

نقش تعدیل‌کننده تنوع جنسیتی هیئت‌مدیره بر رابطه بین شفافیت شرکت و بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران

پرنیان جمشیدی^۱، سعید علی‌احمدی^۲

چکیده

مهم‌ترین معیار ارزیابی عملکرد مؤسسات در حال حاضر نرخ بازده سهام است. این معیار به‌تنهایی دارای محتوای اطلاعاتی برای سرمایه‌گذاران بوده و برای ارزیابی عملکرد مورد استفاده قرار می‌گیرد. شفافیت اطلاعات نیز می‌تواند عملکرد شرکت‌ها را تحت تأثیر قرار داده و باعث تغییرات در بازده آنها شوند. شفافیت اطلاعات مالی، سرمایه‌گذاران و مدیران را در شناسایی و ارزیابی فرصت‌های سرمایه‌گذاری یاری می‌کند. برای این منظور اطلاعات باید در دسترس و قابل اتکا باشند تا منابع مالی و انسانی در بخش‌هایی با بیشترین بازده سرمایه‌گذاری شوند و آنچه مورد انتظار است حاصل گردد. لذا هدف این پژوهش بررسی نقش تعدیل‌کننده تنوع جنسیتی هیئت‌مدیره بر رابطه بین شفافیت شرکت و بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. به‌منظور دستیابی به این هدف سه فرضیه تدوین شد. جهت آزمون فرضیه‌ها نمونه‌ای متشکل از ۱۳۰ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۱ انتخاب گردید و رگرسیون چندگانه مبتنی بر داده‌های ترکیبی به کار برده شد. نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که شفافیت شرکت بر بازده سهام تأثیر مثبت دارد؛ اما تنوع جنسیتی هیئت‌مدیره بر بازده سهام تأثیر معنادار ندارد. همچنین تنوع جنسیتی هیئت‌مدیره رابطه بین شفافیت شرکت و بازده سهام را تعدیل نمی‌کند.

واژه‌های کلیدی: بازده سهام، شفافیت شرکت، تنوع جنسیتی هیئت‌مدیره.

طبقه‌بندی موضوعی: M31, M21

۱. دانشجوی کارشناسی ارشد گروه حسابداری، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران.

۲. دانشیار گروه حسابداری، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران. (نویسنده مسئول)

مقدمه

در هر سازمان، وجود یک سازوکار راهبری شرکتی اثربخش، به منظور حفاظت از حقوق سرمایه‌گذاران برای دستیابی به اطلاعات درست و منصفانه در مورد شرکت، حیاتی است. شفافیت و افشای اطلاعات، از کارکردهای اصلی حسابداری و اجزای اساسی راهبری شرکتی است. هدف نظام راهبری شرکتی، کسب اطمینان از عدم وقوع رفتار فرصت‌طلبانه است. این امر به واسطه شفافیت و افشای اطلاعات امکان‌پذیر است و به کاهش مشکلات نمایندگی و اطلاعات نامتقارن بالقوه بین مدیر (نماینده) و ذینفعان مختلف (سهامداران، اعتباردهندگان و ...) منجر می‌شود. افشای گسترده می‌تواند سبب جلب اعتماد سرمایه‌گذاران در مورد جنبه‌های مختلف عملکرد یا عملیات شرکت شود و به کاهش شکاف اطلاعاتی بین استفاده‌کنندگان و توزیع متوازن اطلاعات بین آنان یا به گفته‌ای، کاهش هزینه‌های اطلاعاتی سرمایه‌گذاران بیانجامد ([Hermalin & Weisbach, 2012](#)). شرکت‌هایی که سیاست افشای بالاتری دارند، اطلاعات شفاف‌تر و با واقعیت فاصله کمتری دارد و سرمایه‌گذاران تمایل بیشتری به خرید سهم آن شرکت پیدا خواهند کرد، در نتیجه بازده سهام افزایش خواهد یافت ([Lang & Lundholm, 1993](#)).

بر اساس تئوری نمایندگی، مدیران غالباً افرادی فرصت‌طلب بوده که برای تأمین منافع شخصی خود، ممکن است اطلاعات مهم شرکت را پنهان نمایند. با این وجود، مکانیزم‌های حاکمیتی اثربخش از طریق بهبود شفافیت مالی و عملیاتی شرکت و کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و مالکان، موجب افزایش بازدهی سهام شرکت می‌شوند. حضور زنان در هیئت مدیره باعث کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سهامداران گشته و مسائل نمایندگی را به حداقل می‌رساند. بر پایه ادبیات نظری موجود، با حضور مدیران زن در ترکیب هیئت مدیره شرکت‌ها به دلیل حساسیت و تأکید بیشتر آنان نسبت به مسائل اخلاقی در فرآیند گزارشگری مالی، شفافیت صورت‌های مالی و کیفیت اطلاعات ارائه‌شده از سوی شرکت، بهبود یافته که این به نوبه خود موجب کاهش عدم اطمینان سرمایه‌گذاران و در نتیجه، افزایش بازدهی سهام شرکت می‌گردد ([Gerami et al., 2022](#)).

براساس تئوری‌های جنسیتی، وجود زنان در برخی مشاغل موجب ایجاد، رشد و تحولات اقتصادی فراوانی شده است. علاوه بر این در مقایسه با هیئت‌هایی که تمام مدیران آن مرد هستند زن‌ها می‌توانند دیدگاه‌های مختلفی را در هیئت‌مدیره مطرح کنند و تصمیمات آگاهانه‌تری را بگیرند و منجر به افزایش شفافیت در سطح هیئت‌مدیره شوند (Feizabadi, 2022). وجود تنوع جنسیتی در هیئت‌مدیره در واقع می‌تواند باعث افزایش محتوای اطلاعات قیمت سهام شود. در نتیجه، هرچه نسبت مدیران زن بزرگ‌تر باشد، اطلاعات مشخص‌تری در مورد قیمت سهام موجود است. در این میان، شفافیت اطلاعات به‌طور قابل ملاحظه‌ای بر اطلاع‌رسانی در مورد قیمت سهام تأثیر می‌گذارد، به این معنی که قیمت سهام شرکت‌های با شفافیت بالاتر حاوی اطلاعات خاص است. مطالعات بیشتر نشان می‌دهد که بین تنوع جنسیتی هیئت‌مدیره و بازده سهام رابطه وجود دارد. ادبیات مربوطه نشان می‌دهد، شرکت‌هایی که شفافیت گزارشگری مالی کمتری دارند، بیشتر در معرض سقوط قیمت سهام هستند (Gul et al., 2013; Srinidhi et al., 2011) و حضور مدیران زن در هیئت‌مدیره تأثیر منفی عدم شفافیت شرکت قبل از بحران بر بازده سهام در طول بحران را بهبود می‌بخشد (Harakeh et al., 2023).

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

نخستین گام در سنجش عملکرد یک واحد تجاری، محاسبه بازدهی به‌دست‌آمده با توجه به اهداف از قبل تعیین شده برای آن است. از آنجایی که افزایش ثروت سهامداران به‌عنوان هدف اصلی واحدهای تجاری مطرح گردیده است، لذا یک واحد تجاری باید به‌گونه‌ای عمل کند که با کسب بازده مناسب، ثروت سهامداران را افزایش دهد؛ بنابراین، یکی از معیارهای اساسی برای تصمیم‌گیری در بازار بورس، بازده سهام است. بازده سهام خود به‌تنهایی دارای محتوای اطلاعاتی است و بیشتر سرمایه‌گذاران بالفعل و بالقوه، در تجزیه و تحلیل مالی و پیش‌بینی‌ها، از آن استفاده می‌نمایند. اطلاعات حسابداری یکی از مهم‌ترین منابع اطلاعاتی است که سرمایه‌گذاران به‌منظور تصمیم‌گیری در مورد خرید و فروش سهام شرکت‌ها در تعیین ارزش از آن استفاده می‌کنند. از این‌رو یکی از مهم‌ترین عوامل در تصمیم‌گیری صحیح، داشتن اطلاعات مناسب و مرتبط با موضوع تصمیم‌گیری است که اگر به‌درستی فراهم و پردازش نشود، اثرات منفی برای تصمیم-

گیرندگان در پی خواهد داشت (Seddighi et al., 2018). شفافیت شرکتی عبارت است از «در دسترس بودن گسترده اطلاعات کافی، مرتبط و قابل اعتماد در مورد عملکرد دوره‌ای، وضعیت مالی، فرصت‌های سرمایه‌گذاری، حاکمیت، ارزش و ریسک شرکت‌ها» (Bushman, Robert M. and Smith, 2003). فرضیه بازارهای کارا نشان می‌دهد که در بازار سهام با قوانین صحیح، شفافیت بالا و رقابت مؤثر، تمام اطلاعات ارزشمند؛ بلافاصله و بی‌طرفانه در قیمت‌ها از جمله ارزش فعلی و آتی شرکت منعکس می‌شوند (Malkiel & Fama, 1970). زمانی که شفافیت شرکتی بهبود یابد، انتشار اطلاعات مرتبط و قابل اعتماد درباره شرکت‌ها می‌تواند دقیق‌تر و به‌موقع‌تر باشد و به بازار سهام اجازه دستیابی به بازار کارآمد را می‌دهد. با بهبود شفافیت شرکتی که در یک بازار کارآمد عمل می‌کند، شرکت‌ها به‌نوبه خود می‌توانند توجه بیشتری را از بازار سرمایه جلب کنند و در نهایت ارزش شرکت را بهبود بخشند (Firth et al., 2015). کیفیت افشا به‌عنوان یکی از شاخص‌های اندازه‌گیری کیفیت گزارشگری مالی از عوامل مؤثر در دستیابی به بازار کارای سرمایه است. به‌طوری‌که شرکت‌ها می‌توانند، با افشای اطلاعات خصوصی و بهبود کیفیت افشا، عدم تقارن اطلاعاتی، هزینه مبادله اوراق بهادار و هزینه سرمایه را کاهش و در نتیجه بازده خود را بهبود بخشند (Espinosa & Trombetta, 2007).

