکت i
محاسبه شده بود.

ز) خطای پیش‌بینی سود: انتشار به موقع پیش‌بینی سود، دقتو تکرار آن، به طور مستقیم منجر
به بهبود محیط اطلاعاتی شرکت از نظر کمیت اطلاعاتی می‌شود (هانگ و همکاران، ۲۰۱۵).
عامل فوق به‌عنوان معیار معکوس محیط اطلاعاتی شرکت محسوب می‌شود. (عامل هفتم)

$$FEE = \frac{|ACT_t - EST_t|}{|ACT_t|} \quad \text{رابطه (۶)}$$

که در رابطه فوق:

FEE ، برابر با خطای پیش‌بینی‌ها، ACT_t ، برابر با سود واقعی هر سهم گزارش شده در دوره t و
 EST_t ، برابر با میانگین پیش‌بینی‌های مدیران در دوره t می‌باشد.

ح) مالکیت نهادی: به خاطر پایین بودن هزینه نهایی جمع‌آوری اطلاعات برای سرمایه‌گذاران
نهادی در مقایسه با سایر سرمایه‌گذاران، این گروه از مالکین از مزیت اطلاعاتی بهتری برخوردار
می‌باشند و اطلاعات محرمانه بیشتری در دسترس آنهاست. لذا انتظار بر این است که با افزایش
سهم مالکین نهادی شرکت‌ها، عدم تقارن اطلاعاتی بیشتر شده و محیط اطلاعاتی ضعیف‌تر
گردد. لذا این عامل به‌عنوان معیار معکوس محیط اطلاعاتی شرکت تلقی می‌شود (فخاری و
رضائی پشته‌نوئی، ۱۳۹۶). در پژوهش حاضر برای اندازه‌گیری میزان مالکیت نهادی، مجموع
سهام تحت تملک بانک‌ها، صندوق‌های بازنشستگی، بیمه‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری،
شرکت‌های تأمین سرمایه، صندوق‌های سرمایه‌گذاری و سازمان‌ها و نهادهای دولتی، بر کل سهم
منتشر شده شرکت تقسیم می‌شود. (عامل هشتم)

ط) تعداد سهامداران شرکت: افزایش تعداد سهامداران یک شرکت باعث می‌شود که میزان
اطلاعات موجود در بازار بیشتر شود و در نتیجه محیط اطلاعاتی شرکت قوی‌تر گردد. تعداد
سهامداران شرکت به‌عنوان یک معیار مستقیم محیط اطلاعاتی تلقی می‌شود. (کای و همکاران،
۲۰۱۵). (عامل نهم)

ی) سن شرکت: واضح است که هر چقدر شرکت سال‌های بیشتری در بازار سرمایه حضور داشته
باشد، اطلاعات بیشتری در مورد آن وجود داشته و برای فعالان بازار شناخته شده‌تر می‌باشد
(لیبری و روبرتس، ۲۰۰۸) و فرض بر این می‌باشد که عدم تقارن اطلاعاتی کمتری در مورد
شرکت‌های با سن بیشتر وجود دارد. سن شرکت معادل زمان پذیرش در بورس تعریف می‌شود و
معیار مستقیم محیط اطلاعاتی تلقی می‌شود. (عامل دهم)

دامنه تغییرات این شاخص جامع بین ۰ تا ۱ بوده، به طوری که مقادیر کوچک تر (بزرگ تر) بیانگر کیفیت محیط اطلاعاتی کمتر (بیشتر) شرکت می باشد. استفاده از شاخص جامع مذکور، چولگی ناشی از به کارگیری جداگانه هر یک از معیارهای محیط اطلاعاتی را کاهش می دهد و معیار دقیق تری را برای آزمون ایجاد می کند (آگراوال و همکاران، ۲۰۱۲؛ فخاری و رضائی پینه نوئی، ۱۳۹۶).

متغیر مستقل

متغیر مستقل این پژوهش، توانایی مدیریت (MA) بوده که برای سنجش آن از مدل دمرجیان و همکاران (۲۰۱۲) استفاده شد. در مدل مذکور، با استفاده از اندازه گیری کارایی شرکت و وارد کردن آن در رگرسیون خطی به عنوان متغیر وابسته و کنترل ویژگی های ذاتی شرکت، توانایی مدیریت اندازه گیری می شود. به منظور اندازه گیری کارایی شرکت، دمرجیان و همکاران (۲۰۱۲) از روش تحلیل پوششی داده ها (DEA) استفاده کردند. روش تحلیل پوششی داده ها برای اندازه گیری عملکرد سیستم با استفاده از داده های ورودی و خروجی استفاده شده و به کمک آن کارایی شرکت در سطح صنعت به صورت رابطه زیر محاسبه می گردد:

$$MAX_{\nu} \emptyset = \frac{Sales_{it}}{v_1 COGS_{it} + v_2 SG\&A_{it} + v_3 NETPPE_{it} + v_4 OPLEAS_{it} + v_5 R\&D_{it} + v_6 GWILL_{it} + v_7 INTAN_{it}} \quad (V) \text{ رابطه (۷)}$$

در این رابطه:

$Sales_{it}$: برابر با درآمد حاصل از فروش شرکت i در سال t ; $COGS_{it}$: برابر با بهای تمام شده کالای فروش رفته شرکت i در سال t ; $SG\&A_{it}$: برابر با هزینه های اداری، عمومی و فروش شرکت i در سال t ; $NETPPE_{it}$: برابر با خالص دارایی های غیر جاری مشهود شرکت i در سال t ; $OPLEAS_{it}$: برابر با هزینه اجاره عملیاتی شرکت i در سال t ; $R\&D_{it}$: برابر با هزینه های تحقیق و توسعه شرکت i در سال t ; $GWILL_{it}$: برابر با سرقفلی خریداری شده شرکت i در سال t ; $INTAN_{it}$: برابر با خالص دارایی های نامشهود شرکت i در سال t و $MAX_{\nu} \emptyset$: برابر با کارایی کل شرکت i در سال t می باشد. گفتنی است از آنجا که اطلاعات مربوط به اجاره عملیاتی در صورت های مالی شرکت های بورسی شناسایی نمی شود و هزینه های تحقیق و توسعه نیز در قالب هزینه های اداری و عمومی و فروش قرار گرفته و به صورت دقیق قابل شناسایی نیست، لذا اثر آن ها از مدل حذف شده است (صفری گرایلی و رضائی پینه نوئی، ۱۳۹۷؛ حسنی القار و مرفوع، ۱۳۹۶).

در رابطه فوق برای هر کدام از متغیرهای ورودی، ضریب خاص (ν) در نظر گرفته می شود. زیرا اثر همه متغیرهای ورودی بر خروجی (فروش) یکسان نیست. مقدار اندازه گیری شده برای کارایی شرکت در محدوده بین صفر و یک قرار دارد. شرکت هایی که نمره کارایی آن ها کمتر از یک است، زیر مرکز کارایی قرار می گیرند و باید با کاهش هزینه ها و یا با افزایش درآمدها به مرز کارایی

دست یابند و شرکت‌هایی با نمره کارایی یک، شرکت‌هایی هستند که بسیار کارا می‌باشند. هدف از محاسبه کارایی شرکت، اندازه‌گیری توانایی مدیریت بوده و از آنجا که در محاسبه کارایی، ویژگی‌های ذاتی شرکت نیز دخیل هستند، نمی‌توان توانایی مدیریت را به درستی سنجید. زیرا متأثر از این ویژگی‌ها، بیشتر یا کمتر از مقدار واقعی محاسبه می‌شود. دمرجیان و همکاران (۲۰۱۲) به منظور کنترل اثر ویژگی‌های ذاتی شرکت در مدل خود، کارایی شرکت را به دو قسمت جدا، یعنی کارایی بر اساس توانایی مدیریت و ویژگی‌های ذاتی شرکت طبقه‌بندی کردند. آن‌ها این کار را از طریق کنترل پنج ویژگی ذاتی شرکت (سهم بازار شرکت، اندازه شرکت، جریان نقدی شرکت، فروش خارجی و عمر پذیرش شرکت در بورس) انجام دادند. هر کدام از این پنج متغیر به‌عنوان ویژگی‌های ذاتی شرکت، می‌توانند به مدیریت کمک کرده تا تصمیمات بهتری اتخاذ نموده یا در جهت عکس عمل کرده و توانایی مدیریت را کاهش دهند. پس از حذف ویژگی‌های ذاتی شرکت، مقدار باقیمانده برابر با توانایی مدیریت می‌باشد. در مدل (۲) که دمرجیان و همکاران (۲۰۱۲) ارائه داده‌اند، این پنج ویژگی کنترل شدند:

$$FE_{it} = \beta_0 + \beta_1 LnSIZE_{it} + \beta_2 MS_{it} + \beta_3 CF_{it} + \beta_4 LnAGE_{it} + \beta_5 FC_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{مدل (۲)}$$

که در این مدل:

FE_{it} : برابر با کارایی کل شرکت i در سال t می‌باشد که از رابطه (۸) محاسبه شده است؛
 $LnSIZE_{it}$: برابر با لگاریتم طبیعی مجموع دارایی‌های شرکت i در سال t ؛ MS_{it} : برابر با سهم بازار شرکت می‌باشد، معادل نسبت فروش شرکت i در سال t به کل فروش صنعت؛ CF_{it} : متغیری مجازی می‌باشد که در صورت مثبت بودن جریان‌های نقدی عملیاتی شرکت i در سال t برابر یک و در غیر این صورت برابر صفر لحاظ می‌شود؛ $LnAGE_{it}$: برابر با لگاریتم طبیعی سن پذیرش شرکت در بورس اوراق بهادار است؛ FC_{it} : متغیری مجازی است اگر چنانچه شرکت i در سال t فروش خارجی (صادرات) داشت مقدار آن برابر یک و غیر آن، صفر لحاظ می‌شود و (ε_{it}) باقی‌مانده مدل نیز بیانگر توانایی مدیریت شرکت i در سال t می‌باشد (بایک و همکاران، ۲۰۱۸؛ حسن، ۲۰۱۸؛ حسنی القار و مرفوع، ۱۳۹۶؛ صفری گرایلی و رضائی پیتنه‌نوئی، ۱۳۹۷).

متغیرهای کنترلی پژوهش

سودآوری: شرکت‌های سودآور برای مطلع نمودن سرمایه‌گذاران از عملکرد خوب خود، از سطح افشای بیشتری برخوردارند که به نوبه خود منجر به کاهش عدم تقارن اطلاعاتی می‌شود. لذا بر مبنای این استدلال، انتظار بر این است که شرکت‌های سودآورتر از محیط اطلاعاتی شفافیت و قویتری برخوردار باشند (فخاری و رضائی پیتنه‌نوئی، ۱۳۹۶). در این پژوهش از بازده حقوق صاحبان سهام برای محاسبه سودآوری شرکت‌های نمونه استفاده شده است که از تقسیم سود خالص به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام بدست می‌آید.

