فصلنامه مطالعات مدیریت و حسابداری
دوره ۶، شماره ۳، پاییز ۱۳۹۹
صفحات ۱۰۰-۱۱۹
ISSN: 2476-5066
www.uctjournals.com

بررسی تأثیر نقش تعدیلگری مالکیت دولتی، کیفیت حسابرسی و عدم‌شفافیت شرکت بر رابطه بین سیاست متهورانه مالیاتی و همزمانی قیمت سهام

احسان کمالی دهکردی

کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد واحد شهر کرد، شهرکرد، ایران، ایمیل: Ehsan12kamal4@gmail.com

چکیده

هدف اصلی پژوهش حاضر شناسایی رابطه بین سیاست متهورانه مالیاتی و همزمانی قیمت سهام با نقش تعدیلگر مالکیت دولتی، کیفیت حسابرسی و عدم‌شفافیت در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. نمونه آماری این پژوهش شامل ۹۸ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است که در بازه زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۷ موردبررسی قرار گرفت. در این پژوهش، داده‌ها از نرم‌افزار ره‌آورد نوین ۳ استخراج و توسط نرم‌افزار اکسل تلخیص و طبقه‌بندی‌شده و پس از محاسبه متغیرها، درنهایت از طریق نرم‌افزار Eviews نسخه ۱۰ با استفاده از رگرسیون چندمتغیره به روش داده‌های ترکیبی فرضیه‌های پژوهش مورد آزمون قرار گرفت. یافته‌های پژوهش نشان داد که بین سیاست متهورانه مالیاتی و همزمانی قیمت سهام رابطه مثبت و معناداری در سطح اطمینان ۹۵ درصد وجود دارد. افزون بر این، سایر یافته‌های پژوهش حاکی از وجود اثر تعدیل‌کنندگی معنادار مالکیت دولتی، کیفیت حسابرسی و عدم‌شفافیت شرکت بر رابطه بین سیاست متهورانه مالیاتی و همزمانی قیمت سهام است. این پژوهش به سرمایه‌گذاران کمک می‌کند تا تصمیمات سرمایه‌گذاری بهتری از منظر مالیات داشته باشند.

واژه‌های کلیدی: سیاست متهورانه مالیاتی، همزمانی قیمت سهام، مالکیت دولتی، کیفیت حسابرسی، عدم‌شفافیت شرکت.

۱- مقدمه

اگر اطلاعات خاص شرکتی کمتر در مقایسه با اطلاعات صنعت یا اطلاعات کلان اقتصادی در بازار منتشر شود، قیمت‌ها بیشتر از اطلاعات صنعت یا اطلاعات کلان اقتصادی متأثر می‌شوند تا از اطلاعات خاص شرکت. از این رو، قیمت‌های اکثر سهام در واکنش به اطلاعات صنعت یا اطلاعات کلان هم‌جهت تغییر خواهند کرد که همزمانی قیمت سهام در بازار نامیده می‌شود (تالانه و سجادی، ۱۳۹۵: ۶۱-۶۰). همزمانی بازده سهام، یکی از ویژگی‌های مهم بازارهای مالی است، که با توسعه اقتصادی و ثبات بازار سرمایه رابطه نزدیک داشته و همچنین کاربردهایی در اندازه‌گیری آگاهی‌دهندگی قیمت، عدم تقارن اطلاعاتی، کیفیت سود، قیمت‌گذاری دارایی‌ها، پیش‌بینی ریزش قیمت سهام، نقدشوندگی سهام و ...دارد. از سوی دیگر، همزمانی قیمت سهام با حقوق حفاظت از دارایی و سرمایه‌گذار نیز رابطه نزدیک دارد. همچنین، همزمانی بازده می‌تواند به منظور اندازه‌گیری کارایی بازار استفاده شود، زیرا طبق مبانی نظری موجود بازارهای با همزمانی خیلی بالا، بازارهایی ناکارا هستند (جانستون[1]، ۲۰۰۹: ۵). به اعتقاد رول[2] (۱۹۸۸: ۵۴۱)، همزمانی قیمت سهام شرکت‌ها در بازار به مقدار اطلاعات منتشر شده درباره شرکت، اطلاعات صنعت و اطلاعات بازار بستگی دارد. هر چه اطلاعات کمتری درباره یک شرکت معین منتشر شود، تغییرهای قیمت آن سهم کمتر از اطلاعات خاص شرکت متأثر خواهد شد و بیشتر از اطلاعات عمومی بازار (اطلاعات صنعت و اطلاعات کلان اقتصادی) تأثیر خواهد پذیرفت و در این شرایط احتمال همزمانی تغییرهای قیمت این سهم و سهام شرکت‌های دیگر بیشتر خواهد شد.

از طرفی، مالیات یک مبحث راهبردی، زیربنایی و پویاست که نقش اساسی و محوری در تحقق برنامه‌های توسعه ملی هر کشوری مانند کشور ما ایفا می‌کند. امروزه مالیات جدای از نقش اصلی خود یعنی تأمین بخشی از هزینه‌ها، به‌عنوان یک اهرم تأثیرگذار در اجرای سیاست‌های انبساطی و انقباضی دولت در بودجه‌بندی بخش‌های مختلف کشور مورد توجه است. در کشورهای در حال توسعه، به‌طور معمول ۵۰ درصد و یا بیشتر از درآمد بالقوه مالیاتی، وصول نمی‌شود. در اقتصاد نوظهور ایران نیز، اجتناب مالیاتی می‌تواند یکی از بزرگترین مشکلاتی باشد که سیستم مالیاتی با آن مواجه است (خواجوی و کیامهر، ۱۳۹۵: ۸۰). سیاست‌های مالیات بر رفتار عاملان اقتصاد، بخصوص شرکت‌ها تأثیر دارند. تصمیمات مربوط به فعالیت‌های عملیاتی شرکت ممکن است در نتیجه تغییر قوانین و مقررات مالیات تأثیر گذارد. با این حال، از دیدگاه مالیات‌دهندگان، به ویژه شرکت‌ها، مالیات یک بار مسئولیتی هم برای شرکت و هم برای ذینفعان است. از آنجا که مردم نسبت به پرداخت مقدار زیادی از مالیات به مقامات مالیاتی تردید دارند، آن‌ها سیاست‌های مالیاتی را برای به حداقل رساندن، رفع و یا به تعویق انداختن بدهی مالیاتی به کار می‌گیرند (بحری ثالث و همکاران، ۱۳۹۳: ۵۴).

شرکت‌های با برنامه‌ریزی مالیاتی جسورانه، عدم‌شفافیت شرکتی نسبتاً بالایی دارند. همچنین، یک رابطه مثبت معنادار بین برنامه‌ریزی مالیاتی جسورانه و همزمانی قیمت سهام وجود دارد. به دلیل اینکه اطلاعات موجود در خصوص معاملات مالیاتی ریسکی تمایل به مخفی نگه داشتن حساب‌های مختلف اقلام تعهدی مالیاتی دارد، استراتژی‌های مالیاتی جسورانه موجب شفافیت کمتر صورت‌های مالی و در نتیجه افزایش عدم تقارن اطلاعات و کاهش محتوای اطلاعاتی قیمت سهام می‌شود. علاوه بر این، پیشرفت در قانون اجرای مالیات، وضعیت مالکیت و حسابرس‌های با کیفیت بالا، همگی تأثیرات نامطلوب استراتژی‌های مالیاتی جسورانه را محدود می‌کند (فنگ و همکاران[3]، ۲۰۱۹: ۲).

با توجه به مطالب بیان شده، به نظر می‌رسد همزمانی قیمت سهم به روند حرکت قیمت سهام در یک جهت و در یک دوره زمانی مشخص اشاره دارد و معیاری برای سنجش مقدار اطلاعات خاص منتشر شده درباره شرکت است که بعد از انتشار در قیمت سهم منعکس شده است. از این‌رو، ضرورت دارد عواملی که می‌توانند همزمانی قیمت سهم را تحت تأثیر قرار دهند، مورد بررسی قرار گیرد. بنابراین، این پژوهش، با هدف پاسخگویی به این سؤال اصلی انجام می‌شود که آیا بین سیاست متهورانه مالیاتی و همزمانی قیمت سهام رابطه معنادار وجود دارد؟ همچنین، در صورتی که رابطه معناداری بین متغیرهای ذکر شده

[1] Johnston
[2] Roll
[3] Feng et al.

مشاهده شود، جهت و شدت آن چگونه است؟ افزون بر آن، به دلیل اینکه بحث مالکیت دولتی، کیفیت حسابرسی و عدم‌شفافیت شرکت به‌عنوان شاخص‌های تأثیرگذار بر حاکمیت شرکتی از موضوعات مهم و اساسی پیش‌روی تمام شرکت‌ها می‌باشد، نقش تعدیلگری مالکیت دولتی، کیفیت حسابرسی و عدم‌شفافیت شرکت بر رابطه بین سیاست متهورانه مالیاتی و همزمانی قیمت سهام مورد بررسی قرار می‌گیرد. همچنین، با توجه به عدم ورود پژوهشگران و نبود نمونه مشابه در کشور، لازم است این موضوع مورد بررسی تجربی قرار گیرد تا بتوان بر اساس یافته‌ها، تصمیم‌گیری و برنامه‌ریزی بهتری شاهد بود.
در ادامه، مبانی نظری و پیشینه پژوهش مطرح شده و سپس، روش، یافته‌ها و بحث و نتیجه‌گیری آورده شده است.