یکی از عوامل تأثیرگذار بر سلامت فرآیند حسابداری و گزارشگری مالی، ترکیب اعضای هیئت مدیره است. ادبیات زیادی وجود دارد که نشان می‌دهد تنوع جنسیتی هیئت مدیره عدم تقارن اطلاعاتی را کاهش می‌دهد و کیفیت گزارشگری مالی را افزایش می‌دهد (Gul et al., 2013; Srinidhi et al., 2011). مطالعات تفاوت‌های جنسیتی اجرایی در محافظه‌کاری و رفتار اخلاقی نشان می‌دهد که مدیران مالی زن از شیوه‌های گزارشگری مالی محافظه‌کارانه‌تری پیروی می‌کنند، و بر کیفیت گزارشگری مالی تأثیر می‌گذارند (Peni & Vähämaa, 2010). حراکه و همکاران (Harakeh et al., 2023) دریافتند که شرکت‌هایی با هیئت‌های متفاوت جنسیتی با دقت بالاتر (پراکندگی کمتر) پیش‌بینی‌های سود تحلیلگران مرتبط هستند، بنابراین استنباط می‌کنند که هیئت‌های دارای تنوع جنسیتی به شفافیت و دقت گزارش‌های مالی می‌افزایند. همچنین نشان دادند تنوع جنسیتی هیئت مدیره به‌طور مثبت (منفی) با کیفیت گزارشگری مالی (عدم شفافیت

گزارشگری مالی) مرتبط است. بنابراین انتظار می‌رود تنوع جنسیتی هیئت‌مدیره، بازده سهام را افزایش و تأثیر عدم شفافیت گزارشگری مالی بر بازده سهام را کاهش دهد. با توجه به مطالب فوق، هدف اصلی پژوهش پاسخ به این سؤال است که تنوع جنسیتی هیئت‌مدیره بر رابطه بین شفافیت شرکت و بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران چه تأثیری دارد؟

پیشینه تحقیق

حراکه و همکاران (۲۰۲۳) پژوهشی با عنوان «نقش تعدیل‌کننده تنوع جنسیتی هیئت‌مدیره بر رابطه بین عدم شفافیت شرکت و بازده سهام» انجام دادند. بدین منظور اطلاعات ۴۳۰ شرکت پذیرفته‌شده در بورس ویتنام طی سال‌های ۲۰۱۴ الی ۲۰۱۶ به روش رگرسیون گشتاورهای تعمیم‌یافته انجام دادند. نتایج نشان داد شرکت‌هایی دارای عدم شفافیت، بیشتر شاهد بازده منفی سهام بودند. شرکت‌های دارای تنوع جنسیتی شاهد بازده منفی کمتری بودند. درنهایت نتایج نشان داد تنوع جنسیتی هیئت‌مدیره بر رابطه بین عدم شفافیت شرکت و بازده سهام نقش تعدیل‌کننده دارد ([Harakeh et al., 2023](#)).

گارسیا لارا و همکاران (۲۰۲۲) در پژوهشی با عنوان «اعمال سهمیه (جنسیتی) در هیئت‌مدیره و کیفیت گزارشگری مالی» طی سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۰ به بررسی این موضوع پرداختند که آیا تصویب یک قانون نوژی که حداقل ۴۰ درصد از زنان را در هیئت‌مدیره شرکت‌های دولتی الزامی می‌کند، بر کیفیت گزارشگری مالی تأثیر می‌گذارد یا خیر. نتایج با کاهش کیفیت گزارشگری مالی برای شرکت‌هایی که بیشتر تحت تأثیر تصویب قانون قرار گرفتند و اثرات نسبتاً کوتاه‌مدت همخوانی دارد. همچنین شواهد نشان داد که ویژگی‌های اعضای هیئت‌مدیره، فراتر از جنسیت، به دلیل این قانون تغییر کرده است. به‌طورکلی، نتایج نشان داد که اجباری کردن تغییرات بزرگ در ترکیب هیئت‌مدیره در یک دوره زمانی نسبتاً کوتاه بر گزارشگری مالی تأثیر منفی می‌گذارد ([García Lara et al., 2022](#)).

بایگ و همکاران (۲۰۲۱) پژوهشی با عنوان «تأثیر شفافیت اطلاعات و افشا بر ارزش شرکت‌های فهرست شده: شواهدی از ویتنام» با استفاده از اطلاعات ۴۳۰ شرکت

پذیرفته شده در بورس ویتنام طی سال‌های ۲۰۰۲ الی ۲۰۱۵ به روش رگرسیون با اثرات ثابت انجام دادند. نتایج نشان داد به دلیل عدم شفافیت، خوشه‌بندی قیمت سهام شرکت‌های مالی بیشتر از قیمت سهام شرکت‌های غیرمالی است. همچنین نتایج نشان داد که شرکت‌های مالی با عدم شفافیت کمتر، نسبت به آن دسته از شرکت‌های مالی که غیرشفاف‌تر هستند، بیشترین کاهش را در خوشه‌بندی قیمت در طول دوره پس از اجرای قانون ساربنز آکسلی^۱ تجربه کردند (Baig et al., 2021).

لین و هوآنگ (۲۰۲۰) پژوهشی با عنوان «تأثیر شفافیت اطلاعاتی بر قیمت سهام مؤسسات مالی» انجام دادند. بدین منظور اطلاعات ۱۷۱ موسسه مالی را در بازه زمانی ۲۰۰۹ الی ۲۰۱۲ مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از آن است که اثر شفافیت اطلاعاتی دارای بازده سهام مثبت قابل توجهی برای مؤسسات مالی است. علاوه بر این، مؤسسات مالی با شفافیت بالا واکنش مثبت قیمت سهام دارند، درحالی‌که برای مؤسسات مالی با شفافیت پایین پاسخ منفی وجود دارد. شواهد نشان داد که بازار سهام بین مؤسسات مالی با شفافیت بالا و مؤسسات با شفافیت پایین تفاوت قائل می‌شود (Lin & Huang, 2020).

نادینه و نائومی (۲۰۱۹) پژوهشی با عنوان «زنان در هیئت مدیره و شفافیت اطلاعات» انجام دادند. بدین منظور گزارش‌های سالانه ۶۰ شرکت بلژیکی را در سال‌های ۲۰۱۱ و ۲۰۱۵ مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از آن است که هیچ حمایتی مبنی بر اینکه حضور زنان در هیئت مدیره تأثیر مثبتی بر میزان گزارش‌دهی داوطلبانه اطلاعات دارد، حتی زمانی که این زنان مستقل هستند یا در این فهرست حضور دارند، وجود نداشته است. کمیته حسابرسی تحلیل‌های تکمیلی نشان داد که تأثیر منفی و معنادار آماری بر گزارش‌دهی داوطلبانه اطلاعات مالی قابل مشاهده است. در مجموع، نتایج نشان داد که ارتباط شفافیت اطلاعات و زنان در هیئت مدیره، بیشتر بر اساس شخصیت اعضای هیئت مدیره است تا جنسیت آنها (Lybaert & Creemers, 2019).

مهرانیان و دهکردی (۱۴۰۲) پژوهشی با عنوان «تنوع جنسیت اعضای هیئت مدیره و کیفیت گزارشگری مالی» طی سال‌های ۱۳۹۶ الی ۱۴۰۰ با استفاده از اطلاعات ۱۷۲ شرکت به روش رگرسیون مبتنی بر داده‌های تلفیقی مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان

داد که عدم شفافیت اطلاعات مالی بالاتر بر بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر منفی و معنادار دارد. همچنین تنوع جنسیتی هیئت‌مدیره می‌تواند نقش مهمی در تضعیف عدم شفافیت مالی و ارتباط منفی بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران ایفا نماید ([Mehranian & dehkordi, 2023](#)).

بشیری‌منش و وقفی (۱۴۰۰) پژوهشی با عنوان «تأثیر حضور زنان در هیئت‌مدیره بر ویژگی‌های کیفی اطلاعات مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران» طی سال‌های ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۸ با استفاده از اطلاعات ۱۲۵ شرکت به روش رگرسیون چندمتغیره مبتنی بر داده‌های ترکیبی مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که وجود زن در ساختار مدیریت شرکت‌های بورسی موجب افزایش کیفیت اطلاعات شرکت شده است. بدین شکل که حضور زنان بین اعضای هیئت‌مدیره، که تنوع جنسیتی اعضای هیئت‌مدیره است، تأثیر مستقیم و معناداری بر بیان صادقانه گزارش‌های مالی و به‌موقع بودن گزارش‌های مالی دارد و همچنین باعث افزایش قابلیت مقایسه صورت‌های مالی می‌شود ([Bashirimanesh & Vagfi, 2021](#)).

محمدی و یوسف‌وند (۱۴۰۰) پژوهشی با عنوان «بررسی تأثیر تنوع جنسیتی هیئت‌مدیره و کمیته حسابرسی بر توانایی مدیریت و شفافیت در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران» انجام دادند. بدین منظور نمونه‌ای متشکل از ۱۴۵ شرکت را طی سال‌های ۱۳۹۳ الی ۱۳۹۸ به روش رگرسیون مبتنی بر داده‌های ترکیبی مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد حضور زنان در کمیته حسابرسی تأثیر معناداری بر توانایی مدیریت دارد. همچنین تنوع جنسیتی هیئت‌مدیره تأثیر معناداری بر توانایی مدیریت و شفافیت دارد ([Mohammadi & Yousefvand, 2020](#)).