اهرم مالی: اهرم مالی برابر است با تقسیم بدهی کل شرکت بر دارایی کل شرکت در پایان سال مالی می‌باشد؛ هنگام کمبود نقدینگی و نیاز شرکت‌ها به تأمین مالی خارجی، افشاء اختیاری گسترش یافته و محیط اطلاعاتی بهبود پیدا می‌کند (پاروکی و استون، ۲۰۰۴). لذا انتظار بر این است که رابطه مستقیم معنادار بین اهرم مالی و کیفیت محیط اطلاعاتی شرکت‌ها برقرار باشد (کارامونو و وافیز، ۲۰۰۵).

سهام شناور آزاد: در صورت افزایش میزان سهام شناور آزاد، قدرت نقد شوندگی سهام شرکت افزایش پیدا کرده و نوسانات قیمتی آن کاهش پیدا می‌کند و در نتیجه، ریسک سرمایه‌گذاری کمتر می‌شود (وکیلی فرد و همکاران، ۱۳۸۹). لذا رابطه مثبت بین این متغیر با کیفیت محیط اطلاعاتی وجود دارد. در پژوهش حاضر در صورتی که سهام آزاد شناور شرکت بیشتر از میانگین سهام شناور آزاد کل شرکت‌ها باشد، اندازه این متغیر مجازی یک می‌باشد و اگر سهام شناور آزاد شرکت کمتر از میانگین سهام شناور آزاد کل شرکت‌ها باشد، اندازه متغیر مجازی برابر صفر در نظر گرفته می‌شود (فخاری و رضائی پینه نوئی، ۱۳۹۶).
درماندگی مالی: برای اندازه‌گیری این متغیر به پیروی از پورحیدری و کویائی حاجی (۱۳۸۹) از رابطه زیر استفاده می‌شود:

$$P = 3/20784K_1 + 1/80384K_2 + 1/61363K_3 + 0/50094K_4 + 0/16903K_5 - 0/39709K_6 - 0/12505K_7 + 0/33849K_8 + 1/42363K_9$$

رابطه (۸)

که در آن:

P: برابر با بحران مالی در شرکت؛ K_1 : برابر با نسبت سود قبل از بهره و مالیات به دارایی‌های شرکت؛ K_2 : برابر با نسبت سود انباشته به دارایی‌های شرکت؛ K_3 : برابر با نسبت سرمایه در گردش به دارایی‌های شرکت؛ K_4 : برابر با نسبت حقوق صاحبان سهام به بدهی‌های شرکت؛ K_5 : برابر با نسبت سود قبل از بهره و مالیات به فروش شرکت؛ K_6 : برابر است با نسبت دارایی‌های جاری به بدهی‌های جاری شرکت؛ K_7 : برابر با نسبت سود خالص به فروش شرکت؛ K_8 : برابر با نسبت بدهی‌ها به دارایی‌های شرکت و K_9 : برابر با اندازه شرکت معادل لگاریتم فروش شرکت است.

در صورتی که در رابطه فوق مقدار (P) بیشتر از مقدار ۱۵/۸۹۰۷ باشد، شرکت فاقد بحران مالی طبقه بندی می‌شود و اگر مقدار (P) کمتر از مقدار ۱۵/۸۹۰۷ محاسبه شود، شرکت دارای شرایط بحران مالی بوده و لذا دارای محیط اطلاعاتی ضعیف می‌باشد. در پژوهش حاضر در صورت وجود درماندگی مالی عدد یک و در صورت عدم درماندگی مالی عدد صفر در مدل لحاظ می‌شود (پاروکی و استون، ۲۰۰۴؛ پورحیدری و کویائی حاجی، ۱۳۸۹).

۴. یافته‌های پژوهش

۴-۱. آمار توصیفی

نگاره (۳)، آمار توصیفی متغیرهای مورد بررسی شامل برخی شاخص‌های مرکزی و پراکندگی را برای نمونه‌ای متشکل از ۴۸۵ شرکت-سال مشاهده در فاصله زمانی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۹۲ نشان می‌دهد.

نگاره (۳) - آمار توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد متغیر	میانگین	میانه	حداقل	حداکثر	انحراف معیار
کیفیت محیط اطلاعاتی	IEI	۰/۵۳۶	۰/۵۳۶	۰/۳۷۹	۰/۷۲۸	۰/۰۵۹
اندازه شرکت (میلیون ریال)	Size	۵۶۸۷۶۹۹/۶۷۴	۹۶۱۸۳۰	۲۲۷۲۵	۱۹۸۴۷۹۳۴۹	۱۸۱۹۷۶۴۰/۹۴۱
مالکیت نهادی	Inst.own	۰/۳۸۹	۰/۳۰۶	۰	۰/۹۹۱	۰/۳۱۹
فرصت‌های رشد شرکت	Growth.opp	۱/۴۸۳	۱/۳۱۲	۰/۴۸۹	۶/۵۲۷	۰/۶۱۴
عمر شرکت	Age	۱۶/۲۷۱	۱۵	۱	۴۸	۸/۸۹۹
دامنه قیمت پیشنهادی خریدوفروش سهام	Spread	۰/۶۸۳	۰/۵۵۶	۰/۰۱۰	۱/۷۶۶	۰/۳۳۱
تعداد سهامداران شرکت	Shareholders	۸۱۷۹/۳۰۷	۲۹۳۰	۱۶۵	۱۵۱۷۴۲	۱۸۰۱۹/۹۲۲
خطای پیش‌بینی سود	FEE	۰/۲۲۸	۰/۲۶۰	۰	۴/۸۲۲	۰/۳۶۷
دفعات گردش سهام	Share.turn	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۲۸	۰/۰۰۲
معیار عدم نقد شوندگی آمیهود	Amihud	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۱۲	۰/۰۰۱
نوسان پذیری بازده سهام	Volatility	۴۸/۸۵۲	۲۲/۴۸۲	۰/۰۵۳	۱۸۸۴/۵۹۲	۹۴/۵۹۸
توانایی مدیریت	MA	۰/۰۰۶	۰/۰۰۳	۰/۰۲۵	۰/۳۰۶	۰/۱۵۶
کارایی کل شرکت	FE	۰/۷۴۷	۰/۷۲۹	۰/۴۵۷	۱	۰/۱۵۷
لگاریتم طبیعی اندازه شرکت	LnSize	۱۴/۱۳۳	۱۳/۹۶۴	۱۰/۶۷۱	۱۹/۱۵۰	۱/۴۷۰
سهام بازار شرکت	MS	۰/۰۵۲	۰/۰۲۷	۰/۰۰۰	۰/۵۵۸	۰/۰۷۹
لگاریتم طبیعی عمر شرکت	LnAge	۲/۷۸۹	۲/۷۰۸	۰	۳/۸۷۱	۰/۷۵۵
سودآوری	ROE	۰/۰۹۹	۰/۱۲۶	-۱/۳۱۵	۰/۵۸۲	۰/۱۸۹
اهرم مالی	LEV	۰/۶۰۷	۰/۵۸۳	۰/۰۱۳	۲/۳۱۵	۰/۲۷۱