۲- مبانی نظری

همزمان بودن حرکت قیمت سهام از آنجا ناشی می‌شود که برای سرمایه‌گذاران تحصیل اطلاعات خاص شرکت‌ها هزینه‌بر است و آنها به اطلاعات صنعت– بازار اکتفا می‌کنند. در نتیجه قیمت سهام از ارزش ذاتی خود منحرف شده و همسو با قیمت‌های صنعت– بازار تغییر می‌کند. در چنین حالتی همبستگی بازده سهام شرکت با بازده صنعت– بازار و به تبع آن ضریب تعیین مدل رگرسیونی بازار بیشتر خواهد بود. همزمانی قیمت سهام معیاری است که با استفاده از ضریب تعیین مدل بازار محاسبه شده و نسبت نوسانات سیستماتیک به نوسانات منحصر به فرد بازده سهام را نشان می‌دهد (نتو-گیامفی و همکاران[۴]، ۲۰۱۵: ۱۵۸). حال اینکه، عوامل زیادی می‌تواند بر همزمانی قیمت سهام تأثیرگذار باشد. یکی از این عوامل که به نظر می‌رسد تأثیر بسزایی بر همزمانی قیمت سهام داشته باشد، سیاست متهورانه مالیاتی می‌باشد.
بسیاری از فرصت‌های سیاست مالیاتی وجود دارد که مستلزم تقسیم ساختارهای قانونی به فعالیت‌های تجاری جداگانه می‌باشد. استدلال بر این است که این تفکیک فعالیت‌های تجاری منجر به دشوارتر شدن تفسیر منابع و پایداری سود و جریان‌های نقدی شرکت برای استفاده‌کنندگان خارجی می‌شود و در نتیجه شفافیت محیط مالی و عملیاتی شرکت کاهش می‌یابد. بنابراین، افزایش سیاست متهورانه مالیاتی، همزمانی قیمت سهام بالاتری در پی خواهد داشت (فنگ و همکاران، ۲۰۱۹: ۶).
از آنجایی‌که شرکت‌های با مالکیت دولتی دارای منابع قابل‌توجه مالی هستند و به راحتی می‌توانند از دولت کمک مالی دریافت کنند، موظفند تا از طریق افزایش پرداخت مالیات، از امور مالی و زیرساخت‌های سرمایه‌گذاری دولت حمایت کنند. انتظار بر این است که همین موضوع انگیزه چنین شرکت‌ها را برای اجتناب از پرداخت مالیات ضعیف کند. بنابراین، بایستی رابطه مثبت بین سیاست متهورانه مالیاتی و همزمانی قیمت سهام برای شرکت‌های با مالکیت دولتی تضعیف شود (فنگ و همکاران، ۲۰۱۹: ۷).
طبق مطالعات پیشین (برای نمونه، ریچاردسون و همکاران[۵]، ۲۰۱۳؛ کاناگارتنام و همکاران[۶]، ۲۰۱۶)، کیفیت بالای حسابرسی، سیاست متهورانه مالیاتی را محدود می‌کند. حسابرسان صحت مالیات‌های پرداختی و همچنین بدهی‌های احتمالی در ترازنامه، هزینه‌های مالیت بر درآمد در صورت درآمد، و افشاهای یادداشت‌های توضیحی مربوطه را به منظور اعتباربخشی به صورت‌های مالی افشاءشده برای عموم، را ارزیابی می‌کنند. بنابراین، کیفیت بالای حسابرسی منجر به محدود شدن سیاست متهورانه مالیاتی و کاهش همزمانی قیمت سهام می‌شود (فنگ و همکاران، ۲۰۱۹: ۸-۷).
جین و مایرز[۷] (۲۰۰۶)، در پژوهش خود نشان دادند که همزمانی قیمت سهام ناشی از ترکیبی از عدم‌شفافیت و جذب جریان نقدی توسط مدیران می‌باشد. استدلال بر این است که اطلاعات محدود افشاءشده به واسطه عدم‌شفافیت همراه با محافظت ضعیف سرمایه‌گذاران به مدیران این اجازه را می‌دهد که جریان‌های نقدی بیشتری را در جهت منافع خود بکار گیرند و از این

4 Ntow-Gyamfi et al.
5 Richardson et al.
6 Kanagaretnam et al.
7 Jin and Myers

جهت همزمانی قیمت سهام بالاتر می‌رود (نیفار و آجیلی[8]، ۲۰۱۹: ۳۱). در نهایت اینکه، عدم‌شفافیت حسابداری تأثیر مثبت معناداری بر همزمانی قیمت سهام دارند (نیفار و آجیلی، ۲۰۱۹: ۲۹).

۳- پیشینه پژوهش

بررسی پیشینه پژوهش نشان داد که برای نمونه درمیان پژوهشگران داخلی، همتی و همکاران (۱۳۹۴)، در پژوهشی با بررسی ۱۱۴ شرکت طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ به این نتیجه رسیدند که رابطه منفی و معناداری بین سهامداران عمده و همزمانی در قیمت سهام وجود دارد و همچنین نتایج بیانگر آن است که هرچه کیفیت حسابرسی بیشتر باشد قیمت سهام حاوی اطلاعات خواهد بود. همچنین، در صورتی‌که سهامداران عمده، دولتی یا وابسته به دولت باشند، تضاد منافع مدیران و سهامداران کمتر خواهد بود و اطلاعات در ارتباط با قیمت سهام به صورت شفاف موجود و در اختیار سرمایه‌گذاران خواهد بود. ابراهیمی کردلر و جوانی قلندری (۱۳۹۵)، نیز در پژوهشی نشان دادند که کیفیت سود تأثیر منفی و معناداری بر همزمانی قیمت سهام دارد و تخصص صنعتی حسابرس به‌عنوان متغیر تعدیل‌کننده، اثر آن را تقویت می‌کند. علاوه بر این، حمیدیان و همکاران (۱۳۹۶) نشان دادند که همزمانی قیمت و هم راستا بودن حرکت تغییرات قیمت سهام با تغییرات شاخص بورس، توانایی تأثیرگذاری بر نوسانات بازدهی شرکت‌ها ندارد. تحلیل ها به گونه‌ای مشخص نمود که بین همزمانی قیمت و نوسانات سیستماتیک بازدهی سهام، ارتباط معناداری وجود ندارد و همچنین بین همزمانی قیمت سهام و نوسانات غیرسیستماتیک بازدهی شرکت‌ها نیز ارتباط معناداری وجود ندارد. در واقع تغییرات قیمت سهام الزاماً در راستای مسیر حرکت بازار نبوده و نوسانات بازدهی سهام شرکت‌ها نمی‌تواند تحت تأثیر همزمانی قیمت هر شرکت نسبت به بازار باشد. همچنین، لطفی و همکاران (۱۳۹۷)، در پژوهشی با بررسی ۱۰۳ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۴ به این نتیجه رسیدند که در شرایط اقتصادی متفاوت، بورس اوراق بهادار تهران سطوح مختلفی از همزمانی را تجربه نموده است. به عبارت دیگر، در شرایط اقتصادی که تورم بالا (پایین) و رشد اقتصادی پایین (بالا) بوده، بورس اوراق بهادار بیشترین (کمترین) همزمانی را تجربه نموده است. نتایج تحلیل رگرسیون معمولی و چندکی نشان داد تغییرات رشد اقتصادی بیشترین تأثیر را بر تغییرات همزمانی داشته و تأثیر نرخ تورم و نرخ بیکاری معنادار نبوده است. از سوی دیگر، مقایسه نتایج پژوهش آنها با پژوهش‌های انجام شده در سطح بین‌المللی نشان داد بازار سرمایه ایران در زمره بازارهای با همزمانی اندک قرار دارد. حملبرانی حقی (۱۳۹۸)، نیز در پژوهشی با بررسی ۱۰۰ شرکت از بین شرکت‌های پذیرفته شده در بازار اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۸ الی ۱۳۹۶ به این نتیجه رسیدند که تأثیر دقت سود پیش‌بینی شده توسط مدیریت بر همزمانی قیمت سهام، منفی معنی‌دار است. اما، فراوانی سودهای پیش‌بینی شده تأثیر افزایشی بر همزمانی قیمت سهام دارد. در حالی که پیش‌بینی‌های سود خوش‌بینانه توسط مدیریت بر همزمانی قیمت سهام اثر معناداری ندارد.

علاوه بر این، می‌توان به چندین پژوهش خارجی اشاره کرد که برای نمونه، صبری و همکاران[9] (۲۰۱۴)، در پژوهشی با بررسی ۶۵۴ بنگاه در فرانسه در محدوده زمانی ۲۰۰۷-۱۹۹۸ به این نتیجه رسیدند که همزمانی قیمت سهام با افزایش کنترل افزایش می‌یابد. توصیه آنها این بود که سهامداران کنترل‌کننده تمایل کمتری برای افشای اطلاعات خاص شرکت دارند. زیرا موجب پنهان کردن رفتارهای فرصت‌طلبانه آنها می‌باشند. همچنین، نتایج پژوهش نشان داد که کنترل مازاد بر جریان نقدی نیز شرکت را بیشتر در معرض سقوط ناگهانی قیمت سهام قرار می‌دهد. زیرا هنگامی‌که حق کنترل بیشتر از حق جریان نقدی باشد، مدیریت انگیزه دارد اخبار نامطلوب را مخفی نگه دارد. یافته مهم دیگر این تحقیق این است که زمانی‌که سهامداران کنترل‌کننده سهم بیشتری را از جریانات نقدی دارند. قیمت سهام شرکت همزمانی کمتری دارد. زیرا در این شرایط آنها انگیزه کمتری برای اتخاذ سیاست‌های افشاء دارند. رضایی و شیخی[10] (۲۰۱۵)، نیز در پژوهشی به این نتیجه رسیدند که نظارت سرمایه‌گذاران نهادی بلندمدت باعث کاهش دسترسی مدیران به جریان نقد شرکت و کاهش ریسک خاص شرکت توسط

8 Neifar and Ajili
9 Sabri et al.
10 Rezaei and Sheikhi

مدیران و درنتیجه کاهش R^2 شده و بدین ترتیب همزمانی قیمت سهام کاهش می‌یابد. علاوه بر این، ضیا[11] (۲۰۱۷)، در پژوهشی طی سال‌های ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۵ نشان داد که افزایش سرمایه در بازار، همزمانی قیمت سهام را افزایش می‌دهد. در حالی‌که، افزایش غلظت و نوسانات بازار، تمایل به همزمانی را کاهش می‌دهد. همچنین، نیفار و آجیلی (۲۰۱۹)، در پژوهشی به بررسی تأثیر عدم‌شفافیت حسابداری (مدیریت سود و استراتژی مالیاتی جسورانه) و ویژگی‌های مدیرعامل (سن و دوره تصدی مدیرعامل) بر همزمانی قیمت سهام شرکت‌های آلمانی پرداختند. نتایج نشان داد که مدیریت سود و استراتژی مالیاتی جسورانه تأثیر مثبت معناداری بر همزمانی قیمت سهام دارند. سن مدیرعامل رابطه بین استراتژی مالیاتی جسورانه و همزمانی قیمت سهام را به‌صورت منفی تعدیل می‌کند. دوره تصدی مدیرعامل بر همزمانی قیمت سهام تأثیر مثبت دارد، اما نه رابطه بین مدیریت سود و همزمانی قیمت سهام و نه رابطه بین استراتژی مالیاتی جسورانه و همزمانی قیمت سهام را تعدیل نمی‌کند. در نهایت، فنگ و همکاران (۲۰۱۹)، در پژوهشی با بررسی ۱۳۶۸۵ مشاهده سال-شرکت طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۲۰۰۳ نشان دادند که یک رابطه مثبت معنادار بین سیاست متهورانه مالیاتی و همزمانی قیمت سهام وجود دارد. به دلیل اینکه اطلاعات موجود در خصوص معاملات مالیاتی ریسکی تمایل به مخفی نگه داشتن حساب‌های مختلف اقلام تعهدی مالیاتی دارد، سیاست متهورانه مالیاتی موجب شفافیت کمتر صورت‌های مالی و در نتیجه افزایش عدم تقارن اطلاعات و کاهش محتوای اطلاعاتی قیمت سهام می‌شود. همچنین، نتایج نشان داد که شرکت‌های با سیاست متهورانه مالیاتی، عدم‌شفافیت شرکتی نسبتاً بالایی دارند. علاوه بر این، نتایج حاکی از این بود که پیشرفت در قانون اجرای مالیات، وضعیت مالکیت و حسابرس‌های با کیفیت بالا، همگی تأثیرات نامطلوب سیاست متهورانه مالیاتی را محدود می‌کند.