روش‌شناسی پژوهش

به علت اینکه نتایج این پژوهش در فرآیند تصمیم‌گیری به کار می‌رود از نظر هدف کاربردی است. همچنین از لحاظ جمع‌آوری اطلاعات، پژوهشی پس‌رویدادی و از نظر ماهیت توصیفی - همبستگی است. در پژوهش حاضر برای جمع‌آوری داده‌ها، اطلاعات و پیشینه پژوهش ابتدا از روش کتابخانه‌ای استفاده شده است. ابزار گردآوری اطلاعات، استفاده از بانک‌های اطلاعاتی از قبیل سایت کدال و برای برخی از متغیرها نرم‌افزار ره-

آورد نوین است. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از روش رگرسیون خطی چند متغیره استفاده شده است. برای توصیف و تلخیص داده‌های جمع‌آوری شده از آمار توصیفی و استنباطی استفاده شده است. در بخش آمار استنباطی قبل از آزمون فرضیه‌ها، پیش‌آزمون‌های اف لیمر و هاسمن و برای برازش مدل و فرضیه‌های پژوهش از آماره تی و اف فیشر استفاده شده است. برای تجزیه و تحلیل نهایی به منظور واکاوی داده‌ها از نرم‌افزارهای اکسل و ایویوز (Eviews) استفاده شده است. جامعه آماری مربوط به این پژوهش شامل شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. برای نمونه‌گیری از روش حذف سیستماتیک استفاده شده است. به عبارت دیگر کل شرکت‌های عضو جامعه آماری که دارای ویژگی‌های مورد نظر باشند به‌عنوان نمونه انتخاب شده‌اند که شرایط آن به‌صورت زیر تعریف شده است:

- ۱- سهام شرکت از سال ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۱ در بورس اوراق بهادار تهران معامله شده باشد.
 - ۲- سال مالی شرکت به پایان اسفندماه ختم شود و در دوره مورد مطالعه تغییر سال مالی نداده باشد.
 - ۳- اطلاعات مالی شرکت در دوره مورد مطالعه در دسترس باشد.
 - ۴- جزو بانک‌ها و مؤسسات مالی (شرکت‌های واسطه‌گری مالی و لیزینگ‌ها) نباشد.
 - ۵- قبل از سال ۱۳۹۶ وارد بورس شده باشند.
- با توجه به شرایط و محدودیت‌های اعمال‌شده و با استفاده از روش حذف سیستماتیک، از بین شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در مجموع تعداد ۱۳۰ شرکت به‌عنوان نمونه انتخاب شده است.

فرضیه‌های پژوهش

- ۱- شفافیت شرکت بر بازده سهام تأثیر مثبت دارد.
- ۲- تنوع جنسیتی هیئت مدیره بر بازده سهام تأثیر مثبت دارد.
- ۳- تنوع جنسیتی هیئت مدیره رابطه بین شفافیت شرکت و بازده سهام را تعدیل می‌کند.

متغیرهای پژوهش

متغیر وابسته

متغیر وابسته پژوهش حاضر بازده سهام است.

به استناد پژوهش حراکه و همکاران (۲۰۲۳) بازده سهام به شرح رابطه (۱) محاسبه شده است.

رابطه (۱)

$$R = \frac{\text{تفاوت قیمت سهام در اول و آخر دوره} + \text{مزایای سهام جایزه} + \text{مزایای حق تقدم} + \text{سود نقدی}}{\text{اولین قیمت سهام در ابتدای سال مالی}}$$

که در آن، R برابر بازده واقعی سهام است.

متغیر مستقل

متغیر مستقل پژوهش حاضر شفافیت شرکت است. به استناد پژوهش حراکه و همکاران (۲۰۲۳) از دو معیار اقلام تعهدی و عدم تقارن اطلاعاتی برای محاسبه شفافیت شرکت استفاده شده است.

اقلام تعهدی:

به استناد پژوهش حراکه و همکاران (Harakeh et al., 2023) و نیکبخت و همکاران (Nikbakht et al., 2020) برای اندازه‌گیری شفافیت شرکت از قدرمطلق اقلام تعهدی اختیاری با استفاده از مدل تعدیل‌شده جونز (Jones, 1991) به شرح رابطه‌های (۲) و (۳) استفاده شده است.

رابطه (۲)

$$TAC_{it} = OE_{it} - CFO_{it}$$

TAC_{it} : جمع کل اقلام تعهدی شرکت i در سال t که برابر با سود خالص عملیاتی منهای جریان نقد حاصل از فعالیت‌های عملیاتی است؛ OE_{it} : سود عملیاتی شرکت i در سال t ؛ CFO_{it} : جریان‌های نقدی عملیاتی شرکت i در سال t .

برای به دست آوردن اقلام تعهدی غیراختیاری از رابطه شماره (۳) استفاده شده است.

رابطه (۳)

$$\frac{TAC_{it}}{Assets_{it}} = \alpha_0 \left[\frac{1}{Assets_{it-1}} \right] + \alpha_1 \left[\frac{\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}}{Assets_{it-1}} \right] + \alpha_2 \left[\frac{PPE_{it}}{Assets_{it-1}} \right] + \varepsilon_{it}$$

TAC_{it} : جمع کل اقلام تعهدی شرکت i در سال t ؛ $Assets_{it-1}$: ارزش دفتری جمع کل دارایی‌های شرکت i در سال $t-1$ ؛ ΔREV_{it} : تغییر در درآمد شرکت i در سال t ؛ ΔREC_{it} : تغییر در خالص حساب‌های دریافتی شرکت i در سال t ؛ PPE_{it} : اموال،

ماشین‌آلات و تجهیزات شرکت i در سال t ؛ ROA_{it-1} : بازده دارایی شرکت i در سال 1 $t-$ که برابر است با سود خالص تقسیم بر جمع دارایی‌های سال گذشته؛ ε_{it} : باقی‌مانده رگرسیون. قدرمطلق باقیمانده رابطه شماره (۳)، اقلام تعهدی اختیاری را نشان می‌دهد.

عدم تقارن اطلاعاتی

به استناد پژوهش حراکه و همکاران (۲۰۲۳) و جبارزاده کلگرلوئی و رادی (Jabbarzadeh Kangarluie & Radi, 2019)، برای محاسبه شفافیت شرکتی از اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش (عدم تقارن اطلاعاتی)، به شرح رابطه (۴) استفاده می‌شود.

رابطه (۴)

$$SPREAD = \frac{(AP-BP)}{\frac{(AP+BP)}{2}}$$

SPREAD: اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش نسبی روزانه سهام؛ **AP**: قیمت پیشنهادی فروش سهام شرکت i در هر روز؛ **BP**: قیمت پیشنهادی خرید سهام شرکت i در هر روز.

متغیر تعدیل‌کننده

متغیر تعدیل‌کننده پژوهش حاضر تنوع جنسیتی هیئت مدیره است. به استناد پژوهش حراکه و همکاران (Harakeh et al., 2023) و عبدی و همکاران (Abdi et al., 2019)، تنوع جنسیتی هیئت مدیره، یک متغیر مجازی است، به طوری که اگر حداقل یک مدیر زن در هیئت مدیره حضور داشته باشد برابر است با یک و در غیر این صورت صفر.

متغیرهای کنترلی

ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام (**BVE**): نسبت ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به کل دارایی‌ها

وجه نقد (**CASH**): نسبت وجه نقد به کل دارایی‌ها

اهرم مالی (**LEV**): مجموع بدهی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت تقسیم بر کل دارایی‌ها

جریان نقد عملیاتی (**OCF**): نسبت جریان نقد عملیاتی به کل دارایی‌ها

بازده دارایی (ROA): سود خالص شرکت تقسیم بر کل دارایی‌ها
 انحراف معیار بازده سهام (VOLAT): انحراف معیار ۵ ساله بازده سهام
 رشد قیمت سهام (VOLAT): رشد قیمت سهام نسبت به سال گذشته
 اندازه هیئت‌مدیره (BODSIZE): تعداد اعضای هیئت‌مدیره
 عضویت هم‌زمان مدیر عامل در هیئت‌مدیره (DUALITY): متغیر مجازی است.
 به طوری که عضویت هم‌زمان مدیرعامل در هیئت‌مدیره برابر است با عدد ۱ و در غیر
 این صورت برابر است با صفر.
 مدیران مستقل هیئت‌مدیره (INDEP): نسبت مدیران مستقل هیئت‌مدیره به کل
 اعضای هیئت‌مدیره

مدل پژوهش

به استناد پژوهش حراکه و همکاران (Harakeh et al., 2023) برای آزمون فرضیه-
 های پژوهش، از رگرسیون چندمتغیره مبتنی بر داده‌های ترکیبی به شرح رابطه‌های (۵)،
 (۶) و (۷) استفاده شده است.

فرضیه اول:

رابطه (۵)

$$RET_{it} = \beta_0 + \beta_1 OPAC_{it} + \beta_2 BVE_{it} + \beta_3 CASH_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 OCF_{it} \\ + \beta_6 ROA_{it} + \beta_7 VOLAT_{it} + \beta_8 MOMENT_{it} + \beta_9 BSIZE_{it} \\ + \beta_{10} DUALITY_{it} + \beta_{11} INDEP_{it} + \varepsilon_{it}$$

RET_{it} : بازده سهام شرکت i در سال t ; $OPAC_{it}$: شفافیت شرکت i در سال t ;

BVE_{it} : ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت i در سال t ; $CASH_{it}$: وجه نقد

شرکت i در سال t ; LEV_{it} : اهرم مالی شرکت i در سال t ; OCF_{it} : جریان نقد عملیاتی

شرکت i در سال t ; ROA_{it} : بازده دارایی شرکت i در سال t ; $VOLAT_{it}$: انحراف

معیار بازده سهام شرکت i در سال t ; $MOMENT_{it}$: رشد قیمت سهام شرکت i در

سال t ; $BODSIZE_{it}$: اندازه هیئت‌مدیره شرکت i در سال t ; $DUALITY_{it}$:

عضویت هم‌زمان مدیرعامل در هیئت‌مدیره شرکت i در سال t ; $INDEP_{it}$: استقلال

هیئت‌مدیره شرکت i در سال t .

چنانچه ضریب β_1 در سطح اطمینان مورد نظر (۹۵ درصد) مثبت و معنادار باشد، فرضیه اول پژوهش تأیید می‌شود.