با توجه به نگاره (۳)، میانگین کیفیت محیط اطلاعاتی (۰/۵۳۶) بوده که بیانگر محیط اطلاعاتی نسبتاً با کیفیت شرکت‌های نمونه است. بیشترین شاخص محیط اطلاعاتی نیز ۰/۷۲۷ بوده که مربوط به شرکت ایران خودرو است و کمترین شاخص محیط اطلاعاتی نیز ۰/۳۷۹ بوده که مربوط به شرکت گل‌گهر است. همچنین اندازه شرکت دارای بیشترین انحراف معیار بوده و به‌طور میانگین خطای پیش‌بینی سود در بین شرکت‌های مورد بررسی حدود ۲۰ درصد می‌باشد. علاوه بر این، مثبت بودن مقدار میانه نمره توانایی مدیریت (۰/۰۰۳) نشان‌دهنده آن است که تقریباً نیمی از شرکت‌های مورد بررسی مدیران کارایی را به‌منظور مدیریت عملکرد شرکت انتخاب نموده‌اند. سود خالص شرکت‌های مورد بررسی نیز تقریباً معادل ده درصد ارزش بازار حقوق صاحبان سهام آن‌ها می‌باشد. ملاحظه مقدار میانگین متغیر اهرم مالی نیز (۶۰ درصد) نشان‌دهنده نسبت بالای بدهی شرکت‌های مورد بررسی می‌باشد. همچنین، میانه آن ۵۸ درصد می‌باشد که نزدیک بودن مقادیر میانگین و میانه این متغیر بیانگر این موضوع است که توزیع این متغیر تقریباً نرمال است. نگاره (۴) شاخص‌های درصد فراوانی و نما (مد) را برای متغیرهای دو وجهی ارائه می‌کند:

نگاره (۴) - درصد فراوانی و نما (مد) برای متغیرهای دو وجهی

مشاهدات	مد	درصد فراوانی ۰	درصد فراوانی ۱	علامت اختصاری	متغیر
۴۸۵	۰	٪۴۹/۹	۰/۵۰/۱	FLOAT	سهام شناور آزاد
۴۸۵	۰	٪۸۹/۵	٪۱۰/۵	DIST	درماندگی مالی
۴۸۵	۱	٪۱۴/۱	٪۸۵/۹	CF	جریان‌های نقدی عملیاتی
۴۸۵	۱	٪۲۸/۷	٪۷۱/۳	FC	فروش خارجی (صادرات)

با توجه به نگاره فوق می‌توان دریافت که اغلب شرکت‌های نمونه فاقد بحران مالی بوده و دارای فروش خارجی می‌باشند.

۴-۲. نتایج آزمون فرضیه

در داده‌های ترکیبی برای مشخص کردن اینکه آیا استفاده از روش داده‌های پانل در برآورد مدل مورد نظر کارآمد است یا خیر، از آزمون F لیمر و در صورت استفاده از روش داده‌های پانل، به‌منظور این که مشخص گردد کدام روش (اثرات ثابت و یا اثرات تصادفی) به‌منظور برآورد مناسب‌تر بوده، از آزمون هاسمن استفاده می‌گردد. همچنین برای تشخیص خودهمبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس در مدل پژوهش، از آزمون وولدریج و والد تعدیل شده استفاده شد که نتایج آن در نگاره (۵) نشان داده شده است.

نگاره (۵) - نتایج آزمون‌های مورد استفاده برای مدل پژوهش

آزمون	تعداد	مقدار آماره	سطح معناداری	نتیجه آزمون
F لیمر	۴۸۵	۶/۹۸۲	۰/۰۰۰	کارایی روش پانل
هاسمن	۴۸۵	۳۴/۰۲۹	۰/۰۰۰	کارایی روش اثرات ثابت
والد تعدیل شده	۴۸۵	۶۲۴۷۶/۱۹	۰/۰۰۰	ناهمسانی واریانس
وولدریج	۴۸۵	۰/۵۱۳	۰/۴۵۷	عدم وجود خود همبستگی