بررسی پیشینه پژوهش نشان داد اگرچه پژوهش‌های متعددی در این زمینه انجام گرفته و به یافته‌های ارزشمندی نیز دست یافته است، اما تاکنون پژوهشی که به بررسی رابطه سیاست متهورانه مالیاتی و همزمانی قیمت سهام با نقش تعدیلگر مالکیت دولتی، کیفیت حسابرسی و عدم‌شفافیت شرکت در ایران پرداخته باشد، مشاهده نشد. در نتیجه، این مسئله نیازمند بررسی است تا بتوان برنامه‌ریزی‌های بهتری را شاهد بود.

۴- فرضیه‌های پژوهش

با توجه به هدف و مبانی نظری که در بخش‌های قبل تشریح شد، فرضیه‌های این پژوهش به‌صورت زیر مطرح می‌شود:

فرضیه اول: بین سیاست متهورانه مالیاتی و همزمانی قیمت سهام رابطه معنادار وجود دارد.

فرضیه دوم: مالکیت دولتی بر رابطه بین سیاست متهورانه مالیاتی و همزمانی قیمت سهام تأثیرگذار است.

فرضیه سوم: کیفیت حسابرسی بر رابطه بین سیاست متهورانه مالیاتی و همزمانی قیمت سهام تأثیرگذار است.

فرضیه چهارم: عدم‌شفافیت شرکت بر رابطه بین سیاست متهورانه مالیاتی و همزمانی قیمت سهام تأثیرگذار است.

۵- روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نوع پژوهش‌های کمّی و پس رویدادی است. در این پژوهش، ابتدا با استفاده از نرم‌افزار اکسل نسخه ۲۰۱۶ متغیرهای پژوهش از روی داده‌های خام و نرم‌افزار رهاورد نوین ۳ آماده و سپس با استفاده از نرم‌افزار ای‌ویوز نسخه ۱۰، تجزیه‌وتحلیل نهایی انجام شد.

۵-۱- الگو و متغیرهای پژوهش

جهت آزمون فرضیه‌های پژوهش به پیروی از پژوهش فنگ و همکاران (۲۰۱۹)، از الگوهای رگرسیونی چند متغیره زیر استفاده می‌شود:

برای آزمون فرضیه اول از رابطه (۱) استفاده شد:

رابطه (۱)

[11] Zia

$$SYN_{it} = \beta_0 + \beta_1 BTD_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 MB_{it} + \beta_5 ROA_{it} + \beta_6 STDROA_{it} + \beta_7 VOL_{it} + \beta_8 TOP_{it} + \beta_9 INSHOLD_{it} + \beta_{10} MANHOLD_{it} + \varepsilon_{it}$$

برای آزمون فرضیه دوم از رابطه (۲) استفاده شد:

رابطه (۲)

$$SYN_{it} = \beta_0 + \beta_1 BTD_{it} + \beta_2 SOE_{it} + \beta_3 BTD_{it} \times SOE_{it} + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 LEV_{it} + \beta_6 MB_{it} + \beta_7 ROA_{it} + \beta_8 STDROA_{it} + \beta_9 VOL_{it} + \beta_{10} TOP_{it} + \beta_{11} INSHOLD_{it} + \beta_{12} MANHOLD_{it} + \varepsilon_{it}$$

برای آزمون فرضیه سوم از رابطه (۳) استفاده شد:

رابطه (۳)

$$SYN_{it} = \beta_0 + \beta_1 BTD_{it} + \beta_2 AQ_{it} + \beta_3 BTD_{it} \times AQ_{it} + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 LEV_{it} + \beta_6 MB_{it} + \beta_7 ROA_{it} + \beta_8 STDROA_{it} + \beta_9 VOL_{it} + \beta_{10} TOP_{it} + \beta_{11} INSHOLD_{it} + \beta_{12} MANHOLD_{it} + \varepsilon_{it}$$

برای آزمون فرضیه چهارم از رابطه (۴) استفاده شد:

رابطه (۴)

$$SYN_{it} = \beta_0 + \beta_1 BTD_{it} + \beta_2 CO_{it} + \beta_3 BTD_{it} \times CO_{it} + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 LEV_{it} + \beta_6 MB_{it} + \beta_7 ROA_{it} + \beta_8 STDROA_{it} + \beta_9 VOL_{it} + \beta_{10} TOP_{it} + \beta_{11} INSHOLD_{it} + \beta_{12} MANHOLD_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیر مستقل

۱- سیاست متهورانه مالیاتی (BTD): به پیروی از فنگ و همکاران (۲۰۱۹) برای سنجش این متغیر از تفاوت دفتری مالیات به شرح زیر استفاده می‌شود.

تفاوت درآمد قبل از مالیات شرکت i در سال t و درآمد مالیاتی، تقسیم بر کل دارایی‌های شرکت i ابتدای دوره t به دست می‌آید. درآمد مالیاتی نیز از تقسیم هزینه مالیات قطعی بر نرخ مالیات (۲۵٪) به دست می‌آید (خانی و همکاران، ۱۳۹۳).

$BTD_{it} = \frac{DBTIT_{it}}{TA_{it}}$ رابطه (۵)

که در اینجا:

BTD_{it}: سیاست متهورانه مالیاتی (تفاوت دفتری مالیات) شرکت i در دوره t؛

$DBTIT_{it}$: تفاوت سود ابرازی و سود مشمول مالیات شرکت i در دوره t؛

TA_{it}: مجموع ارزش دفتری دارایی های شرکت i در دوره t؛

متغیر وابسته

همزمانی قیمت سهام (SYN): به پیروی از فنگ و همکاران (۲۰۱۹) برای محاسبه همزمانی قیمت سهام، مطابق پژوهش‌های پیتروسکی و رولستون[12] (۲۰۰۴) ابتدا از مدل رگرسیونی به شرح رابطه زیر با استفاده از داده‌های سری زمانی برای دوره ۱۲ماهه در هر سال، برای هر شرکت برآورد می‌شود:

$RET_{i\theta} = \beta_0 + \beta_1 MRET_{\theta-1} + \beta_2 MRET_{\theta} + \beta_3 IRET_{\theta-1} + \beta_4 IRET_{\theta} + \varepsilon_{i\theta}$ رابطه (۶)

که در این رابطه:

[12] Piotroski and Roulstone

$RET_{i\theta}$: بازده سهام شرکت i در ماه θ.

$MRET_{\theta}$: بازده بازار در ماه θ. بازده بازار از تفاوت شاخص اول دوره و پایان دوره بازار تقسیم بر شاخص اول دوره بدست می‌آید.

$MRET_{\theta-1}$: بازده بازار در ماه θ-1.

$IRET_{\theta}$: بازده صنعت مربوط به شرکت i در ماه θ. بازده صنعت از تفاوت شاخص اول دوره و پایان دوره صنعت تقسیم بر شاخص اول دوره صنعت بدست می‌آید.

$IRET_{\theta-1}$: بازده صنعت مربوط به شرکت i در ماه θ-1.

$\varepsilon_{i\theta}$: بازده باقیمانده سهام شرکت i در ماه θ.

رگرسیون فوق برای هر مشاهده سال-شرکت برآورد می‌گردد. سپس همزمانی بازده سهام با استفاده از ضریب تعیین مدل فوق و مطابق رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$SYN_{it} = \ln\left(\frac{R_{it}^2}{1-R_{it}^2}\right)$$ رابطه (۷)

که در این رابطه:

SYN_{it}: همزمانی قیمت سهام شرکت i در سال t.

R_{it}^2: همبستگی بازده سهام شرکت i با بازده صنعت و بازار در سال t که برابر با ضریب تعیین حاصل از رگرسیون بالا می‌باشد.

متغیرهای تعدیلگر

۱- مالکیت دولتی (SOE): این متغیر مجازی می‌باشد و به پیروی از پژوهش فنگ و همکاران (۲۰۱۹)، اگر شرکتی دولتی باشد، مقدار یک و در غیر این‌صورت مقدار صفر به خود می‌گیرد.

۲- کیفیت حسابرسی[۱۳] (AQ): با توجه به این که کیفیت حسابرس به طور ذاتی غیرقابل‌مشاهده است، اندازه حسابرس و حسابرس متخصص صنعت به عنوان دو نماینده از کیفیت حسابرس توسط پژوهشگران معرفی شده‌اند. مؤسسات حسابرسی بین‌المللی بزرگ در ایران فعالیت نمی‌کنند و حسابرس متخصص صنعت هم به نظر می‌رسد در کشور هنوز جایگاه واقعی خود را پیدا نکرده است. لذا، سازمان بورس و اوراق بهادار رتبه‌بندی مؤسسات حسابرسی معتمد بورس را در سال ۱۳۹۲ برای اولین بار انتشار داد. مؤسسات حسابرسی معتمد به چهار طبقه "اول"، "دوم"،"سوم" و "چهارم" دسته‌بندی‌شده‌اند. رتبه‌بندی مؤسسات حسابرسی بیانگر آن است که مؤسسات حسابرسی معتمد طبقه "اول" بالاترین کیفیت حسابرسی را دارند. بنابراین، حسابرسی صاحب‌کاران بزرگ باید توسط این مؤسسات انجام شود (محمد رضائی و محمدرضائی، ۱۳۹۴). در این پژوهش نیز از این رتبه‌بندی به عنوان شاخصی برای کیفیت حسابرسی استفاده شده است به این صورت که اگر حسابرس شرکت جزء مؤسسات حسابرسی معتمد طبقه اول باشد، عدد یک به آن تعلق می‌گیرد و برای سایر مؤسسات حسابرسی معتمد بورس عدد صفر در نظر گرفته می‌شود.