فرضیه دوم

رابطه (۶)

$$RET_{it} = \beta_0 + \beta_1 BGD_{it} + \beta_2 BVE_{it} + \beta_3 CASH_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 OCF_{it} + \beta_6 ROA_{it} + \beta_7 VOLAT_{it} + \beta_8 MOMENT_{it} + \beta_9 BSIZE_{it} + \beta_{10} DUALITY_{it} + \beta_{11} INDEP_{it} + \varepsilon_{it}$$

BGD_{it} : تنوع جنسیتی شرکت i در سال t

چنانچه ضریب β_1 در سطح اطمینان مورد نظر (۹۵ درصد) مثبت و معنادار باشد، فرضیه دوم پژوهش تأیید می‌شود.

فرضیه سوم

رابطه (۷)

$$RET_{it} = \beta_0 + \beta_1 OPAC_{it} + \beta_2 BGD_{it} + \beta_3 OPAC_{it} * BGD_{it} + \beta_4 BVE_{it} + \beta_5 CASH_{it} + \beta_6 LEV_{it} + \beta_7 OCF_{it} + \beta_8 ROA_{it} + \beta_9 VOLAT_{it} + \beta_{10} MOMENT_{it} + \beta_{11} BSIZE_{it} + \beta_{12} DUALITY_{it} + \beta_{13} INDEP_{it} + \varepsilon_{it}$$

چنانچه ضریب β_3 در سطح اطمینان مورد نظر (۹۵ درصد) مثبت و معنادار باشد، فرضیه سوم پژوهش تأیید می‌شود.

یافته‌ها

۸-۱. آمار توصیفی

همان‌طور که در جدول (۲) مشاهده می‌شود میانگین متغیر بازده سهام برابر با ۱/۸۴۴ است که نشان می‌دهد بیشتر داده‌های مربوط به این متغیر در حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. میانه این متغیر برابر با ۰/۷۹۳ است که نشان می‌دهد نیمی از شرکت‌های مورد بررسی بازده سهام بالاتر از ۷۹ درصد دارند و نیمی دیگر پایین‌تر از ۷۹ درصد است. انحراف معیار بازده سهام ۳/۴۶۶ است که نشان می‌دهد به این میزان از میانگین پراکندگی دارد. میانگین متغیر شفافیت شرکت (اقدام تعهدی) برابر با ۰/۳۳۸ است که نشان می‌دهد بیشتر داده‌های مربوط به این متغیر در حول این نقطه تمرکز یافته‌اند به عبارتی متوسط شفافیت شرکت (اقدام تعهدی) ۳۳ درصد است. میانه این متغیر برابر با ۰/۲۶۱ است که

نشان می‌دهد نیمی از شرکت‌های مورد بررسی شفافیت شرکت (اقدام تعهدی) بالاتر از ۲۶ درصد دارند و نیمی دیگر پایین‌تر از ۲۶ درصد است. انحراف معیار شفافیت شرکت (اقدام تعهدی) ۰/۳۲۶ است که نشان می‌دهد به این میزان از میانگین پراکندگی دارد. میانگین متغیر شفافیت شرکت (عدم تقارن اطلاعاتی) برابر با ۰/۰۴۱ است که نشان می‌دهد بیشتر داده‌های مربوط به این متغیر در حول این نقطه تمرکز یافته‌اند به عبارتی متوسط شفافیت شرکت (عدم تقارن اطلاعاتی) ۴ درصد است. میانه این متغیر برابر با ۰/۰۴۲ است که نشان می‌دهد نیمی از شرکت‌های مورد بررسی شفافیت شرکت (عدم تقارن اطلاعاتی) بالاتر از ۴ درصد دارند و نیمی دیگر پایین‌تر از ۴ درصد است. انحراف معیار شفافیت شرکت (عدم تقارن اطلاعاتی) ۰/۰۰۸ است که نشان می‌دهد به این میزان از میانگین پراکندگی دارد.

جدول (۱) توصیف فراوانی و درصد فراوانی متغیرهای ساختگی

| نام متغیر | نماد متغیر | کل مشاهدات | حالت | فراوانی | درصد فراوانی |
|--------------------------------------|------------|------------|-------------------|---------|--------------|
| تنوع جنسیتی | BGD | ۷۸۰ | مشاهدات دارای یک | ۵۸ | ۰/۰۷ |
| | | ۷۸۰ | مشاهدات دارای صفر | ۷۲۲ | ۰/۹۳ |
| عضویت هم‌زمان مدیرعامل در هیئت‌مدیره | DUALITY | ۷۸۰ | مشاهدات دارای یک | ۵۳۸ | ۰/۶۸ |
| | | ۷۸۰ | مشاهدات دارای صفر | ۲۴۲ | ۰/۳۸ |

جدول (۲): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

| نام متغیر | نماد متغیر | میانگین | میانه | بیشینه | کمینه | انحراف معیار | چولگی |
|-----------------------------|------------|---------|-------|--------|--------|--------------|--------|
| بازده سهام | RET | ۱/۸۴۴ | ۰/۷۹۳ | ۲۶/۲۴۰ | -۰/۹۶۵ | ۳/۴۶۶ | ۳/۴۱۹ |
| شفافیت شرکت معیار (۱) | TAC | ۰/۳۳۸ | ۰/۲۶۱ | ۳/۵۴۵ | ۰/۰۰۱ | ۰/۳۲۶ | ۳/۶۵۱ |
| شفافیت شرکت معیار (۲) | SPREAD | ۰/۰۴۱ | ۰/۰۴۲ | ۰/۰۶۱ | ۰/۰۱۴ | ۰/۰۰۸ | -۱/۱۲۶ |
| تنوع جنسیتی | BGD | ۰/۰۷۴ | ۰ | ۱ | ۰ | ۰/۲۶۲ | ۳/۲۴۴ |
| ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام | BVE | ۰/۴۸۵ | ۰/۴۸۲ | ۰/۹۷۴ | ۰/۰۰۵ | ۰/۲۰۹ | ۰/۰۹۰ |

| | | | | | | | |
|--------|-------|--------|--------|-------|-------|-------------|--------------------------------------|
| ۳/۱۴۸ | ۰/۰۵۳ | ۰/۰۰۰۲ | ۰/۵۹۹ | ۰/۰۳۴ | ۰/۰۵۰ | CASH | وجه نقد |
| ۰/۱۳۴ | ۰/۲۲۰ | ۰/۰۲۵ | ۱/۱۷۳ | ۰/۵۱۹ | ۰/۵۱۹ | LEV | اهرم مالی |
| ۱/۹۸۸ | ۰/۱۶۴ | -۰/۳۷۲ | ۱/۵۲۱ | ۰/۰۹۵ | ۰/۱۲۵ | OCF | جریان نقد عملیاتی |
| ۰/۸۱۰ | ۰/۱۴۵ | ۰/۰۰۰۱ | ۰/۶۸۱ | ۰/۱۶۵ | ۰/۱۸۶ | ROA | بازده دارایی |
| ۳/۰۲۰ | ۳/۱۲۸ | ۰/۰۴۳ | ۱۸/۹۷۰ | ۱/۸۴۷ | ۲/۸۰۴ | VOLAT | انحراف معیار بازده سهام |
| ۲/۵۱۴ | ۲/۰۵۱ | -۰/۹۸۸ | ۱۱/۴۶۴ | ۰/۲۴۶ | ۰/۹۱۴ | MOMEN T | رشد قیمت سهام |
| ۹/۶۸۶ | ۰/۱۹۲ | ۴ | ۷ | ۵ | ۵/۰۱۶ | BODSIZ E | اندازه هیئت مدیره |
| ۰/۶۳۴ | ۰/۴۷۶ | ۰ | ۱ | ۰ | ۰/۳۴۸ | DUALIT Y | عضویت هم‌زمان مدیرعامل در هیئت مدیره |
| -۰/۲۳۲ | ۰/۱۸۲ | ۰ | ۱ | ۰/۶ | ۰/۶۵۲ | INDEP | استقلال هیئت مدیره |

۲-۸. تجزیه و تحلیل استنباطی داده‌ها

برای تجزیه و تحلیل داده‌های هر یک از مدل‌های بیان شده نیاز است قبل از پردازش آن‌ها و آزمون فرضیه‌ها، فروض کلاسیک مدل آزمون شود.

۱-۲-۸. تعیین نوع داده‌های ترکیبی (آزمون اف لیمر و آزمون هاسمن)

همان‌طور که در جدول (۳) مشاهده می‌شود سطح معناداری محاسبه شده برای مدل‌های پژوهش کمتر از سطح خطای ۵ درصد است، بنابراین از داده‌های تابلویی برای برآورد مدل استفاده شده است. همچنین سطح معناداری محاسبه شده برای آزمون هاسمن، برای همه مدل‌های پژوهش بیشتر از سطح خطای ۵ درصد است، بنابراین از داده‌های با اثرات تصادفی برای برآورد مدل استفاده شده است.

جدول (۳): نتایج آزمون اف لیمر و هاسمن

| تشخیص | هاسمن | | تشخیص | F لیمر | | مدل |
|-------|-------|--------------|-------|--------------|-------|-----------------|
| | آماره | سطح معناداری | | سطح معناداری | آماره | |
| | | | | ۰/۹۹۷۶ | ۰/۶۶۵ | اول (معیار اول) |

| | | | | |
|---|--------|--------|-------|-----------------|
| داده‌های تلفیقی نیاز به آزمون هاสมن ندارند | تلفیقی | ۰/۹۹۷۲ | ۰/۶۷۰ | اول (معیار دوم) |
| | | ۰/۹۹۸۲ | ۰/۶۵۵ | دوم |
| | | ۰/۹۹۷۳ | ۰/۶۶۹ | سوم (معیار اول) |
| | | ۰/۹۹۷۵ | ۰/۶۶۶ | سوم (معیار دوم) |

۲-۲-۸. آزمون ناهمسانی واریانس

در این پژوهش به منظور بررسی ناهمسانی واریانس از آزمون بروش پاگان گادفری استفاده شده است. نتایج مندرج در جدول (۴) نشان می‌دهد که سطح معناداری محاسبه شده برای مدل‌های پژوهش کمتر از ۵ درصد است، از این رو فرضیه صفر آزمون مبنی بر همسانی واریانس رد می‌شود. لذا می‌توان گفت ناهمسانی واریانس وجود دارد و برای رفع ناهمسانی واریانس از روش تخمین مدل به صورت رگرسیون حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) استفاده شده است.