با توجه به نتایج ارائه شده در نگاره (۳)، باید از روش داده‌های پانل استفاده کرد و لازم است مدل با استفاده از روش اثرات ثابت برآورد شود. نتایج آزمون والد تعدیل شده نیز نشان داد که ناهمسانی واریانس در مدل وجود دارد. بنابراین، با توجه به این نتایج در برآورد نهایی مدل از روش حداقل مربعات تعمیم یافته^۳ استفاده می‌شود. همچنین، سطح معناداری آزمون وولدریج (۰/۴۵۷) حاکی از عدم وجود خود همبستگی سریالی در مدل می‌باشد. در نهایت، به‌منظور اطمینان از عدم وجود مشکل همخطی بین متغیرهای توضیحی، آزمون همخطی با استفاده از عامل تورم واریانس (VIF) انجام شد و با توجه آنکه مقادیر این آماره برای متغیرهای توضیحی کمتر از ۱۰ می‌باشد، لذا هم‌خطی بین آن‌ها وجود ندارد. در نگاره (۶) نتایج برآورد مدل پژوهش ارائه شده است.

نگاره (۶) - نتایج آزمون فرضیه پژوهش

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	آماره همخطی VIF	تولرانس
C	۰/۳۱۸**	۰/۱۰۴	۳/۰۶۲	-	-
MA	۰/۱۰۶**	۰/۰۳۷	۲/۸۳۲	۱/۳۵	۰/۷۴۱
ROE	۰/۰۸۴*	۰/۰۳۵	۲/۴۰۳	۱/۲۷	۰/۷۸۷
LEV	۰/۰۲۲	۰/۰۱۴	۱/۵۴۸	۱/۳۴	۰/۷۴۶
FLOAT	۰/۰۱۶	۰/۰۱۸	۰/۹۰۲	۱/۱۹	۰/۸۴۱
DIST	-۰/۰۷۱*	۰/۰۳۵	-۲/۰۱۱	۱/۴۱	۰/۷۰۹
آماره F	۱۳/۴۰۵	سطح معناداری F			۰/۰۰۰
ضریب تعیین	۰/۶۷۳	ضریب تعیین تعدیل شده			۰/۶۴۱

* و ** به ترتیب بیانگر معناداری آماری در سطح خطای ۵٪ و ۱٪ می باشد.

با نگاهی به مقدار آماره F و سطح معناداری آن (۰/۰۰۰) می توان نتیجه گرفت که مدل رگرسیونی برازش شده در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است. با توجه به مقدار ضریب تعیین تعدیل شده مدل می توان بیان کرد که متغیرهای توضیحی مدل حدود ۶۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می دهند. همان طور که در نگاره فوق ملاحظه می شود، ضریب برآوردی و آماره t مربوط به متغیر توانایی مدیریت (MA) مثبت و در سطح خطای ۵ درصد معنادار است که حاکی از وجود رابطه مثبت معنادار بین توانایی مدیریت و کیفیت محیط اطلاعاتی شرکت ها می باشد. بر مبنای این شواهد، فرضیه پژوهش پذیرفته می شود. از بین متغیرهای کنترلی مدل نیز متغیر سودآوری رابطه مثبت و در ماندگی مالی رابطه منفی معناداری با کیفیت محیط اطلاعاتی شرکت ها دارند.

۴-۳. تجزیه و تحلیل حساسیت

به منظور بررسی استحکام و قابلیت اتکای نتایج پژوهش، از آنجا که مدیران توانمند معمولاً بازده دارایی های بیشتری نسبت به شرکت های مشابه در صنعت کسب می کنند؛ لذا رابطه بین توانایی مدیریت و کیفیت محیط اطلاعاتی شرکت ها بر اساس بازده دارایی های تعدیل شده صنعت^۴ (IndAdjROA) به عنوان معیار جایگزین برای سنجش توانایی مدیریت، مجدداً مورد آزمون قرار گرفت. این متغیر از طریق تفاوت بازده دارایی های شرکت با میانه بازده دارایی های صنعت محاسبه می شود (حسن، ۲۰۱۸). نتایج آزمون فوق در نگاره (۷) بیانگر آن است که توانایی مدیریت محاسبه شده بر اساس شاخص بازده دارایی های تعدیل شده صنعت با کیفیت محیط اطلاعاتی شرکت رابطه مثبت معناداری دارد که این یافته با نتایج اصلی پژوهش ارائه شده در نگاره (۶) منطبق است. بنابراین، می توان دریافت که نتایج پژوهش نسبت به استفاده از معیار جایگزین توانایی مدیریت حساس نبوده و از استحکام برخوردار است.

نگاره (۷) - نتایج آزمون فرضیه پژوهش بر اساس معیار جایگزین توانایی مدیریت

متغیرها	ضرایب	آماره t	سطح معناداری
C	۰/۳۷۵ **	۳/۱۱۲	۰/۰۰۱
MA	۰/۰۹۶ *	۲/۴۷۹	۰/۰۱۶
ROE	۰/۰۸۳ *	۲/۳۱۱	۰/۰۲۳
LEV	۰/۰۲۸	۱/۶۰۲	۰/۱۵۲
FLOAT	۰/۰۴۳	۱/۱۵۸	۰/۳۸۸
DIST	-۰/۰۵۵	-۱/۶۲۷	۰/۱۴۷
آماره F	۱۱/۸۵۴	سطح معناداری F	۰/۰۰۰
ضریب تعیین	۰/۶۳۷	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۵۹۶
F لیمر	۶/۱۶۲ **	هاسمن	۲۷/۹۱۳ **
والد تعدیل شده	۵۱۲۸۴/۵۲	ولدریج	۰/۸۰۳

** و * به ترتیب بیانگر معناداری آماری در سطح خطای ۵٪ و ۱٪ می باشد.

در آزمون دیگر، رابطه بین توانایی مدیریت و کیفیت محیط اطلاعاتی شرکت‌ها با توجه به امتیاز محاسبه شده شرکت‌ها از نظر افشاء و اطلاع‌رسانی توسط سازمان بورس، به عنوان معیار جایگزین برای سنجش کیفیت محیط اطلاعاتی (فخاری و رضائی پینته نوئی، ۱۳۹۶)، مجدداً بررسی گردید که نتایج آن در نگاره (۸) ارائه شده است.