۳- عدم‌شفافیت شرکت[۱۴] (CO): برای اندازه‌گیری این متغیر به پیروی از پژوهش فنگ و همکاران (۲۰۱۹)، از قدرمطلق اقلام تعهدی اختیاری انباشته سه‌ساله استفاده می‌شود. اساس مطالعات انجام شده، مدل تعدیل شده جونز[۱۵] (۱۹۹۱) که توسط دچو و همکاران[۱۶] (۱۹۹۵) ارائه شده است، قوی‌ترین مدل برای توصیف و پیش‌بینی مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی می‌باشد. بر این اساس در پژوهش حاضر کل اقلام تعهدی به دو بخش اقلام تعهدی اختیاری و غیر اختیاری تقسیم می‌شود. در این پژوهش کل اقلام تعهدی از مدل تعدیل شده جونز (۱۹۹۱) که توسط دچو و همکاران (۱۹۹۵) ارائه شده است، به شرح ذیل جهت تخمین پارامترهای β_1، β_2، β_3، β_4 استفاده می‌شود:

13 Auditor Quality
14 Corporate Opacity
15 Jones
16 Dechow et al.

رابطه (۸)

$$TAC_{it}/A_{it-1} = \beta_1[1/A_{it-1}] + \beta_2[\Delta Sales_{it}/A_{it-1}] + \beta_3[PPE_{it}/A_{it-1}] + \beta_4 ROA_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در آن:

TAC_{it}: اقلام تعهدی شرکت i در سال t (سود خالص منهای جریان نقدی عملیاتی)؛

A_{it-1}: کل ارزش دفتری دارایی‌های شرکت i در سال t-1

$\Delta Sales_{it}$: تغییر در درآمد فروش شرکت i بین سال t و t-1

PPE_{it}: ناخالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات شرکت i در سال t

ROA_{it}: بازده دارایی‌ها (سود خالص به دارایی‌ها) شرکت i در سال t

ε_{it}: خطای مدل

کل اقلام تعهدی (TAC) همان سود قبل از اقلام غیرمترقبه (سود ناخالص) منهای جریان نقدی عملیاتی می‌باشد که مستقیماً از طریق صورت‌های مالی استخراج می‌شود. در پژوهش حاضر با استفاده از پارامترهای برآورد شده در مدل بالا و با استفاده از مدل کوتاری و همکاران[17] (۲۰۰۵)، اقلام تعهدی غیر اختیاری به شرح ذیل محاسبه خواهد شد:

رابطه (۹)

$$NTAC_{it} = \beta_1[1/A_{it-1}] + \beta_2[\Delta Sales_{it} - \Delta REC_{it}/A_{it-1}] + \beta_3[PPE_{it}/A_{it-1}] + \beta_4 ROA_{it} + \varepsilon_{it}$$

ΔREC_{it}: تغییر در حساب‌های دریافتنی شرکت i بین سال t و t-1

و اختلاف بین کل اقلام تعهدی (TAC) و اقلام تعهدی غیر اختیاری ($NTAC$)، اقلام تعهدی اختیاری (DAC) می‌باشد.

در نهایت، عدم‌شفافیت گزارشگری مالی برابر با قدرمطلق اقلام تعهدی اختیاری انباشته سه‌ساله می‌باشد.

متغیرهای کنترل

۱- اندازه شرکت ($SIZE$): از لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها برای محاسبه اندازه شرکت استفاده می‌شود.

۲- اهرم مالی (LEV): برای محاسبه‌ی این متغیر از نسبت بدهی‌های به کل دارایی استفاده می‌شود، که این رابطه (۳) استفاده می‌شود:

رابطه (۱۰) $LEV_{i,t} = \frac{TD_{i,t}}{TA_{i,t}}$

که در اینجا:

$LEV_{i,t}$: اهرم مالی شرکت i در دوره‌ی t؛

$TD_{i,t}$: کل بدهی‌های شرکت i در دوره‌ی t؛

$TA_{i,t}$: کل دارایی‌های شرکت i در دوره t.

۳- نسبت ارزش بازار به دفتری سهام عادی (MB):

رابطه (۱۱) $MB_{i,t} = \frac{M_{i,t}}{B_{i,t}}$

که در اینجا:

$MB_{i,t}$: ارزش بازار به ارزش دفتری سهام عادی برای شرکت i در دوره t؛

$M_{i,t}$= ارزش بازار سهام عادی برای شرکت i در دوره t، ارزش بازار سهام عادی از حاصل‌ضرب قیمت بازار سهام در تعداد سهام آن شرکت محاسبه می‌شود.

$B_{i,t}$= ارزش دفتری سهام عادی برای شرکت i در دوره t ارزش دفتری سهام از ترازنامه شرکت‌ها استخراج می‌شود.

17 Kothari et al.

۴- بازده دارایی (ROA): برای محاسبه بازده دارایی از رابطه زیر استفاده می‌شود:

$$ROA_{i,t} = \frac{IN_{i,t}}{TA_{i,t}}$$ رابطه (۱۲)

که در اینجا:

$ROA_{i,t}$: بازده دارایی شرکت i در دوره t؛

$IN_{i,t}$: سود خالص شرکت i در دوره t؛

$TA_{i,t}$: کل دارایی شرکت i در دوره t.

۵- انحراف معیار بازده دارایی (STDROA): به پیروی از پژوهش فنگ و همکاران (۲۰۱۹) از انحراف معیار ۳ ساله بازده دارایی بدست می‌آید.

۶- گردش سهام (VOL): از تقسیم حجم معاملات به کل سهام منتشر شده بدست می‌آید.

۷- تمرکز مالکیت (TOP): از درصد سهام متعلق به بزرگترین سهامدار بدست می‌آید.

۸- سرمایه گذاران نهادی (INSHOLD): از درصد سهام متعلق به سهامداران نهادی بدست می‌آید.

۹- مالکیت مدیران (MANHOLD): از درصد سهام متعلق به اعضای هیئت مدیره بدست می‌آید.

۵-۲- جامعه آماری و نمونه پژوهش

در این پژوهش، برای اینکه نمونه آماری یک نماینده مناسب از جامعه آماری موردنظر باشد، از روش حذف منظم استفاده‌شده است. برای این منظور، ۴ معیار زیر در نظر گرفته‌شده و درصورتی‌که شرکتی کلیه معیارها را داشته باشد، به‌عنوان نمونه پژوهش انتخاب‌شده است.

۱- شرکت قبل از سال ۱۳۸۸ در بورس پذیرفته‌شده و تا پایان سال ۱۳۹۷ در بورس فعال باشد.

۲- به دلیل ماهیت خاص فعالیت شرکت‌های هلدینگ، واسطه‌گری‌های مالی و شرکت‌های سرمایه‌گذاری و تفاوت فراوان ماهیت آن‌ها با شرکت‌های تولیدی و بازرگانی، شرکت برگزیده از صنایع یادشده نباشد.

۳- به لحاظ افزایش قابلیت مقایسه، سال مالی شرکت منتهی به پایان اسفند باشد و طی بازه زمانی موردمطالعه، تغییر سال مالی یا تغییر فعالیت نداشته باشد.

۴- صورت‌های مالی و یادداشت‌های همراه شرکت‌ها در بازه زمانی مذکور به‌گونه‌ای کامل در وب‌گاه بورس اوراق بهادار موجود باشد.

در ادامه، با توجه به ۴ معیار بیان‌شده، ۹۸ شرکت دارای شرایط لازم شناخته شد.

۶- یافته‌های پژوهش

۶-۱- آمار توصیفی

(جدول ۱)، آمار توصیفی متغیرهای پژوهش را نشان میدهد. لازم به ذکر است که ۹۸۰ شرکت- سال مورد بررسی قرار گرفت.

جدول ۱. آماره توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرها	میانگین	بیشترین	کمترین	میانه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
همزمانی قیمت سهام	۳/۲۹۱۰-	۳/۱۰۰-	۰/۰۰۰۰	۷/۶۷۰-	۱/۰۶۹۳	۰/۹۰۴۹-	۴/۱۴۰۷
سیاست متهورانه مالیاتی	۰/۰۴۷۸	۰/۰۲۰۰	۰/۷۸	۰/۴۰۰-	۰/۰۹۳۱	۲/۳۱۱۷	۱۳/۹۰۸۵
مالکیت دولتی	۰/۳۸۷۷	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۴۸۷۴	۰/۴۶۰۷	۱/۲۱۲۲
کیفیت حسابرسی	۰/۶۵۹۱	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۴۷۴۲	۰/۶۷۱۶-	۱/۴۵۱۱
عدم شفافیت شرکت	۰/۰۷۱۶	۰/۰۵	۰/۴۷	۰/۰۰۰	۰/۰۶۲۸	۲/۰۹۰۵	۱۰/۶۰۰۵
اندازه شرکت	۱۴/۱۹۹	۱۴/۰۱	۱۹/۷۷	۱۰/۱	۱/۵۵۵۸	۰/۹۳۸۹	۴/۳۰۱۶

اهرم مالی	۰/۵۹۱۲	۰/۶۰۰	۲/۶۳	۰/۱۱	۰/۲۱۵۷	۱/۴۱۷۱	۱۳/۹۰۶۶
نسبت ارزش بازار به دفتری سهام عادی	۲/۲۸۶۱	۲/۱۵۵	۱۶/۶۹	۳۳/۸۱ -	۱/۸۷۰۸	۶/۸۰۲-	۱۴۶/۵۷۲
بازده دارایی	۰/۱۲۵۷	۰/۱۱	۰/۶۳	۰/۶۱۰ -	۰/۱۳۲۲	۰/۳۶۹۵	۶/۰۵۳۳
انحراف معیار بازده دارایی	۰/۰۵۲۸	۰/۰۴	۰/۴۱	۰/۰۰۰۰	۰/۰۵۱۳	۲/۴۰۰۴	۱۰/۹۱۸۰
گردش سهام	۰/۳۴۰۶	۰/۱۴	۴/۸۵	۰/۰۰۰۰	۰/۵۱۷۱	۳/۱۵۷۲	۱۶/۵۸۳
تمرکز مالکیت	۰/۵۰۳۱	۰/۵۱	۰/۹۹	۰/۰۷	۰/۲۱۰۴	۰/۱۴۷۹	۲/۶۰۱۰
سرمایه گذاران نهادی	۰/۴۷۸۴	۰/۵۱	۰/۹۹	۰/۰۰۰۰	۰/۳۲۹۶	۰/۰۷۵۳-	۱/۵۹۵۷
مالکیت مدیران	۰/۶۳۶۴	۷/۰۰۰	۰/۹۹	۰/۰۰۰۰	۰/۲۶۰۹	۰/۸۸۲۶ -	۲/۸۸۱۸

همان‌طور که در جدول فوق مشاهده می‌شود آماره‌های توصیفی شامل میانگین، بیشترین، کمترین و انحراف معیار می‌باشد که معروف‌ترین و در عین حال پر مصرف‌ترین شاخص‌های آمار توصیفی‌اند. میانگین، متوسط داده‌ها را نشان می‌دهد. با توجه به مطالب مذکور و با نگاهی به جدول فوق می‌توان دریافت که در بین متغیرها، اندازه شرکت با مقدار ۱۴/۱۹۹ دارای بالاترین میانگین و همزمانی قیمت سهام با مقدار ۳/۲۹۱۰- دارای کمترین میانگین می‌باشد.

همچنین نسبت ارزش بازار به دفتری سهام عادی با مقدار ۱/۸۷۰۸ از انحراف معیار و دامنه گسترده‌تری بیشتری برخوردار است، که نشان‌دهنده این موضوع است که نسبت ارزش بازار به دفتری سهام عادی اکثر شرکت ها از میانگین، فاصله زیادی دارند و انحراف معیار بازده دارایی با مقدار ۰/۰۵۱۳ از انحراف معیار و دامنه گسترده‌تری کمتری برخوردار است. که نشان‌دهنده این موضوع است که انحراف معیار بازده دارایی اکثر شرکت ها از میانگین، فاصله کمتری دارند.