جدول (۴): نتایج آزمون ناهمسانی واریانس

| نتیجه | آماره آزمون | سطح معناداری | نام آزمون | فرض کلاسیک | مدل |
|----------------------------|----------------|-----------------|-----------|---------------|-----------------|
| ناهمسانی واریانس GLS | ۷/۶۲۳ | ۰/۰۰۰۰ | بروش - | همسانی | اول (معیار اول) |
| | ۷/۵۸۷ | ۰/۰۰۰۰ | پاگان - | واریانس | اول (معیار دوم) |
| | ۷/۵۷۲ | ۰/۰۰۰۰ | گادفری | | دوم |
| | ۶/۴۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | | | سوم (معیار اول) |
| | ۶/۳۸۸ | ۰/۰۰۰۰ | | | سوم (معیار دوم) |

۳-۸. نتایج آزمون مدل‌های پژوهش

پس از انجام آزمون‌های آماری لازم، به منظور تعیین به‌کارگیری داده‌ها و اطمینان از صحت الگوی برازش شده، نتایج نهایی حاصل از تخمین مدل‌های پژوهش در ادامه ارائه می‌گردد.

۱-۳-۸. نتایج آزمون فرضیه اول (معیار اول) پژوهش

همان‌طور که در جدول (۵)، مشاهده می‌شود سطح معناداری آماره LR در مدل برابر با ۰/۰۰۰۰ است. چون این مقادیر کمتر از سطح خطای ۵ درصد است، بنابراین فرض

صفر در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد می‌شود، یعنی مدل معناداری وجود دارد؛ به عبارتی مدل مورد بررسی دارای اعتبار است.

جدول (۵): نتایج حاصل از آزمون مدل اول (معیار اول) پژوهش

| $RET_{it} = \beta_0 + \beta_1 OPAC_{it} + \beta_2 BVE_{it} + \beta_3 CASH_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 OCF_{it} + \beta_6 ROA_{it} + \beta_7 VOLAT_{it} + \beta_8 MOMENT_{it} + \beta_9 BSIZE_{it} + \beta_{10} DUALITY_{it} + \beta_{11} INDEP_{it} + \varepsilon_{it}$ | | | | | |
|---|---------|-----------------|----------------|---------|--------------|
| متغیرها | نماد | ضرایب | خطای استاندارد | آماره Z | سطح معناداری |
| شفافیت شرکت معیار (۱) | TAC | ۱/۶۸۹ | ۰/۷۵۶ | ۲/۲۳۳ | ۰/۰۲۵۵ |
| ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام | BVE | -۱۳/۲۴۲ | ۵/۶۵۱ | -۲/۳۴۳ | ۰/۰۱۹۱ |
| وجه نقد | CASH | ۱/۰۶۰ | ۴/۶۰۵ | ۰/۲۳۰ | ۰/۸۱۸۰ |
| اهرم مالی | LEV | -۱۳/۹۱۵ | ۵/۵۴۳ | -۲/۵۱۰ | ۰/۰۱۲۱ |
| جریان نقد عملیاتی | OCF | ۰/۰۴۵ | ۱/۶۹۴ | ۰/۰۲۶ | ۰/۹۷۸۸ |
| بازده دارایی | ROA | -۲/۹۲۷ | ۲/۱۱۰ | -۱/۳۸۷ | ۰/۱۶۵۳ |
| انحراف معیار بازده سهام | VOLAT | ۰/۹۵۹ | ۰/۰۷۹ | ۱۲/۰۵۵ | ۰/۰۰۰۰ |
| رشد قیمت سهام | MOMENT | ۱/۲۴۲ | ۰/۱۱۵ | ۱۰/۷۳۱ | ۰/۰۰۰۰ |
| اندازه هیئت مدیره | BODSIZE | ۰/۲۹۱ | ۱/۲۳۵ | ۰/۲۳۵ | ۰/۸۱۳۶ |
| حضور هم‌زمان مدیرعامل در هیئت مدیره | DUALITY | ۰/۱۲۸ | ۰/۵۲۱ | ۰/۲۴۵ | ۰/۸۰۵۹ |
| استقلال هیئت مدیره | INDEP | -۰/۲۰۱ | ۱/۴۰۸ | -۰/۲۰۱ | ۰/۸۸۶۱ |
| عرض از مبدأ | C | ۱۰/۶۶۸ | ۸/۳۳۳ | ۱/۲۸۰ | ۰/۲۰۰۵ |
| آماره LR | ۳۲۳/۵۴۲ | سطح معناداری LR | | | ۰/۰۰۰۰ |

فرضیه اول پژوهش بیان می‌دارد که شفافیت شرکت (معیار اول) بر بازده سهام تأثیر مثبت دارد.

همان‌طور که در جدول (۵) ملاحظه می‌شود، سطح معناداری محاسبه شده برای متغیر شفافیت شرکت (معیار اول) برابر با ۰/۰۲۵۵ است که نشان می‌دهد تأثیر این متغیر در سطح اطمینان ۹۵ درصد به صورت معنادار است. همچنین ضریب برآورد شده متغیر ذکر شده برابر با ۱/۶۸۹ است که نشان می‌دهد تأثیر مورد بررسی به صورت مثبت و مستقیم است؛ بنابراین با توجه به سطح معناداری و ضریب برآورد شده متغیر شفافیت شرکت

(معیار اول)، می‌توان گفت شفافیت شرکت (معیار اول) بر بازده سهام تأثیر مثبت دارد و بر اساس این نتایج، فرضیه اول پژوهش بر اساس معیار اول رد نمی‌گردد.

۲-۳-۸. نتایج آزمون فرضیه اول (معیار دوم) پژوهش

همان‌طور که در جدول (۶) مشاهده می‌شود؛ سطح معناداری آماره LR در مدل برابر با ۰/۰۰۰۰ است. چون این مقادیر کمتر از سطح خطای ۵ درصد است، بنابراین فرض صفر در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد می‌شود، یعنی مدل معناداری وجود دارد؛ به عبارتی مدل مورد بررسی دارای اعتبار است.

جدول (۶): نتایج حاصل از آزمون مدل اول (معیار دوم) پژوهش

| $RET_{it} = \beta_0 + \beta_1 OPAC_{it} + \beta_2 BVE_{it} + \beta_3 CASH_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 OCF_{it} + \beta_6 ROA_{it} + \beta_7 VOLAT_{it} + \beta_8 MOMENT_{it} + \beta_9 BSIZE_{it} + \beta_{10} DUALITY_{it} + \beta_{11} INDEP_{it} + \varepsilon_{it}$ | | | | | |
|---|---------|---------|----------------|-----------------|--------------|
| متغیرها | نماد | ضرایب | خطای استاندارد | آماره Z | سطح معناداری |
| شفافیت شرکت معیار (۲) | SPREAD | -۶۳/۸۵۹ | ۲۷/۴۲۳ | -۲/۳۲۸ | ۰/۰۱۹۹ |
| ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام | BVE | -۱۳/۶۸۷ | ۵/۶۵۴ | -۲/۴۲۰ | ۰/۰۱۵۵ |
| وجه نقد | CASH | ۱/۰۴۲ | ۴/۶۰۲ | ۰/۲۲۶ | ۰/۸۲۰۸ |
| اهرم مالی | LEV | -۱۵/۱۱۸ | ۵/۵۳۸ | -۲/۷۲۹ | ۰/۰۰۶۳ |
| جریان نقد عملیاتی | OCF | ۰/۰۹۸ | ۱/۶۹۱ | ۰/۰۵۸ | ۰/۹۵۳۳ |
| بازده دارایی | ROA | -۳/۸۰۴ | ۲/۰۶۴ | -۱/۸۴۳ | ۰/۰۶۵۳ |
| انحراف معیار بازده سهام | VOLAT | ۰/۹۹۵ | ۰/۰۷۸ | ۱۲/۶۴۶ | ۰/۰۰۰۰ |
| رشد قیمت سهام | MOMENT | ۱/۳۰۱ | ۰/۱۱۸ | ۱۰/۹۴۵ | ۰/۰۰۰۰ |
| اندازه هیئت مدیره | BODSIZE | ۰/۴۰۹ | ۱/۲۳۵ | ۰/۳۳۱ | ۰/۷۴۰۳ |
| حضور هم‌زمان مدیرعامل در هیئت مدیره | DUALITY | ۰/۲۰۶ | ۰/۵۲۲ | ۰/۳۹۵ | ۰/۶۹۲۲ |
| استقلال هیئت مدیره | INDEP | -۰/۲۹۶ | ۱/۴۰۹ | -۰/۲۱۰ | ۰/۸۳۳۳ |
| عرض از مبدأ | C | ۱۴/۱۲۳ | ۸/۴۰۷ | ۱/۶۷۹ | ۰/۰۹۳۰ |
| آماره LR | | ۳۲۴/۱۵۸ | | سطح معناداری LR | ۰/۰۰۰۰ |

فرضیه اول پژوهش بیان می‌دارد که شفافیت شرکت (معیار دوم) بر بازده سهام تأثیر

منفی دارد.

همان‌طور که در جدول (۶) ملاحظه می‌شود، سطح معناداری محاسبه شده برای متغیر شفافیت شرکت (معیار دوم) برابر با ۰/۰۱۹۹ است که نشان می‌دهد تأثیر این متغیر در سطح اطمینان ۹۵ درصد به‌صورت معنادار است. همچنین ضریب برآورد شده متغیر ذکر شده برابر با ۶۳/۸۵۹- است که نشان می‌دهد تأثیر مورد بررسی به‌صورت منفی و مستقیم است؛ بنابراین با توجه به سطح معناداری و ضریب برآورد شده متغیر شفافیت شرکت (معیار دوم)، می‌توان گفت شفافیت شرکت (معیار دوم) بر بازده سهام تأثیر منفی دارد و بر اساس این نتایج، فرضیه اول پژوهش بر اساس معیار دوم رد نمی‌گردد.