نگاره (۸) - نتایج آزمون فرضیه پژوهش بر اساس معیار جایگزین کیفیت محیط اطلاعاتی

متغیرها	ضرایب	آماره t	سطح معناداری
C	۰/۲۷۲ **	۲/۹۲۵	۰/۰۰۴
MA	۰/۰۸۴ *	۲/۲۹۶	۰/۰۳۱
ROE	۰/۱۱۲ **	۲/۸۰۹	۰/۰۰۵
LEV	۰/۰۳۸ *	۲/۱۱۸	۰/۰۳۷
FLOAT	۰/۰۰۸	۰/۴۲۱	۰/۸۵۱
DIST	-۰/۰۱۵	-۱/۲۹۹	۰/۲۱۹
آماره F	۱۲/۰۲۸	سطح معناداری F	۰/۰۰۰
ضریب تعیین	۰/۶۵۸	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۶۲۹
F لیمر	۷/۰۸۳ **	هاسمن	۳۱/۱۲۲ **
والد تعدیل شده	۶۲۴۰۹/۱۱ **	ولدریج	۰/۸۶۵

** و * به ترتیب بیانگر معناداری آماری در سطح خطای ۵٪ و ۱٪ می باشد.

نتایج این آزمون حاکی از آن است که استفاده از معیار جایگزین برای سنجش کیفیت محیط اطلاعاتی نیز تاثیری بر نتایج اصلی پژوهش ندارد و نتایج پژوهش از استحکام برخوردار است.

۵. بحث و نتیجه گیری

مطابق با تئوری نمایندگی، وجود محیط اطلاعاتی ضعیف مدیران را به رفتار فرصت طلبانه سوق می دهد. از این رو، کیفیت محیط اطلاعاتی از طریق کاهش مسائل نمایندگی، تمایل مدیران به اعمال رفتارهای فرصت طلبانه را محدود ساخته و باعث جلب اعتماد سرمایه گذاران و در پی آن رونق بازار سرمایه می گردد. بر این اساس، پژوهش های مختلف صورت گرفته به بررسی عوامل موثر بر کیفیت محیط اطلاعاتی شرکت ها پرداخته و نشان دادند که یکی از این عوامل، ویژگی های شخصیتی مدیران نظیر توانایی مدیریت است. پژوهش حاضر به این دلیل مهم می باشد که در زمره اولین پژوهش های داخلی است که این موضوع را بررسی نموده و لذا می تواند به توسعه ادبیات حسابداری و مالی در کشورهای در حال توسعه از جمله بازار سرمایه نوظهور ایران، کمک شایانی نماید. از این رو، در پژوهش حاضر اثر توانایی مدیریت بر کیفیت محیط اطلاعاتی شرکت ها مورد بررسی قرار گرفت. نتایج پژوهش حاکی از آن است که توانایی مدیریت، کیفیت محیط اطلاعاتی شرکت ها را افزایش می دهد. در خصوص پذیرش فرضیه پژوهش می توان چنین استدلال نمود که مدیران توانمند به دلیل آگاهی بیشتری که نسبت به وضعیت کسب و کار، صنعت و شرایط اقتصادی شرکت های خود دارند از عملکرد بهتری برخوردار بوده و از طریق اعمال شفافیت بیشتر در گزارشگری مالی و محیط اطلاعاتی شرکت، انگیزه زیادی برای اعلان عملکرد برتر خود به ذینفعان دارند. بنابراین، شرکت های دارای مدیران توانمند، از محیط اطلاعاتی با کیفیتی برخوردارند که این یافته مطابق با پیش بینی نظریه علامت دهی است. علاوه بر این، نتیجه بدست آمده در این پژوهش با یافته های پژوهش بایک و همکاران (۲۰۱۸) مبنی بر وجود رابطه مثبت بین توانایی مدیران و کیفیت محیط اطلاعاتی شرکت، مطابقت دارد.

بر اساس یافته های پژوهش حاضر، مبنی بر تاثیر توانایی مدیریت بر کیفیت محیط اطلاعاتی به سرمایه گذاران و تحلیلگران بازار سرمایه پیشنهاد می گردد که هنگام اتخاذ تصمیمات سرمایه گذاری به توانایی مدیریت هر یک از شرکت ها نیز توجه نموده و شرکت هایی را در اولویت قرار دهند که از مدیران توانمندتری برخوردارند. همچنین، به مجمع عمومی صاحبان سهام شرکت ها توصیه می شود که با انتخاب مدیران توانمند، زمینه حضور آنها را در شرکت ها فراهم آورند. زیرا این عمل می تواند منافی همچون تسهیل انتقال اطلاعات از سوی آنها به بازار و بالطبع، بهبود محیط اطلاعاتی و نقدشوندگی سهام شرکت را در پی داشته باشد. علاوه بر این، با توجه به نتیجه پژوهش مبنی بر اهمیت توانایی مدیران در بهبود محیط اطلاعاتی شرکت، به سازمان بورس اوراق بهادار تهران نیز پیشنهاد می گردد که برای ایجاد فضایی رقابتی در بین مدیران اقدام به رتبه بندی شرکت ها بر اساس توانایی مدیران آنها نماید. در ادامه، به پژوهشگران آتی نیز توصیه می شود که تاثیر سایر ویژگی های شخصیتی نظیر بیش اطمینانی مدیر بر کیفیت محیط

اطلاعاتی شرکت‌ها بررسی گردد. همچنین، پیشنهاد می‌گردد که تاثیر توانایی مدیریت بر به‌موقع بودن گزارشگری مالی شرکت‌ها مورد مطالعه قرار گیرد.