-همچنین متغیر گردش سهام با مقدار ۳/۱۵۷۲ چولگی به راست دارند که نشان دهنده این موضوع است که عدم تقارن منحنی بیشتری دارد. متغیر همزمانی قیمت سهام با مقدار ۰/۹۰۴۹- چولگی به چپ دارند و به این اندازه از مرکز تقارن انحراف دارند.

همچنین متغیر نسبت ارزش بازار به دفتری سهام عادی با مقدار ۱۴۶/۵۷۲ بیشترین برجستگی و متغییر کیفیت حسابرسی ۱/۴۵۱۱ کمترین برجستگی را نسبت به منحنی نرمال دارد.

۶-۲- آزمون انتخاب الگو

با توجه به اینکه داده‌های مورداستفاده در این پژوهش ترکیبی (سال- شرکت) می‌باشند و داده‌های ترکیبی به دو صورت تابلویی و تلفیقی مورد استفاده است، لذا به‌منظور انتخاب بین روش داده‌های تابلویی و تلفیقی در برآورد الگو، از آزمون F لیمر استفاده شده است. همچنین برای انتخاب بین الگوی اثرات تصادفی یا اثرات ثابت از آزمون هاسمن استفاده میشود. خلاصه نتایج آزمون F لیمر و آزمون هاسمن در (جدول ۲) ارائه‌شده است.

جدول ۲. آزمون انتخاب الگو

	فرضیه	مقدار آماره	احتمال	نتیجه
الگوی پژوهش	اول	۰/۹۲۰۵	۰/۶۹۱۵	تلفیقی
	دوم	۰/۹۴۰۲	۰/۶۴۱۸	تلفیقی
	سوم	۰/۹۳۶۶	۰/۶۵۰۹	تلفیقی
	چهارم	۰/۹۴۱۸	۰/۶۳۷۶	تلفیقی

همانطور که در (جدول ۲) مشاهده می‌شود. احتمال آماره f لیمر بیشتر از ۰/۰۵ است، در نتیجه روش داده‌های تلفیقی پذیرفته شده است.

۶-۳- آزمون همسانی واریانس

برای بررسی همسانی واریانس در این پژوهش از آزمون بروش- پاگان گادفری استفاده شده است. در صورت ناهمسانی واریانس از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) استفاده می‌شود. خلاصه نتایج این آزمون در (جدول ۳) ارائه شده است.

جدول ۳. آزمون همسانی واریانس

	آزمون همسانی واریانس الگو		
	مقدار آماره	احتمال	نتیجه
الگوی پژوهش	۱۱۷۶/۵۳	۰/۰۰۰۰	ناهمسانی واریانس
	۱۰۹۰/۴۸	۰/۰۰۰۰	ناهمسانی واریانس
	۱۲۶۹/۸۵	۰/۰۰۰۰	ناهمسانی واریانس
	۱۱۲۴/۱۵	۰/۰۰۰۰	ناهمسانی واریانس

با توجه به یافته‌های (جدول ۳)، احتمال آماره بدست آمده برای آزمون عدم ناهمسانی واریانس پژوهش از سطح خطای ۰/۰۵کمتر است. بنابراین، فرض صفر (وجود همسانی واریانس) رد میشود که نشان میدهد ناهمسانی واریانس وجود دارد. برای رفع ناهمسانی واریانس از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) استفاده شده است.

۶-۴- آزمون عدم هم‌خطی

در ادامه (جدول ۴)، آزمون هم خطی بین متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد.

جدول ۴. نتایج آزمون هم‌خطی

نام متغیر	VIF	تلورانس	تشخیص
بازده دارایی	۲/۴۵	۰/۴۰۸۱	عدم هم خطی
اهرم مالی	۱/۹۸	۰/۵۰۴۱	عدم هم خطی
مالکیت مدیران	۱/۸۱	۰/۵۵۱۷	عدم هم خطی
تمرکز مالکیت	۱/۶۸	۰/۵۹۵۴	عدم هم خطی
سیاست متهورانه مالیاتی	۱/۴۱	۰/۷۱۰۴	عدم هم خطی
سرمایه گذاران نهادی	۱/۲۵	۰/۷۹۸۰	عدم هم خطی
اندازه شرکت	۱/۱۶	۰/۸۶۱۲	عدم هم خطی
گردش سهام	۱/۱۴	۰/۸۷۸۱	عدم هم خطی
نسبت ارزش بازار به دفتری سهام عادی	۱/۱۰	۰/۹۱۰۰	عدم هم خطی
انحراف معیار بازده دارایی	۱/۰۴	۰/۹۶۰۸	عدم هم خطی
۱/۵۰:VIF			

جدول ۵. نتایج آزمون هم‌خطی

نام متغیر	VIF	تلورانس	تشخیص
بازده دارایی	۲/۴۸	۰/۴۰۲۷	عدم هم خطی
اهرم مالی	۲/۰۰	۰/۴۹۹۱	عدم هم خطی
تمرکز مالکیت	۱/۸۲	۰/۵۴۹۵	عدم هم خطی
مالکیت مدیران	۱/۸۲	۰/۵۴۹۵	عدم هم خطی
سیاست متهورانه مالیاتی	۱/۴۱	۰/۷۱۰۲	عدم هم خطی
سرمایه گذاران نهادی	۱/۲۹	۰/۷۷۵۵	عدم هم خطی
مالکیت دولتی	۱/۲۴	۰/۸۰۶۶	عدم هم خطی
اندازه شرکت	۱/۱۸	۰/۸۵۰۳	عدم هم خطی
گردش سهام	۱/۱۶	۰/۸۶۳۱	عدم هم خطی
نسبت ارزش بازار به دفتری سهام عادی	۱/۱۰	۰/۹۰۸۳	عدم هم خطی
انحراف معیار بازده دارایی	۱/۰۴	۰/۹۶۰۷	عدم هم خطی
VIF:۱/۵۰			

جدول ۶. نتایج آزمون هم‌خطی

نام متغیر	VIF	تلورانس	تشخیص
بازده دارایی	۲/۴۵	۰/۴۰۷۷	عدم هم خطی
اهرم مالی	۱/۹۸	۰/۵۰۴۱	عدم هم خطی
مالکیت مدیران	۱/۸۲	۰/۵۴۹۷	عدم هم خطی
تمرکز مالکیت	۱/۶۸	۰/۵۹۵۱	عدم هم خطی
سیاست متهورانه مالیاتی	۱/۴۲	۰/۷۰۶۲	عدم هم خطی
سرمایه گذاران نهادی	۱/۲۶	۰/۷۹۰۹	عدم هم خطی
اندازه شرکت	۱/۲۳	۰/۸۱۳۶	عدم هم خطی
گردش سهام	۱/۱۴	۰/۸۷۶۸	عدم هم خطی
کیفیت حسابرسی	۱/۱۰	۰/۹۰۹۵	عدم هم خطی
نسبت ارزش بازار به دفتری سهام عادی	۱/۱۰	۰/۹۱۰۰	عدم هم خطی
انحراف معیار بازده دارایی	۱/۰۴	۰/۹۵۷۹	عدم هم خطی
VIF:۱/۴۵			

جدول ۷. نتایج آزمون هم‌خطی

نام متغیر	VIF	تلورانس	تشخیص
بازده دارایی	۲/۴۶	۰/۴۰۶۴	عدم هم خطی
اهرم مالی	۲/۰۲	۰/۴۹۴۱	عدم هم خطی
مالکیت مدیران	۱/۸۱	۰/۵۵۱۷	عدم هم خطی
تمرکز مالکیت	۱/۶۸	۰/۵۹۵۴	عدم هم خطی
سیاست متهورانه مالیاتی	۱/۴۴	۰/۶۹۳۴	عدم هم خطی
عدم شفافیت شرکت	۱/۲۶	۰/۷۹۳۳	عدم هم خطی
سرمایه گذاران نهادی	۱/۲۶	۰/۷۹۴۸	عدم هم خطی
انحراف معیار بازده دارایی	۱/۲۱	۰/۸۲۶۹	عدم هم خطی
اندازه شرکت	۱/۱۶	۰/۸۵۹۸	عدم هم خطی
گردش سهام	۱/۱۴	۰/۸۷۸۰	عدم هم خطی
نسبت ارزش بازار به دفتری سهام عادی	۱/۱۱	۰/۹۰۱۸	عدم هم خطی
۱/۵۱:VIF			

با توجه به نتایج مندرج در (جداول ۴-۷) مشخص شد که آماره VIF برای تمام متغیرهای پژوهش در الگو کمتر از ۵ و تلورانس نیز کوچکتر از ۱ است؛ بنابراین، مشکل هم خطی بین متغیرها وجود ندارد.

۶-۵- آزمون فرضیه‌های پژوهش

در ادامه (جدول ۸)، یافته‌های مربوط به آزمون فرضیه‌های پژوهش را نشان می‌دهد.

جدول ۸. نتایج تجزیه‌وتحلیل داده‌ها جهت آزمون فرضیه اول پژوهش

متغیرها	ضرایب برآورده شده	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبدا	۳/۷۱۶۷-	۰/۸۱۳۸	۴/۵۶۶۸-	۰/۰۰۰۰
سیاست متهورانه مالیاتی	۱/۱۵۴۹	۰/۳۸۰۷	۳/۰۳۳۶	۰/۰۰۲۵
اندازه شرکت	۰/۰۴۲۲-	۰/۰۵۲۰	۰/۸۱۰۵-	۰/۴۱۷۸
اهرم مالی	۰/۳۵۵۸	۰/۲۹۳۲	۱/۲۱۳۳	۰/۲۲۵۳
نسبت ارزش بازار به دفتری سهام عادی	۰/۱۰۰۰	۰/۰۲۳۰	۴/۳۴۸۶	۰/۰۰۰۰
بازده دارایی	۲/۹۱۴۰	۰/۴۲۵۲	۶/۸۵۲۴	۰/۰۰۰۰
انحراف معیار بازده دارایی	۲/۰۱۹۴	۰/۷۰۰۱	۲/۸۸۴۲	۰/۰۰۴۰
گردش سهام	۰/۳۳۷۳	۰/۰۷۴۵	۴/۵۲۴۶	۰/۰۰۰۰
تمرکز مالکیت	۰/۲۸۸۴-	۰/۴۶۸۹	۰/۶۱۵۰-	۰/۵۳۸۷
سرمایه گذاران نهادی	۰/۳۹۱۹	۰/۱۷۷۵	۲/۲۰۷۳	۰/۰۲۷۵
مالکیت مدیران	۰/۰۱۷۰	۰/۱۸۸۴	۰/۰۹۰۵	۰/۹۲۷۸
ضریب تعیین	۰/۲۱۵۳	ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۱۱۹۰
آماره F	۲/۲۳۶۱	F معناداری آماره		۰/۰۰۰۰
دوربین- واتسون	۲/۲۰۲۷			