۸-۳-۳- نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش

همان‌طور که در جدول (۷) مشاهده می‌شود سطح معناداری آماره LR در مدل برابر با ۰/۰۰۰۰ است. چون این مقادیر کمتر از سطح خطای ۵ درصد است، بنابراین فرض صفر در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد می‌شود، یعنی مدل معناداری وجود دارد؛ به عبارتی مدل مورد بررسی دارای اعتبار است.

جدول (۷): نتایج حاصل از آزمون مدل دوم پژوهش

| $RET_{it} = \beta_0 + \beta_1 BGD_{it} + \beta_2 BVE_{it} + \beta_3 CASH_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 OCF_{it} + \beta_6 ROA_{it} + \beta_7 VOLAT_{it} + \beta_8 MOMENT_{it} + \beta_9 BSIZE_{it} + \beta_{10} DUALITY_{it} + \beta_{11} INDEP_{it} + \varepsilon_{it}$ | | | | | |
|--|---------|---------|----------------|---------|--------------|
| متغیرها | نماد | ضرایب | خطای استاندارد | آماره Z | سطح معناداری |
| تنوع جنسیتی هیئت مدیره | BGD | -۰/۷۰۲ | ۰/۹۴۴ | -۰/۷۴۴ | ۰/۴۵۶۸ |
| ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام | BVE | -۱۳/۱۲۲ | ۵/۶۶۸ | -۲/۳۱۵ | ۰/۰۲۰۶ |
| وجه نقد | CASH | ۰/۰۷۶ | ۴/۶۰۳ | ۰/۰۱۶۵ | ۰/۹۸۶۸ |
| اهرم مالی | LEV | -۱۴/۵۶۴ | ۵/۵۵۱ | -۲/۶۲۳ | ۰/۰۰۸۷ |
| جریان نقد عملیاتی | OCF | ۰/۵۰۵ | ۱/۶۹۲ | ۰/۲۹۸ | ۰/۷۶۵۱ |
| بازده دارایی | ROA | -۳/۷۸۹ | ۲/۰۷۶ | -۱/۸۲۵ | ۰/۰۶۷۹ |
| انحراف معیار بازده سهام | VOLAT | ۰/۹۸۶ | ۰/۰۷۸ | ۱۲/۵۰۳ | ۰/۰۰۰۰ |
| رشد قیمت سهام | MOMENT | ۱/۲۳۷ | ۰/۱۱۶ | ۱۰/۶۵۸ | ۰/۰۰۰۰ |
| اندازه هیئت مدیره | BODSIZE | ۰/۵۹۳ | ۱/۲۸۹ | ۰/۴۶۰ | ۰/۶۴۵۳ |
| حضور هم‌زمان مدیرعامل در هیئت مدیره | DUALITY | ۰/۱۶۸ | ۰/۵۲۳ | ۰/۳۲۲ | ۰/۷۴۶۹ |

| | | | | | |
|--------|-----------------|-------|--------|---------|--------------------|
| ۰/۹۲۹۳ | ۰۰/۰۸۸ | ۱/۴۱۲ | -۰/۱۲۵ | INDEP | استقلال هیئت مدیره |
| ۰/۲۳۸۶ | ۱/۱۷۸ | ۸/۵۳۶ | ۱۰/۰۶۱ | C | عرض از مبدأ |
| ۰/۰۰۰۰ | سطح معناداری LR | | | ۳۱۷/۲۸۲ | آماره LR |

فرضیه دوم پژوهش بیان می‌دارد که تنوع جنسیتی هیئت مدیره بر بازده سهام تأثیر مثبت دارد.

همان‌طور که در جدول (۷) ملاحظه می‌شود، سطح معناداری محاسبه شده برای متغیر تنوع جنسیتی هیئت مدیره برابر با ۰/۴۵۶۷ است که نشان می‌دهد تأثیر این متغیر در سطح اطمینان ۹۵ درصد به صورت معنادار نیست. همچنین ضریب برآورد شده متغیر ذکر شده برابر با ۰/۷۰۲- است که نشان می‌دهد تأثیر مورد بررسی به صورت منفی و معکوس است؛ اما با توجه به سطح معناداری و ضریب برآورد شده متغیر تنوع جنسیتی هیئت مدیره، نمی‌توان گفت تنوع جنسیتی هیئت مدیره بر بازده سهام تأثیر مثبت دارد و بر اساس این نتایج، فرضیه دوم پژوهش رد می‌گردد.

۸-۳-۴- نتایج آزمون فرضیه سوم (معیار اول) پژوهش

همان‌طور که در جدول (۸) مشاهده می‌شود سطح معناداری آماره LR در مدل برابر با ۰/۰۰۰۰ است. چون این مقادیر کمتر از سطح خطای ۵ درصد است، بنابراین فرض صفر در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد می‌شود، یعنی مدل معناداری وجود دارد؛ به عبارتی مدل مورد بررسی دارای اعتبار است.

جدول (۸): نتایج حاصل از آزمون مدل سوم (معیار اول) پژوهش

| $RET_{it} = \beta_0 + \beta_1 TAC_{it} + \beta_2 BGD_{it} + \beta_3 TAC_{it} * BGD_{it} + \beta_4 BVE_{it} + \beta_5 CASH_{it} + \beta_6 LEV_{it} + \beta_7 OCF_{it} + \beta_8 ROA_{it} + \beta_9 VOLAT_{it} + \beta_{10} MOMENT_{it} + \beta_{11} BSIZE_{it} + \beta_{12} DUALITY_{it} + \beta_{13} INDEP_{it} + \varepsilon_{it}$ | | | | | |
|---|---------|---------|----------------|---------|--------------|
| متغیرها | نماد | ضرایب | خطای استاندارد | آماره Z | سطح معناداری |
| شفافیت شرکت معیار (۱) | TAC | ۱/۸۱۳ | ۰/۷۷۰ | ۲/۳۵۴ | ۰/۰۱۸۵ |
| تنوع جنسیتی هیئت مدیره | BGD | ۰/۳۴۳ | ۱/۵۲۵ | ۰/۲۲۵ | ۰/۸۲۱۷ |
| اثر تعاملی شفافیت شرکت معیار (۱) و تنوع جنسیتی هیئت مدیره | TAC*BGD | -۳/۱۰۲ | ۳/۵۵۰ | -۰/۸۳۷ | ۰/۳۸۲۲ |
| ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام | BVE | -۱۳/۲۴۲ | ۵/۶۵۴ | -۲/۳۴۱ | ۰/۰۱۹۲ |

| | | | | | |
|--------|-----------------|-------|---------|---------|-------------------------------------|
| ۰/۸۲۴۸ | ۰/۲۲۱ | ۴/۶۱۰ | ۱/۰۲۰ | CASH | وجه نقد |
| ۰/۰۱۱۶ | -۲/۵۲۴ | ۵/۵۴۶ | -۱۴/۰۰۰ | LEV | اهرم مالی |
| ۰/۹۳۴۲ | ۰/۰۸۲ | ۱/۶۹۸ | ۰/۱۴۰ | OCF | جریان نقد عملیاتی |
| ۰/۱۶۱۵ | -۱/۴۰۰ | ۲/۱۲۵ | -۲/۹۷۶ | ROA | بازده دارایی |
| ۰/۰۰۰۰ | ۱۲/۰۳۵ | ۰/۰۷۹ | ۰/۹۵۸ | VOLAT | انحراف معیار بازده سهام |
| ۰/۰۰۰ | ۱۰/۷۳۷ | ۰/۱۱۵ | ۱/۲۴۳ | MOMENT | رشد قیمت سهام |
| ۰/۵۷۷۵ | ۰/۵۵۷ | ۱/۳۰۰ | ۰/۷۲۴ | BODSIZE | اندازه هیئت مدیره |
| ۰/۷۸۹۶ | ۰/۲۶۶ | ۰/۵۲۲ | ۰/۱۳۹ | DUALITY | حضور هم‌زمان مدیرعامل در هیئت مدیره |
| ۰/۹۱۴۴ | -۰/۱۰۷ | ۱/۴۱۱ | -۰/۱۵۱ | INDEP | استقلال هیئت مدیره |
| ۰/۳۲۰۷ | ۰/۹۹۳ | ۸/۵۷۵ | ۸/۵۱۵ | C | عرض از مبدأ |
| ۰/۰۰۰۰ | سطح معناداری LR | | | ۳۲۴/۵۶۷ | آماره LR |

فرضیه سوم پژوهش بیان می‌دارد که تنوع جنسیتی هیئت مدیره رابطه بین شفافیت شرکت و بازده سهام را تعدیل می‌کند.

همان‌طور که در جدول (۸) ملاحظه می‌شود، سطح معناداری محاسبه شده برای متغیر اثر تعاملی شفافیت شرکت معیار (۱) و تنوع جنسیتی هیئت مدیره برابر با ۰/۳۸۲۲ است که نشان می‌دهد تأثیر این متغیر در سطح اطمینان ۹۵ درصد به صورت معنادار نیست. همچنین ضریب برآورد شده متغیر ذکر شده برابر با ۰/۱۰۲- است که نشان می‌دهد تأثیر مورد بررسی به صورت منفی و معکوس است؛ اما با توجه به سطح معناداری و ضریب برآورد شده متغیر اثر تعاملی شفافیت شرکت معیار (۱) و تنوع جنسیتی هیئت مدیره، نمی‌توان گفت تنوع جنسیتی هیئت مدیره رابطه بین شفافیت شرکت و بازده سهام را تعدیل می‌کند و بر اساس این نتایج، فرضیه سوم پژوهش بر اساس معیار اول رد می‌گردد.