یادداشت‌ها

- 1- Management obfuscation theory
- 2- Upper echelons theory
- 3- Generalized least squares
- 4- Industry-Adjusted Return on Assets

کتابنامه

۱. پورحیدری، امید و کوپائی حاجی، مهدی، (۱۳۸۹)، پیش‌بینی بحران مالی شرکت‌ها با استفاده از مدل مبتنی بر تابع تفکیکی خطی، پژوهش‌های حسابداری مالی، ۲(۱): ۳۳-۴۶.
۲. حسنی القار، مسعود و شعری آناقیز، صابر، (۱۳۹۶)، بررسی تأثیر توانایی مدیریت بر اجتناب مالیاتی، دانش حسابداری، ۸(۲۸): ۱۰۷-۱۳۴.
۳. حسنی القار، مسعود و مرفوع، محمد، (۱۳۹۶)، بررسی تاثیر توانایی مدیریت بر سیاست تقسیم سود، پژوهش‌های تجربی حسابداری، ۶(۲۳): ۱۰۳-۱۲۹.
۴. صفری گرایلی، مهدی و رضائی پیتنه‌نوئی، یاسر، (۱۳۹۷)، توانایی مدیریت و خوانایی گزارشگری مالی: آزمون نظریه علامت‌دهی، دانش حسابداری، ۹(۲): ۱۹۱-۲۱۸.
۵. فخاری، حسین و رضائی پیتنه‌نوئی، یاسر، (۱۳۹۶)، ارائه مدلی برای سنجش محیط اطلاعاتی شرکت، حسابداری مالی، ۹(۳۳): ۱۲۱-۱۴۷.
۶. فخاری، حسین و رضائی پیتنه‌نوئی، یاسر، (۱۳۹۷)، تاثیر کمیته حسابرسی بر محیط اطلاعاتی شرکت، حسابداری مدیریت، ۱۱(۳۶): ۶۳-۷۹.
۷. فخاری، حسین و فلاح محمدی، نرگس، (۱۳۸۸)، بررسی تأثیر افشای اطلاعات بر نقدشوندگی سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه تحقیقات حسابداری، ۱(۴): ۱۴۸-۱۶۳.
۸. کمالی منفرد، شیما و علی احمدی، سعید، (۱۳۹۶)، تأثیر توانایی مدیریت بر اجتناب مالیاتی و ارزش شرکت با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها، دانش حسابداری، ۱(۲۸): ۱۳۵-۱۵۴.
۹. وکیلی‌فرد، حمیدرضا؛ طالب نیا، قدرت اله و کیانی، مهرداد، (۱۳۸۹)، بررسی رابطه میزان سهام شناور آزاد با ایجاد حباب قیمتی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مجله مهندسی مالی و مدیریت برتفوی، ۴: ۶۷-۸۷.

References

1. Abernathy, J. L., Kubick, T. R., and Masli, A. (2018). Evidence on the Relation between Managerial Ability and Financial Reporting Timeliness. *International Journal of Auditing*, 22(2): 185-196.
2. Aggarwal, R., Cao, J., and Chen, F. (2012). Information environment, dividend changes, and signaling: evidence from ADR firms. *Contemporary Accounting Research*, 29(2): 403-431.
3. Armstrong, C. S., Core, J. E., Taylor, D. J., and Verrecchia, R. E. (2011). When Does Information Asymmetry Affect the Cost of Capital? *Journal of Accounting Research*, 49(1): 1-40.
4. Armstrong, C. S., Core, J. E., and Guay, W. R. (2012). When Do Independent Directors Improve Firms' Information Environments? *Working Paper*, In the Wharton School, University of Pennsylvania.
5. Attig, N., Fong, W. M., Gadhoun, Y., and Lang, L. (2006). Effects of large shareholding on information asymmetry and stock liquid. Available at <Http://elsevier.com/locate/jbf>.
6. Baik, B. O. K., Farber, D. B., and Lee, S. S. (2011). CEO ability and management earnings forecasts. *Contemporary Accounting Research*, 28(5): 1645-1668.
7. Baik, B., Brockman, P. A., Farber, D. B., and Lee, S. (2018). Managerial Ability and the Quality of Firms' Information Environment. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 33(4): 506-527.
8. Bentley-Goode, K. A., Omer, T. C., and Twedt, B. J. (2018). Does business strategy impact a firm's information environment? *Journal of Accounting Auditing and Finance*, in press.
9. Bhattacharya, N., Desai, H., and Venkataraman. K. (2013). Does Earnings Quality Affect Information Asymmetry? Evidence from Trading Costs. *Contemporary Accounting Research*, 30(2): 482-516.
10. Bonsall, S. B., Holzman, E. R., and Miller, B. P. (2017). Managerial ability and credit risk assessment. *Management Science*, 63(5): 1425-1449.
11. Cai, J., Liu, Y., Qian, Y., and Yu, M. (2015). Information Asymmetry and Corporate Governance. Available at <Http://ssrn.com/>.
12. Cho, C., Halford, J. T., Hsu, S., and Ng, L. (2016). Do managers matter for corporate innovation? *Journal of Corporate Finance*, 36: 206-229.
13. Demerjian, P. R., Lev, B., and McVay, S. E. (2012). Quantifying managerial ability: A new measure and validity tests. *Management Science*, 58(7): 1229-1248.
14. Demerjian, P. R., Lev, B., Lewis, M. F., and McVay, S. E. (2013). Managerial ability and earnings quality. *The Accounting Review*, 88(2): 463-498.
15. Dou, Y., Hope, O., Thomas, W., and Zou, Y. (2015). Blockholder exit threats and financial reporting quality. *Working paper*, University of Toronto.
16. Dyreng, S. D., Hanlon, M., and Maydew, E. L. (2010). The effects of executives on corporate tax avoidance. *The Accounting Review*, 85(4): 1163-1189.