جدول ۹. نتایج تجزیه‌وتحلیل داده‌ها جهت آزمون فرضیه دوم پژوهش

متغیرها	ضرایب برآورده شده	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبدا	۳/۴۵۳۹-	۰/۸۳۰۱	۴/۱۶۰۷-	۰/۰۰۰۰
سیاست متهورانه مالیاتی	۱/۴۲۱۳	۰/۴۷۵۹	۲/۹۸۶۱	۰/۰۰۲۹
مالکیت دولتی	۰/۲۱۰۲-	۰/۱۰۳۸	۲/۰۲۴۰-	۰/۰۴۳۳
اثر تعاملی مالکیت دولتی و سیاست متهورانه مالیاتی	۱/۹۸۵۵-	۰/۶۶۳۱	۲/۹۹۴۱-	۰/۰۰۲۴
اندازه شرکت	۰/۰۵۳۱-	۰/۰۵۲۶	۱/۰۰۹۷-	۰/۳۱۲۹
اهرم مالی	۰/۳۵۱۸	۰/۲۹۱۴	۱/۲۰۷۱	۰/۲۲۷۷
نسبت ارزش بازار به دفتری سهام عادی	۰/۰۹۸۹	۰/۰۲۲۹	۴/۳۱۷۵	۰/۰۰۰۰
بازده دارایی	۲/۹۳۲۸	۰/۴۲۵۷	۶/۸۸۹۵	۰/۰۰۰۰
انحراف معیار بازده دارایی	۱/۸۹۷۰	۰/۷۰۰۲	۲/۷۰۹۲	۰/۰۰۶۹
گردش سهام	۰/۳۲۴۱	۰/۰۷۴۷	۴/۳۳۴۰	۰/۰۰۰۰
تمرکز مالکیت	۰/۳۱۹۲-	۰/۴۶۷۴	۰/۶۸۲۹-	۰/۴۹۴۸
سرمایه گذاران نهادی	۰/۴۱۹۳	۰/۱۷۸۶	۲/۳۴۷۸	۰/۰۱۹۱
مالکیت مدیران	۰/۰۰۱۳-	۰/۱۸۹۲	۰/۰۰۷۱-	۰/۹۹۴۳
ضریب تعیین	۰/۲۱۸۹	ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۱۲۱۱
آماره F	۲/۲۳۷۹	F معناداری آماره		۰/۰۰۰۰
دوربین- واتسون	۲/۲۰۵۴			

جدول ۱۰. نتایج تجزیه‌وتحلیل داده‌ها جهت آزمون فرضیه سوم پژوهش

متغیرها	ضرایب برآورده شده	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبدا	۳/۶۲۶۸-	۰/۸۱۷۸	۴/۴۳۴۷-	۰/۰۰۰۰
سیاست متهورانه مالیاتی	۱/۹۱۰۷	۰/۶۰۲۷	۳/۱۶۹۹	۰/۰۰۱۶
کیفیت حسابرسی	۰/۲۴۴۴-	۰/۰۸۳۹	۲/۹۱۱۰-	۰/۰۰۳۳
اثر تعاملی کیفیت حسابرسی وسیاست متهورانه مالیاتی	۱/۸۳۶۷-	۰/۶۸۲۵	۲/۶۹۰۸-	۰/۰۰۶۲
اندازه شرکت	۰/۰۳۸۹-	۰/۰۵۲۱	۰/۷۴۷۳-	۰/۴۵۵۰
اهرم مالی	۰/۳۴۴۴	۰/۲۹۳۵	۱/۱۷۳۵	۰/۲۴۰۹
نسبت ارزش بازار به دفتری سهام عادی	۰/۱۰۱۳	۰/۰۲۲۹	۴/۴۰۹۶	۰/۰۰۰۰
بازده دارایی	۲/۹۱۵۹	۰/۴۲۲۸	۶/۸۹۶۰	۰/۰۰۰۰
انحراف معیار بازده دارایی	۲/۰۳۰۵	۰/۷۰۳۰	۲/۸۸۸۱	۰/۰۰۴۰
گردش سهام	۰/۳۳۲۱	۰/۰۷۴۳	۴/۴۶۴۴	۰/۰۰۰۰
تمرکز مالکیت	۰/۳۳۳۶-	۰/۴۶۷۵	۰/۷۱۳۶-	۰/۴۷۵۶
سرمایه گذاران نهادی	۰/۳۹۷۴	۰/۱۷۶۱	۲/۲۵۵۴	۰/۰۲۴۴
مالکیت مدیران	۰/۰۰۱۹	۰/۱۸۷۱	۰/۰۱۰۶	۰/۹۹۱۵

ضریب تعیین	۰/۲۲۰۵	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۱۲۲۹
آماره F	۲/۲۵۹۰	F معناداری آماره	۰/۰۰۰۰
دوربین- واتسون	۲/۱۹۹۹		

جدول ۱۱. نتایج تجزیه‌وتحلیل داده‌ها جهت آزمون فرضیه چهارم پژوهش

متغیرها	ضرایب برآورده شده	خطای استاندارد	آمارهt	سطح معناداری
عرض از مبدا	۳/۹۱۸۵-	۰/۸۲۸۵	۴/۷۲۹۴-	۰/۰۰۰۰
سیاست متهورانه مالیاتی	۱/۵۳۲۸	۰/۵۴۴۵	۲/۸۱۵۰	۰/۰۰۵۳
عدم شفافیت شرکت	۱/۳۶۰۷	۰/۶۷۷۲	۲/۰۰۹۱	۰/۰۴۲۷
اثر تعاملی عدم‌شفافیت شرکت و سیاست متهورانه مالیاتی	۷/۸۸۲۵	۲/۸۹۴۰	۲/۷۲۳۶	۰/۰۰۶۱
اندازه شرکت	۰/۰۳۳۵-	۰/۰۵۳۰	۰/۶۳۲۸-	۰/۵۲۷۰
اهرم مالی	۰/۴۶۱۵	۰/۲۹۶۵	۱/۵۵۶۵	۰/۱۱۹۹
نسبت ارزش بازار به دفتری سهام عادی	۰/۰۹۴۹	۰/۰۲۳۲	۴/۰۸۸۲	۰/۰۰۰۰
بازده دارایی	۳/۱۶۶۳	۰/۴۴۷۵	۷/۰۷۴۸	۰/۰۰۰۰
انحراف معیار بازده دارایی	۲/۱۷۷۳	۰/۷۲۱۳	۳/۰۱۸۳	۰/۰۰۲۶
گردش سهام	۰/۳۳۹۶	۰/۰۷۴۹	۴/۵۳۲۱	۰/۰۰۰۰
تمرکز مالکیت	۰/۳۲۱۴-	۰/۴۷۲۰	۰/۶۸۱۰-	۰/۴۹۶۰
سرمایه گذاران نهادی	۰/۴۰۱۵	۰/۱۷۸۶	۲/۲۴۷۸	۰/۰۲۴۸
مالکیت مدیران	۰/۰۰۵۰-	۰/۱۸۹۱	۰/۰۲۶۸-	۰/۹۷۸۶
ضریب تعیین	۰/۲۱۶۰	ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۱۱۷۸
آماره F	۲/۲۰۰۲	F معناداری آماره		۰/۰۰۰۰
دوربین- واتسون	۲/۲۰۱۱			

-برای آزمون خودهمبستگی بین باقیمانده‌ها از آزمون دوربین- وانسون استفاده شده است. اگر احتمال آماره بین ۱/۵ الی ۲/۵ شود، خود همبستگی بین باقیمانده‌ها وجود ندارد که در این پژوهش در بازه مورد تأیید است. همچنین، با توجه به مقدار احتمال به دست آمده برای آماره F که کمتر از ۰/۰۵ میباشد، فرض H_0 رد میشود و این نشان میدهد که تمامی ضرایب رگرسیون به طور همزمان صفر نیستند. بنابراین، در سطح اطمینان ۹۵ درصد این الگو معنادار می‌باشد. مقدار ضریب تعیین الگو برابر ۰/۲۱۵۳ می‌باشد که نشان ۲۱/۵۳ درصد از تغییرهای متغیر وابسته (همزمانی قیمت سهام) توسط متغیر های توضیحی تشریح شده است.

با توجه به (جدول ۸)، ضریب متغیر سیاست متهورانه مالیاتی برابر ۱/۱۵۴۹ می‌باشد که مثبت است و احتمال آماره t برای متغیر سیاست متهورانه مالیاتی برابر ۰/۰۰۲۵ می‌باشد. این مقدار احتمال کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین فرض صفر رد می‌شود. لذا بین سیاست متهورانه مالیاتی و همزمانی قیمت سهام رابطه معنادار وجود دارد. در نتیجه فرضیه اول پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود.

-برای آزمون خودهمبستگی بین باقیمانده‌ها از آزمون دوربین- واتسون استفاده شده است. اگر احتمال آماره بین ۱/۵ الی ۲/۵ شود، خود همبستگی بین باقیمانده‌ها وجود ندارد که در این پژوهش در بازه مورد تأیید است. همچنین، با توجه به مقدار

احتمال به دست آمده برای آماره F که کمتر از ۰/۰۵ میباشد، فرض H_0 رد می‌شود و این نشان می‌دهد که تمامی ضرایب رگرسیون به طور همزمان صفر نیستند. بنابراین، در سطح اطمینان ۹۵ درصد این الگو معنادار می‌باشد. مقدار ضریب تعیین الگو برابر ۰/۲۱۸۹ می‌باشد که نشان ۲۱/۸۹ درصد از تغییرهای متغیر وابسته (همزمانی قیمت سهام) توسط متغیرهای توضیحی تشریح شده است.

با توجه به (جدول ۹)، ضریب متغیر مالکیت دولتی به عنوان متغیر تعدیلگر، بر رابطه بین سیاست متهورانه مالیاتی و همزمانی قیمت سهام برابر ۱/۹۸۵۵- می‌باشد که منفی است و احتمال آماره t برای متغیر مالکیت دولتی به عنوان متغیر تعدیلگر، بر رابطه بین سیاست متهورانه مالیاتی و همزمانی قیمت برابر ۰/۰۰۲۴می‌باشد. این مقدار احتمال کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین فرض صفر رد می‌شود. لذا مالکیت دولتی به عنوان متغیر تعدیلگر، بر رابطه بین سیاست متهورانه مالیاتی و همزمانی قیمت سهام تأثیر معنادار دارد. در نتیجه فرضیه دوم پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود.