۸-۳-۵- نتایج آزمون فرضیه سوم (معیار دوم) پژوهش

همان‌طور که در جدول (۹) مشاهده می‌شود سطح معناداری آماره LR در مدل برابر با ۰/۰۰۰۰ است. چون این مقادیر کمتر از سطح خطای ۵ درصد است، بنابراین فرض صفر

در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد می‌شود، یعنی مدل معناداری وجود دارد؛ به عبارتی مدل مورد بررسی دارای اعتبار است.

جدول (۹): نتایج حاصل از آزمون مدل سوم (معیار دوم) پژوهش

| $RET_{it} = \beta_0 + \beta_1 SPREAD_{it} + \beta_2 BGD_{it} + \beta_3 SPREAD_{it} * BGD_{it} + \beta_4 BVE_{it} + \beta_5 CASH_{it} + \beta_6 LEV_{it} + \beta_7 OCF_{it} + \beta_8 ROA_{it} + \beta_9 VOLAT_{it} + \beta_{10} MOMENT_{it} + \beta_{11} BSIZE_{it} + \beta_{12} DUALITY_{it} + \beta_{13} INDEP_{it} + \varepsilon_{it}$ | | | | | |
|---|--------------|---------|-----------------|---------|--------------|
| متغیرها | نماد | ضرایب | خطای استاندارد | آماره Z | سطح معناداری |
| شفافیت شرکت معیار (۲) | SPREAD | -۶۶/۰۱۰ | ۲۸/۵۱۰ | -۲/۳۱۵ | ۰/۰۲۰۶ |
| تنوع جنسیتی هیئت مدیره | BGD | -۱/۶۲۹ | ۴/۰۱۸ | -۰/۴۰۵ | ۰/۶۸۵۱ |
| اثر تعاملی شفافیت شرکت معیار (۲) و تنوع جنسیتی هیئت مدیره | SPREAD * BGD | ۲۲/۰۲۵ | ۹۷/۲۱۶ | ۰/۲۲۶ | ۰/۸۲۰۸ |
| ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام | BVE | -۱۳/۶۶۹ | ۵/۶۶۰ | -۲/۴۱۵ | ۰/۰۱۵۷ |
| وجه نقد | CASH | ۰/۹۷۵ | ۴/۶۰۹ | ۰/۲۱۱ | ۰/۸۳۲۴ |
| اهرم مالی | LEV | -۱۵/۱۴۰ | ۵/۵۴۴ | -۲/۷۳۰ | ۰/۰۰۶۳ |
| جریان نقد عملیاتی | OCF | ۰/۱۵۸ | ۱/۶۹۵ | ۰/۰۹۳ | ۰/۹۲۵۷ |
| بازده دارایی | ROA | -۳/۶۹۵ | ۲/۰۷۳ | -۱/۷۸۲ | ۰/۰۷۴۷ |
| انحراف معیار بازده سهام | VOLAT | ۰/۹۹۶ | ۰/۰۷۸ | ۱۲/۶۳۹ | ۰/۰۰۰۰ |
| رشد قیمت سهام | MOMENT | ۱/۳۰۱ | ۰/۱۱۹ | ۱۰/۹۲۶ | ۰/۰۰۰۰ |
| اندازه هیئت مدیره | BODSIZE | ۰/۶۶۷ | ۱/۲۹۲ | ۰/۵۱۶ | ۰/۶۰۵۵ |
| حضور هم‌زمان مدیرعامل در هیئت مدیره | DUALITY | ۰/۲۱۷ | ۰/۵۲۲ | ۰/۴۱۶ | ۰/۶۷۶۸ |
| استقلال هیئت مدیره | INDEP | -۰/۳۱۷ | ۱/۴۱۱ | -۰/۲۲۵ | ۰/۸۲۱۸ |
| عرض از مبدأ | C | ۱۲/۹۶۲ | ۸/۶۴۵ | ۱/۴۹۹ | ۰/۱۳۳۸ |
| آماره LR | | ۳۲۴/۲۶۵ | سطح معناداری LR | | ۰/۰۰۰۰ |

فرضیه سوم پژوهش بیان می‌دارد که تنوع جنسیتی هیئت مدیره رابطه بین شفافیت شرکت و بازده سهام را تعدیل می‌کند.

همان‌طور که در جدول (۹) ملاحظه می‌شود، سطح معناداری محاسبه شده برای متغیر اثر تعاملی شفافیت شرکت معیار (۲) و تنوع جنسیتی هیئت مدیره برابر با ۰/۸۲۰۸ است

که نشان می‌دهد تأثیر این متغیر در سطح اطمینان ۹۵ درصد به صورت معنادار نیست. همچنین ضریب برآورد شده متغیر ذکر شده برابر با ۰۲۵/۰۲۲ است که نشان می‌دهد تأثیر مورد بررسی به صورت مثبت و مستقیم است؛ اما با توجه به سطح معناداری و ضریب برآورد شده متغیر اثر تعاملی شفافیت شرکت معیار (۲) و تنوع جنسیتی هیئت مدیره، نمی‌توان گفت تنوع جنسیتی هیئت مدیره رابطه بین شفافیت شرکت و بازده سهام را تعدیل می‌کند و بر اساس این نتایج، فرضیه سوم پژوهش بر اساس معیار دوم رد می‌گردد.

بحث و نتیجه‌گیری

این پژوهش با هدف بررسی نقش تعدیل‌کننده تنوع جنسیتی هیئت‌مدیره بر رابطه بین شفافیت شرکت و بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام شده است. نتایج به دست آمده حاصل از آزمون مدل‌های پژوهش نشان داد که فرضیه اول برای هر دو معیار در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد نگردیدند، اما فرضیه دوم و فرضیه سوم برای هر دو معیار رد گردیدند.

فرضیه اول پژوهش به دنبال تعیین تأثیر شفافیت شرکت بر بازده سهام است. بر مبنای نتایج به دست آمده، فرضیه اول پژوهش رد نشده و می‌توان گفت شفافیت شرکت بر بازده سهام تأثیر مثبت دارد. شفافیت، هسته مرکزی گزارشگری مالی مدرن است. با ارتقای کیفیت شفافیت و افشای اطلاعات، اطلاعات بهتری در خصوص نحوه اداره شرکت در اختیار ذینفعان قرار می‌گیرد. از مهم‌ترین عواملی که موجب جذابیت شرکت از دیدگاه سرمایه‌گذاران می‌شود؛ شفافیت است. بر مبنای تحقیقات، شفافیت در گزارشگری مالی می‌تواند اعتماد جامعه سرمایه‌گذاران را افزایش دهد. شرکت‌هایی که سیاست افشای بالاتری دارند، اطلاعات شفاف‌تر و با واقعیت فاصله کمتری دارد و سرمایه‌گذاران تمایل بیشتری به خرید سهم آن شرکت پیدا خواهند کرد، در نتیجه بازده سهام افزایش خواهد یافت. نتایج این فرضیه از پژوهش حاضر، مطابق با پژوهش‌های حراکه و همکاران (Harakeh et al., 2023)، و عبدالله‌پور و همکاران (Abdellahpour et al., 2021)،

است.

فرضیه دوم پژوهش به دنبال تعیین تأثیر تنوع جنسیتی هیئت‌مدیره بر بازده سهام است. بر مبنای نتایج به‌دست‌آمده، فرضیه دوم پژوهش رد شده و نمی‌توان گفت تنوع جنسیتی هیئت‌مدیره بر بازده سهام تأثیر مثبت دارد. بر اساس نظریه توده انتقادی، (به مفهوم عملی که فقط توسط چند نفر از گروه‌های کم‌نماینده به کار گرفته می‌شوند) و پیامدهای مرتبط با نشان بودن (اقلیت عددی)، زمانی که تعداد کمی از زنان در هیئت‌مدیره شرکت‌ها خدمت می‌کنند، مدیران مرد گروه غالبی هستند که دستور کار و اقدامات گروه را کنترل می‌کنند، درحالی‌که مدیران زن به‌عنوان نشانه‌هایی در نظر گرفته می‌شوند که تمایل دارند نماینده گروه خود باشند، نه افراد غالب و تأثیرگذار بر گروه. آمار مربوط به گذشته، رشد حضور بیشتر زنان در هیئت‌مدیره را نشان می‌دهد، اما علی‌رغم این افزایش چشمگیر در دهه‌های گذشته، به‌طور متوسط زنان هنوز از نظر عددی در یک سازمان کمتر حضور دارند و ادبیات قبلی همچنان تمایل دارد که کارگردان‌های زن را به‌عنوان نشانه‌ها در نظر بگیرد که حاکی از آن است که معدود کارگردانان زن نسبت به هم‌تایان مرد خود ممکن است موجب تأثیر بر مدیران و شفافیت شرکت و در پی آن افزایش بازده سهام گردند. به دلیل موانع درک شده برای اعمال نفوذ بر تصمیمات هیئت‌مدیره، می‌توان نتیجه گرفت که در ایران زن‌ها نقش چشمگیری بر شفافیت و بازده سهام ندارند. نتایج این فرضیه از پژوهش حاضر، مغایر با پژوهش چراکه و همکاران (Harakeh et al., 2023)، نادینه و نائومی (Lybaert & Creemers, 2019)، و محمدی و یوسف‌وند (Mohammadi & Yousefvand, 2020) است.

فرضیه سوم پژوهش به دنبال تعیین تأثیر تنوع جنسیتی هیئت‌مدیره رابطه بین شفافیت شرکت و بازده سهام است. بر مبنای نتایج به‌دست‌آمده، فرضیه سوم پژوهش رد شده و نمی‌توان گفت تنوع جنسیتی هیئت‌مدیره رابطه بین شفافیت شرکت و بازده سهام را تعدیل می‌کند. شرکت‌هایی با درصد پایینی از زنان در هیئت‌مدیره شاهد کاهش بیشتری در بازده سهام هستند، زیرا چنین شرکت‌هایی پتانسیل افزایش عدم تقارن اطلاعاتی را دارند. سوگیری‌های جنسیتی در شرایطی که شرکت‌ها هیچ مدیر زنی در هیئت‌مدیره ندارند، یا مواردی که شرکت‌ها تنها یک زن در هیئت‌مدیره دارند، بیشتر رخ می‌دهد. سابقه کم داشتن کارگردانان زن نیز احتمالاً منجر به نظارت غیربهبینه می‌شود. از دلایل رد این فرضیه نیز می‌توان به درصد پایین حضور زنان در شرکت‌های واقع در

بورس اوراق بهادار تهران اشاره کرد که درصد فراوانی حضور زنان در هیئت مدیره آمار توصیفی در فصل چهارم مبین این مطلب است. نتایج این فرضیه از پژوهش حاضر، مغایر با پژوهش حراکه و همکاران ([Harakeh et al., 2023](#))، و مهرانیان و دهکردی (Mehranian & dehkordi, 2023) است.