17. Fakhari, H., and Fallah Mohammadi, N. (2010). The impact of information disclosure on stock liquidity in Tehran Stock Exchange. *Accounting Research Quarterly*: 1(4), 148-163 (In Persian).
18. Fakhari, H., and Rezaei Pitenoei, Y. (2017). Explaining a model for measuring corporate information environment. *Financial Accounting Quarterly*, 9(33): 121-147 (In Persian).
19. Fakhari, H., and Rezaei Pitenoei, Y. (2017). The impact of audit committee and its characteristics on the firms' information environment. *Iranian Journal of Management Studies*, 10(3): 577-608.
20. Fakhari, H., and Rezaei Pitenoei, Y. (2018). Impact of Audit committee on the Companies Information Environment. *Management Accounting*, 11(36): 63-79 (In Persian).
21. Francis, B. B., Hasan, I., and Yun, Z. (2013). Managerial style and bank loan contracting, *Bank of Finland Research Discussion Papers*.
22. García-Meca, E., and García-Sánchez, I-M. (2017). Does managerial ability influence the quality of financial reporting? *European Management Journal*, 36(4): 544-557.
23. Gujarati, D. N. (2009). *Basic Econometrics. 5th edition*. New York: Mc Graw-Hill.
24. Hambrick, D., and Mason, P. (1984). Upper echelons: The organization as a reflection of its top managers. *Academy of Management Review*. 9(2): 193-206.
25. Hasan, M, M. (2018). Readability of Narrative Disclosures in 10-K Reports: Does Managerial Ability Matter? *European Accounting Review*, DOI: 10.1080/09638180.2018.1528169
26. Hasani Alghar, M., and Marfou, M. (2017). The impact of managerial ability on dividend policy. *Journal of Empirical Researches in Accounting*, 6(23): 103-129 (In Persian).
27. Hasani Alghar, M., and Sheri Anaghiz, S. (2017). Examination of the effects of the managerial ability on tax avoidance. *Journal of Accounting Knowledge*, 8(28): 107-134 (In Persian).
28. Hung, M., Li, X., and Wang, S. (2015). Post-earnings-announcement drift in global markets: Evidence from an information shock. *Review of Financial Studies*, 28(4): 1242-1283.
29. Kamali Monfared, Sh., and Ali Ahmadi, S. (2010). Effects of managerial ability on tax avoidance and market value, using data envelopment analysis method. *Journal of Accounting Knowledge*, 1(28): 135-154 (In Persian).
30. Karamanou, I., and Vafeas, N. (2005). The association between corporate boards, audit committees, and management earnings forecasts: An empirical analysis. *Journal of Accounting Research*, 43(3): 453-486.
31. Koester, A., Shevlin, T., and Wangerin, D. (2016). The role of managerial ability in corporate tax avoidance. *Management Science*, 63(10): 3147-3173.
32. Krishnan, G.V., and Wang, C. (2015). The relation between managerial ability, and audit fees and going concern opinion. *Auditing Journal Practice & Theory*, 34(3): 139-160.

33. Leary, M. T., and Roberts, M. R. (2008). The pecking order, debt capacity, and information asymmetry. *Working Paper*, Cornell University.
34. Leverty, J. T., and Grace, M. F. (2012). Dupes or incompetents? An examination of management's impact on firm distress. *Journal of Risk and Insurance*, 79(3): 751-783.
35. Liao, C. H. (2009). Does corporate governanc reduce information asymmetry of intangibles? *Ph.D Dissertation*, Available at <Http://proquest.umi.com>.
36. Milbourn, T. (2003). CEO ability and stock-based compensation. *Journal of Financial Economics*, 68: 233-262.
37. Mohd, E. (2005). Accounting for Software development costs and information asymmetry. *The Accounting Review*, 80(4): 1211-1231.
38. Paprocki, C., and Stone, M. S. (2004). Is the quality of critical accounting policy disclosures lower for companies with high information asymmetry? *Working Paper*, Available at <Http://papers.ssrn.com/>.
39. Pourheydari, O., and Koopaehaji, M. (2010). Predicting of firms financial distress by use of linear discriminant function the model. *Journal of Financial Accounting Research*, 2(1): 33-46 (In Persian).
40. Safari Gerayli, M., and Rezaei Pitenoei, Y. (2017). Managerial ability and financial reporting readability: A test of signaling theory, *Journal of Accounting Knowledge*, 9 (2), 191-218 (In Persian).
41. Trueman, B. (1986). Why do managers voluntarily release earnings forecasts? *Journal of Accounting and Economics*, 8: 53-71.
42. Vakilifard, H. R., Talebnia, G., and Kiani, M. (2010). Examination of relation of free float with price bubble in accepted companies at Tehran Stock Exchange. *Financial Enginiering and Securities Management (Portfolio Management)*, 1(4): 67-87 ([In Persian]).
43. Wasan, S., and Boone, J. P. (2010). Do accruals exacerbate information asymmetry in the market? *Advances in International Accounting*, 26(1): 66-78.