- برای آزمون خودهمبستگی بین باقیمانده‌ها از آزمون دوربین- وانسون استفاده شده است. اگر احتمال آماره بین ۱/۵ الی ۲/۵ شود، خود همبستگی بین باقیمانده‌ها وجود ندارد که در این پژوهش در بازه مورد تأیید است. همچنین، با توجه به مقدار احتمال به دست آمده برای آماره F که کمتر از ۰/۰۵ میباشد، فرض H_0 رد می‌شود و این نشان می‌دهد که تمامی ضرایب رگرسیون به طور همزمان صفر نیستند. بنابراین، در سطح اطمینان ۹۵ درصد این الگو معنادار می‌باشد. مقدار ضریب تعیین الگو برابر ۰/۲۲۰۵ می‌باشد که نشان ۲۲/۰۵ درصد از تغییرهای متغیر وابسته (همزمانی قیمت سهام) توسط متغیرهای توضیحی تشریح شده است.

با توجه به (جدول ۱۰)، ضریب متغیر کیفیت حسابرسی به عنوان متغیر تعدیلگر، بر رابطه بین سیاست متهورانه مالیاتی و همزمانی قیمت سهام برابر ۱/۸۳۶۷- می‌باشد که منفی است و احتمال آماره t برای متغیر کیفیت حسابرسی به عنوان متغیر تعدیلگر، بر رابطه بین سیاست متهورانه مالیاتی و همزمانی قیمت سهام برابر ۰/۰۰۶۲ می‌باشد. این مقدار احتمال کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین فرض صفر رد می‌شود. لذا کیفیت حسابرسی به عنوان متغیر تعدیلگر، بر رابطه بین سیاست متهورانه مالیاتی و همزمانی قیمت سهام تأثیر معنادار دارد. در نتیجه فرضیه سوم پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود.

- برای آزمون خودهمبستگی بین باقیمانده‌ها از آزمون دوربین- واتسون استفاده شده است. اگر احتمال آماره بین ۱/۵ الی ۲/۵ شود، خود همبستگی بین باقیمانده‌ها وجود ندارد که در این پژوهش در بازه مورد تأیید است. همچنین، با توجه به مقدار احتمال به دست آمده برای آماره F که کمتر از ۰/۰۵ میباشد، فرض H_0 رد می‌شود و این نشان می‌دهد که تمامی ضرایب رگرسیون به طور همزمان صفر نیستند. بنابراین، در سطح اطمینان ۹۵ درصد این الگو معنادار می‌باشد. مقدار ضریب تعیین الگو برابر ۰/۲۱۶۰ می‌باشد که نشان ۲۱/۶۰ درصد از تغییرهای متغیر وابسته (همزمانی قیمت سهام) توسط متغیرهای توضیحی تشریح شده است.

با توجه به (جدول ۱۱)، ضریب متغیر عدم‌شفافیت شرکت به عنوان متغیر تعدیلگر، بر رابطه بین سیاست متهورانه مالیاتی و همزمانی قیمت سهام برابر ۷/۸۸۲۵ می‌باشد که مثبت است و احتمال آماره t برای متغیر عدم شفافیت شرکت به عنوان متغیر تعدیلگر، بر رابطه بین سیاست متهورانه مالیاتی و همزمانی قیمت برابر ۰/۰۰۶۱می‌باشد. این مقدار احتمال کمتر از سطح خطای ۰/۰۵ است. بنابراین فرض صفر رد می‌شود. لذا عدم‌شفافیت شرکت به عنوان متغیر تعدیلگر، بر رابطه بین سیاست متهورانه مالیاتی و همزمانی قیمت سهام تأثیر معنادار دارد. در نتیجه فرضیه چهارم پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود.

۷- بحث، نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش، چهار فرضیه آزمون شده است. هدف اصلی از انجام پژوهش که در قالب فرضیه‌های پژوهش مطرح شده، بررسی رابطه سیاست متهورانه مالیاتی و همزمانی قیمت سهام با نقش تعدیلگر مالکیت دولتی، کیفیت حسابرسی و عدم‌شفافیت شرکت است.

نتایج آزمون فرضیه اول حاکی از این است که بین سیاست متهورانه مالیاتی و همزمانی قیمت سهام رابطه معنادار مثبت وجود دارد. بنابراین، فرض صفر رد می‌شود و درنتیجه فرضیه اول پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید می‌شود. بسیاری از فعالیت‌های سیاست مالیاتی وجود دارد که منجر به ایجاد ابهام بیشتر برای استفاده‌کنندگان اطلاعات مالی می‌شود و در نتیجه شفافیت محیط مالی و عملیاتی شرکت کاهش می‌یابد. در واقع، به دلیل اینکه اطلاعات موجود در خصوص معاملات مالیاتی ریسکی تمایل به مخفی نگه داشتن حساب‌های مختلف اقلام تعهدی مالیاتی دارد، سیاست متهورانه مالیاتی موجب شفافیت کمتر صورت‌های مالی و در نتیجه افزایش عدم تقارن اطلاعات و کاهش محتوای اطلاعاتی قیمت سهام می‌شود. بنابراین، افزایش سیاست متهورانه مالیاتی، همزمانی قیمت سهام بالاتری در پی خواهد داشت. نتایج حاصل از فرضیه اول با یافته‌های پژوهش‌های فنگ و همکاران (۲۰۱۹) هم‌خوانی دارد.

نتایج آزمون فرضیه دوم نیز حاکی از این است که مالکیت دولتی به عنوان متغیر تعدیلگر، بر رابطه بین سیاست متهورانه مالیاتی و همزمانی قیمت سهام اثرگذاری منفی دارد. بنابراین فرض صفر رد می‌شود و درنتیجه فرضیه دوم پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید می‌شود. استقرار مناسب مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی، اقدامی اساسی برای استفاده بهینه از منابع، ارتقای پاسخگویی، شفافیت، رعایت انصاف و حقوق همه ذی‌نفعان شرکت‌ها است. همچنین، حاکمیت شرکتی مناسب، می‌تواند مدیریت و کنترل اثربخش واحدهای تجاری را در پی داشته باشد و در نتیجه با توجه به در دسترس بودن اطلاعات بااهمیت و با سطح بالای شفافیت، انحراف پیش‌بینی‌های سود را به شدت کاهش می‌یابد. مالکیت دولتی به‌عنوان یکی از عناصر مهم حاکمیت شرکتی در نظر گرفته می‌شود. لذا، شرکت‌های با مالکیت دولتی، نظام راهبری و نظارتی قوی‌تری داشته و چنین شرکت‌هایی کمتر می‌توانند سیاست‌های متهورانه مالیاتی داشته باشند. علاوه بر این، شرکت‌های دولتی به دلیل داشتن حمایت‌های مالی و سیاسی دولت، تمایل دارند تا با پرداخت صحیح مالیات حسن‌نیت خود را به دولت ثابت کنند. در نتیجه، انتظار بر این است که با افزایش مالکیت دولتی، سیاست‌های متهورانه مالیاتی کاهش و درنتیجه همزمانی قیمت سهام کاهش یابد که نتایج فرضیه دوم این پژوهش مؤید این مطلب است. نتایج حاصل از فرضیه دوم با یافته‌های پژوهش‌های فنگ و همکاران (۲۰۱۹) هم‌خوانی دارد.

نتایج آزمون فرضیه سوم نیز حاکی از این است که کیفیت حسابرسی به عنوان متغیر تعدیلگر، بر رابطه بین سیاست متهورانه مالیاتی و همزمانی قیمت سهام اثرگذاری منفی دارد. بنابراین فرض صفر رد می‌شود و درنتیجه فرضیه سوم پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید می‌شود. حسابرسان درستی اطلاعات مالی و مالیاتی شرکت را به منظور اعتباربخشی به صورت‌های مالی افشاءشده برای عموم، را ارزیابی می‌کنند. در واقع، کیفیت بالای حسابرسی هزینه نمایندگی و عدم تقارن اطلاعات را در بازار کاهش می‌دهد. از این‌رو، محتوای اطلاعات مالی از جمله محتوای اطلاعات قیمت سهام افزایش می‌یابد. بنابراین، کیفیت بالای حسابرسی منجر به محدود شدن سیاست متهورانه مالیاتی و کاهش همزمانی قیمت سهام می‌شود. نتایج حاصل از فرضیه سوم با یافته‌های پژوهش‌های ریچاردسون و همکاران (۲۰۱۳)؛ کاناگارتنام و همکاران (۲۰۱۶)؛ فنگ و همکاران (۲۰۱۹) هم‌خوانی دارد.

نتایج آزمون فرضیه چهارم نیز حاکی از این است که عدم‌شفافیت شرکت، رابطه مثبت بین سیاست متهورانه مالیاتی و همزمانی قیمت سهام را برجسته‌تر می‌کند. بنابراین فرض صفر رد می‌شود و درنتیجه فرضیه چهارم پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید می‌شود. در صورت وجود شفافیت در حسابداری، همزمانی قیمت سهام کمتر می‌باشد. افراد درون‌شرکتی در همزمانی بازده سهام نقش دارند. افراد درون‌شرکتی مثل مدیران وقتی جریان نقدی آزاد زیادی را پیش‌بینی کرده‌اند، انگیزه دارند تا محیط اطلاعاتی شرکت را مبهم کنند. زیرا وقتی سهامداران بیرونی بر اساس اطلاعات سطح صنعت یا سطح بازار جریان‌های نقدی خاص شرکت را کمتر از واقع برآورد می‌کنند، مدیران شرکت که از جریان‌های نقدی آزاد اضافی مطلع هستند، می‌توانند جریان‌های نقدی غیرمنتظره سهامداران را در راستای اهداف خود (استفاده در پروژه‌های ضعیف) استفاده کنند. به این ترتیب، مدیران شرکت به دلیل تأمین منافع خود، با مبهم کردن اطلاعات مربوط به چشم‌انداز جریان‌های نقدی شرکت، بر کیفیت افشاء و همزمانی بازده سهام تأثیر می‌گذارند. بنابراین، احتمال دارد شرکت‌های کم رشد که جریان نقدی آزاد اضافی دارند،

بیشتر تمایل داشته باشند تا کیفیت افشاء را کاهش و همزمانی بازده سهام بیشتری از خود نشان دهند. در نهایت، عدم‌شفافیت حسابداری تأثیر مثبت معناداری بر همزمانی قیمت سهام دارند. بنابراین، عدم‌شفافیت شرکت اثرگذاری مثبتی بر رابطه مثبت بین سیاست متهورانه مالیاتی و همزمانی قیمت سهام دارد. نتایج حاصل از فرضیه چهارم با یافته‌های پژوهش‌های جین و مایرز (۲۰۰۶)؛ نیفار و آجیلی (۲۰۱۹) ؛ فنگ و همکاران (۲۰۱۹) هم‌خوانی دارد.