بر اساس نتایج به دست آمده از فرضیه اول پژوهش، به سهامداران توصیه می شود برای افزایش کیفیت افشا، جهت دسترسی سرمایه گذاران به اطلاعات خاص شرکت ها و کاهش و هم زمانی قیمت سهام، در انتخاب مدیران، فقط بر ویژگی های رفتاری و قابلیت های آنها توجه نکنند بلکه به افق دید مدیران نیز توجه ویژه داشته باشند.

فرضیه دوم و سوم پژوهش، نشان داد که تنوع جنسیتی هیئت مدیره بر بازده سهام تأثیر معناداری ندارد. همچنین تنوع جنسیتی هیئت مدیره، رابطه بین شفافیت اطلاعات و بازده سهام را تعدیل نمی کند. از این رو به سهامداران پیشنهاد می شود، با به کارگیری سازوکارهای نظارتی بهتر در خصوص نحوه ارائه اطلاعات مالی، مدیران را ترغیب به ارائه شفاف تر اطلاعات و افزایش بازده سهام کنند. همچنین به سرمایه گذاران پیشنهاد می شود با توجه به نقش کمرنگ زنان در هیئت مدیره، در شرکت هایی که مدیریت آنها زنان می باشند سرمایه گذاری با احتیاط انجام شود و همچنین با توجه به اینکه مدیریت زنان تأثیر مستقیم بر ابعاد مختلف افشا ندارد، به سیاست گذاران و تدوین کنندگان قوانین پیشنهاد می شود، با اجرای قوانین اجباری برای حضور پررنگ تر زنان در پست های مدیریتی، همواره بر توانایی آنان در امور مدیریتی توجه ویژه ای نمایند.

بر اساس نتایج پژوهش پیشنهادهای زیر برای پژوهش های آتی ارائه می گردد: بررسی تأثیر شفافیت اطلاعات مالی بر بازده غیرعادی سهام در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، بررسی تأثیر سایر ویژگی های هیئت مدیره (استقلال، تخصص) بر رابطه بین شفافیت اطلاعات و بازده سهام در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، بررسی تأثیر ویژگی های کمیته حسابرسی بر رابطه بین شفافیت اطلاعات و بازده سهام در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

تعارض منافع

هیچ گونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.

References

- Abdellahpour, F., Barshjan, S., & Daneshyar, F. (2021). Investigating the relationship between financial reporting quality and stock portfolio returns: growth or value? **Journal of Accounting and Management Vision**, 4(41), 87–105. https://www.jamv.ir/article_130920_en.html [In Persian].
- Abdi, M., Kazemiolum, M., Mohammadpoorzanjani, M., & Parvizi, A. (2019). Gender Diversity within Audit Committee, Board of Directors and Chief Financial Officer and Disclosure of Corporate Social Responsibility: An Altruism Theory Test. **Accounting and Auditing Review**, 26(4), 544–569. <https://doi.org/10.22059/acctgrev.2020.281539.1008178>[In Persian].
- Baig, A., Blau, B. M., & Griffith, T. G. (2021). Firm Opacity and the Clustering of Stock Prices: the Case of Financial Intermediaries. **Journal of Financial Services Research**, 60(2–3), 187–206. <https://doi.org/10.1007/s10693-020-00341-w>.
- Bashirimanesh, N., & Vagfi, S. H. (2021). The effect of women's presence on the board of directors on the quality characteristics of financial information of companies listed on the Tehran Stock Exchange. **Woman in Development & Politics**, 19(3), 477–500. <https://doi.org/10.22059/JWDP.2021.324558.1008021>[In Persian].
- Bushman, Robert M. and Smith, A. J. (2003). Transparency, Financial Accounting Information, and Corporate Governance. **Economic Policy Review**. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=795547.
- Espinosa, M., & Trombetta, M. (2007). Disclosure interactions and the cost of equity capital: Evidence from the Spanish continuous market. **Journal of Business Finance and Accounting**, 34(9–10), 1371–1392. <https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.2007.02064.x>.
- Feizabadi, F. (2022). The moderating role of women in the audit committee and effectiveness of expertise Committee Members to Earnings management. **Professional Auditing Research**, 2(7), 8–33. <https://doi.org/10.22034/JPAR.2022.548963.1076> [In Persian].
- Firth, M., Wang, K., & Wong, S. M. L. (2015). Corporate transparency and the impact of investor sentiment on stock prices. **Management Science**, 61(7), 1630–1647. <https://doi.org/10.1287/mnsc.2014.1911>.
- García Lara, J. M., Penalva, J., & Scapin, M. (2022). Financial reporting quality effects of imposing (gender) quotas on boards of directors. **Journal of Accounting and Public Policy**, 41(2), 106921. <https://doi.org/10.1016/j.jaccpubpol.2021.106921>.
- Gerami, A., Qamar, L., Jafari, N., & Eslami, S. (2022). Gender of

- board members, financing decisions and free cash flow. **Journal of Accounting and Management**, 5(67), 42–52. http://www.jamv.ir/&url=http://www.jamv.ir/article_158568.html?lang=en%0Ahttp://www.jamv.ir/article_158568_e328b702878843ea14ae00cfe5fc5b03.pdf [In Persian].
- Gul, F. A., Hutchinson, M., & Lai, K. M. Y. (2013). Gender-diverse boards and properties of analyst earnings forecasts. **Accounting Horizons**, 27(3), 511–538. <https://doi.org/10.2308/acch-50486>
- Harakeh, M., Leventis, S., El Masri, T., & Tsileponis, N. (2023). The moderating role of board gender diversity on the relationship between firm opacity and stock returns. **British Accounting Review**, 55(4), 101145. <https://doi.org/10.1016/j.bar.2022.101145>
- Hermalin, B. E., & Weisbach, M. S. (2012). Information disclosure and corporate governance. **Journal of Finance**, 67(1), 195–233. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2011.01710.x>.
- Jabbarzadeh Kangarluie, S., & Radi, Y. (2019). Investigating the Impact of Managerial Capacity on Corporate Transparency, Emphasizing the Moderation of Weaknesses in Internal Controls in Companies Acquired in Tehran Stock Exchange. **Financial Accounting Research**, 11(1), 55–80. <https://doi.org/10.22108/FAR.2019.110456.1248> [In Persian].
- Jones, J. J. (1991). Earnings Management During Import Relief Investigations. **Journal of Accounting Research**, 29(2), 193. <https://doi.org/10.2307/2491047>.
- Lang, M., & Lundholm, R. (1993). Cross-Sectional Determinants of Analyst Ratings of Corporate Disclosures. **Journal of Accounting Research**, 31(2), 246. <https://doi.org/10.2307/2491273>.
- Lin, H.-C., & Huang, J.-C. (2020). the Effect of Information Transparency on Stock Prices of Financial Institutions: Evidence From Taiwan. **IJOI The International Journal of Organizational Innovation**. <http://www.ijoi-online.org/>.
- Lybaert, N., & Creemers, N. (2019). Women on the Board of Directors: Linked to a More Transparent Policy? **International Conference on Gender Research**, 371–377, XIX. <https://www.proquest.com/conference-papers/proceedings/women-onboarddirectorslinkedmoretransparent/docview/2288610154/se2?accountid=15172%0Ahttp://wa4py6yj8t.search.serialssolutions.com/directLink?&atitle=Women+on+the+Board+of+Directors%3A+Linked+to.>
- Malkiel, B. G., & Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: a Review of Theory and Empirical Work. **The Journal of Finance**. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1970.tb00518.x>.

- Mehranian, M., & dehkordi, khodamorad. (2023). Examining the moderating role of gender diversity of the board of directors on the relationship between the lack of transparency of financial information and the stock returns of companies listed on the Tehran Stock Exchange. **The 6th International Conference on New Developments in Management, Economics and Accounting**. <https://civilica.com/doc/1861605/certificate/print/> [In Persian].
- Mohammadi, M., & Yousefvand, D. (2020). Investigating the Impact of Gender Diversity of the Board of Directors and the Audit Committee on Management Ability and Transparency in Companies Listed on the Tehran Stock Exchange. **Journal of New Research Approaches in Management and Accounting**, 5(16), 114–137. <https://majournal.ir/index.php/ma/article/view/660> [In Persian].
- Nikbakht, M. R., Weysihsar, S., & Fateri, A. (2020). Investigating the Relationship between CEO's Tenure and Lack of Transparency in Company Information. **Financial Management Strategy**, 8(1), 87–106. <https://doi.org/10.22051/JFM.2019.24567.1970> [In Persian].
- Peni, E., & Vähämaa, S. (2010). Female executives and earnings management. **Managerial Finance**, 36(7), 629–645. <https://doi.org/10.1108/03074351011050343>.
- Seddighi, R., Alifamian, M., & ... (2018). The Relationship between Information Asymmetry and Firm Value: The Role of Financial Leverage and Growth Opportunities. **Journal of Iranian Accounting**, 5(17), 81–96. <https://doi.org/10.22055/JIAR.2018.23741.1164> [In Persian].
- Srinidhi, B., Gul, F. A., & Tsui, J. (2011). Female directors and earnings quality. **Contemporary Accounting Research**, 28(5), 1610–1644. <https://doi.org/10.1111/j.1911-3846.2011.01071.x>.

COPYRIGHTS

© 2023 by the authors. Licensee Advances in Modern Management Engineering Journal. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0) (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).