با توجه به یافته‌های فرضیه اول پژوهش، می‌توان پیشنهاد نمود سازمان‌های نظارتی نظیر سازمان بورس اوراق بهادار تهران و سازمان حسابرسی به متغیر سیاست متهورانه مالیاتی شرکت به‌عنوان عاملی که منجر به افزایش همزمانی قیمت سهام می‌شود، بیشتر توجه نمایند و از طرفی با اعمال بیشتر سیاست‌های تنبیهی در خصوص بکارگیری شرکت‌ها از سیاست متهورانه مالیاتی، فرصت‌طلبی‌های مدیران را در این خصوص محدود کنند. علاوه بر این، با توجه به یافته‌های فرضیه دوم پژوهش، سرمایه‌گذاران، اعتباردهندگان، بانک‌ها و سایر نهادهای تأمین مالی و به طور کلی ذی‌نفعان شرکت، جهت تصمیم‌گیری در مورد اعتبار شرکت مبنی بر رعایت تمکین مالیاتی آن و در نتیجه افزایش محتوای اطلاعاتی قیمت سهام، باید نسبت به مالکیت دولتی شرکت، اطلاعات بیشتری کسب کنند و شرکت‌هایی که دارای مالکیت دولتی بالایی هستند را انتخاب کنند. افزون بر این، با توجه به اینکه هدف هیئت‌مدیره و مدیران این است که اعتماد مالکان و سرمایه‌گذاران را فراهم کنند، با توجه به نتایج فرضیه سوم پژوهش، به آن‌ها پیشنهاد می‌شود که از مؤسسات حسابرسی معتمد طبقه اول استفاده کنند؛ زیرا چنین مؤسساتی به‌احتمال‌زیاد منجر به محدود شدن سیاست متهورانه مالیاتی و کاهش همزمانی قیمت سهام می‌شوند. با توجه به یافته‌های فرضیه چهارم پژوهش نیز، به مدیران و عوامل اجرایی شرکت‌ها پیشنهاد می‌شود در راستای کاهش همزمانی قیمت سهام تلاش بیشتری را جهت افزایش شفافیت حسابداری واحد تجاری بکار گیرند. از سوی دیگر، به سهامداران و سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود در انتخاب گزینه‌های سرمایه‌گذاری خود موضوع شفافیت حسابداری شرکت‌ها را نیز مد نظر قرار داده و به این موضوع توجه کنند که عدم‌شفافیت حسابداری شرکت‌ها منجر به افزایش همزمانی قیمت سهام شده که نهایتاً در کاهش سودآوری واحد تجاری متبلور خواهد شد. همچنین، به حسابرسان مستقل و سازمان حسابرسی پیشنهاد می‌شود که تدابیر بیشتری در خصوص میزان و نحوه افشای اطلاعات مالی و غیرمالی شرکت‌ها که خود عاملی جهت افزایش شفافیت حسابداری است، بیاندیشند.

در این پژوهش با استفاده از شاخص تفاوت دفتری مالیات به‌عنوان شاخصی برای اندازه‌گیری سیاست متهورانه مالیاتی، رابطه بین سیاست متهورانه مالیاتی و همزمانی قیمت سهام مورد بررسی قرار گرفت. اما باید توجه داشت که شاخص‌های متفاوت سیاست متهورانه مالیاتی می‌تواند نتایج متفاوتی را در پی داشته باشد. درنتیجه، پژوهشگران آتی می‌توانند رابطه بین سیاست متهورانه مالیاتی و همزمانی قیمت سهام را با شاخص‌های دیگر سیاست متهورانه مالیاتی مورد بررسی قرار دهند. علاوه بر این، در پژوهش حاضر از مالکیت دولتی، کیفیت حسابرسی و عدم‌شفافیت شرکت به‌عنوان متغیرهای تعدیلگر استفاده شده است. در حالی‌که، چندین متغیر تعدیلگر بالقوه دیگر مانند صنعت و شاخص‌های دیگر حاکمیت شرکتی (از جمله، مالکیت نهادی، مالکیت مدیریتی، رقابت در بازار محصول) وجود دارد که می‌تواند رابطه بین سیاست متهورانه مالیاتی و همزمانی قیمت سهام را تحت تأثیر قرار دهد. لذا، پژوهشگران آتی می‌توانند از این متغیرهای تعدیلگر در پژوهش خود استفاده کنند.

این پژوهش دارای محدودیت‌هایی نیز است. برای نمونه، داده‌های استخراج‌شده از صورت‌های مالی شرکت‌ها از بابت تورم تعدیل نگردیده است. علاوه بر این، پژوهش حاضر با استفاده از داده‌های ۹۸ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام شده است و شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بیمه، بانک‌ها، صندوق‌های بازنشستگی، واسطه‌گری مالی، هلدینگ و لیزینگ، از جامعه‌ی آماری کنار گذاشته شده است. لذا نتایج بدست آمده قابلیت تعمیم به تمامی شرکت‌ها را ندارد. همچنین، نتایج پژوهش حاضر، در سطح کل شرکت و بدون تفکیک براساس نوع صنعت به‌دست‌آمده و ممکن است در خصوص هر یک از صنایع به‌طور مجزا، نتایج متفاوتی حاصل شود.

۸- منابع

ابراهیمی کردلر، علی؛ جوانی قلندری، موسی. (۱۳۹۵). تأثیر تخصص حسابرس بر کیفیت سود و همزمانی قیمت سهام. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۲۳، شماره ۲، ص‌ص. ۱۵۴-۱۳۷.

بحری ثالث، جمال؛ بهنمون، یعقوب؛ مددی‌زاده، ابراهیم. (۱۳۹۳). ویژگی‌های هیأت مدیره و استراتژی مالیاتی جسورانه. فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مدیریت، سال هفتم، شماره ۲۲، ص‌ص. ۶۷-۵۳.

تالانه، عبدالرضا؛ سجادی، مهدی. (۱۳۹۵). تأثیر فرصت‌های رشد بر رابطه جریان نقد آزاد و همزمانی بازده سهام در شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران. پژوهش‌های حسابداری مالی، سال هشتم، شماره ۳، پیاپی (۲۹)، ص‌ص. ۷۶-۵۹.

حملبرانی حقی، حسین. (۱۳۹۸). تأثیر ویژگی‌های سود پیش‌بینی شده توسط مدیریت بر همزمانی قیمت سهام. پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته حسابداری، مؤسسه آموزش عالی سراج.

حمیدیان، محسن، وقفی، سیدحسام، سلیمانی، حجت، فیاض، علی. (۱۳۹۶). بررسی رابطه بین همزمانی قیمت سهام با توزیع ریسک سیستماتیک و غیر سیستماتیک بازده سهام، فصلنامه سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی دانشگاه الزهرا، سال ۵، شماره ۳، صص ۹۱-۱۰۸.

خانی، عبدالله؛ ایمانی، کریم؛ یوسفی، امین. (۱۳۹۳). اجتناب از مالیات، نحوه اندازه‌گیری و عوامل مؤثر بر آن، پژوهش حسابداری، شماره ۱۵، ص‌ص. ۱۴۲-۱۲۱.

خواجوی، شکراله؛ کیامهر، محمد. (۱۳۹۵). مدل‌سازی اجتناب مالیاتی با استفاده از اطلاعات حسابداری: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. مجله دانش حسابداری، سال هفتم، شماره ۲۵، ص‌ص. ۱۰۰-۷۹.

لطفی، محسن؛ حقیقت، حمید؛ قائمی، محمدحسین. (۱۳۹۷). اعتبارسنجی و توسعه مدل‌های همزمانی بازده سهام و تأثیر وضعیت اقتصادی کشور بر تغییرات آن. فصلنامه علمی پژوهشی دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت، سال هفتم، شماره ۲۵، ص‌ص. ۹۷-۸۱.

محمد رضائی، فخرالدین و محمدرضائی، مهدی. (۱۳۹۴). بررسی رابطه بین رتبه مؤسسات حسابرسی معتمد سازمان بورس اوراق. بهادار تهران و کیفیت حسابرسی. فصلنامه علمی پژوهشی دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت. ۴(۱۴)، ۱۴-۱.

همتی، هدی، سیرانی، محمد، محمدی، قانع. (۱۳۹۴). اثر کیفیت حسابرسی و ساختار مالکیت بر همزمانی قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران، دانش حسابداری، سال ۱۵، شماره ۶۱، صص ۱۹۳-۲۱۱.

Dechow, P.M., Sloan, R.G., Sweeney, A.P., (1995). Detecting earnings management. The Accounting Review, Vol. 70, PP. 193–225.

Feng, H., Habib, A., Tian, G. l. (2019). Aggressive tax planning and stock price synchronicity: evidence from China. International Journal of Managerial Finance, https://doi.org/10.1108/IJMF-07-2018-0194

Jin, L., & Myers, S. C. (2006). R 2 around the world: New theory and new tests. Journal of Financial Economics, 79, 257–292.

Johnston, J. A. (2009). Accruals Quality and Price Synchronicity, working paper, Louisiana State University and Agricultural and Mechanical College.

Jones, Jennifer J. (1991). Earnings managementduring import relief investigations. Journal ofAccounting Research, Vol. 29, No. 2, PP. 193-228.

Kanagaretnam, K., Lee, J., Lim, C.Y. and Lobo, G.J. (2016), "Relation between auditor quality and tax aggressiveness: implications of cross-country institutional differences", Auditing: A Journal of Practice and Theory, Vol. 35 No. 4, pp. 105-135.

Kothari, S., Leone, A., Wasley, C. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. J. Account. Econ. 39, 163–197.

Neifar, S., Ajili, H. (2019). CEO characteristics, accounting opacity and stock price synchronicity: Empirical evidence from German listed firms. The Journal Corporate Accounting & Finance, 30 (2): 29–43.

Ntow-Gyamfi, M., Bokpin, G. A., & Gemgah, A. (2015). Corporate governance and transparency: evidence from stock return synchronicity. Journal of Financial Economic Policy, Vol. 7, PP. 157-179 .

Piotroski, J., & Roulstone, D. (2004). The Influence of Analysts, Institutional Investors and Insiders on the Incorporation of Market, Industry and Firm-Specific Information Into Stock Prices. The Accounting Review,Vol. 79, Pp. 1119-1152.

Rezaei, F., Sheikhi, S. (2015). The relation between institutional investors (Dedicated and Transient and stock price synchronicity in Iran stock market. journal of cumhuriyet university Faculty of ScienceTvolume 36, No:3special issue.

Richardson, G., Taylor, G. and Lanis, R. (2013). The impact of board of director oversight characteristics on corporate tax aggressiveness: an empirical analysis. Journal of Accounting and Public Policy, Vol. 32 No. 3, pp. 68-88.

Roll, R. (1988). Presidential Address: R2. Journal of Finance, Vol.43, PP. 540-566.

Sabri, B., Hatem, M., Hatem, R. (2014). Large controlling shareholders and stock price synchronicity. Journal of Banking & Finance, 41: 81–96.

Zia, A. (2017). Determinants of stock price synchronicity in Pakistan. Master of Science in Management Sciences, Capital University of Science and Technology Islamabad