مجله علمی
مدیریت بازرگانی
و علم اطلاعات
واحد شهرقدس

ارتباط بین مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی و استراتژی‌های مالیاتی با تأکید بر نقش هزینه‌های نمایندگی

رعنا جلیل پور پرنیاء[1]، یونس بادآور نهندی*[2]، شهلا عباس زاده[3]

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۰/۱۳

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۲/۰۵

چکیده

در پژوهش حاضر به بررسی ارتباط بین مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی و استراتژی‌های مالیاتی با تأکید بر نقش هزینه‌های نمایندگی پرداخته می‌شود. این پژوهش از لحاظ هدف، کاربردی بوده و از بعد روش‌شناسی همبستگی از نوع علی (پس رویدادی) هست. جامعه آماری پژوهش، کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده و با استفاده از روش نمونه‌گیری حذف سیستماتیک، ۱۳۵ شرکت به‌عنوان نمونه پژوهش انتخاب‌شده در دوره‌ی زمانی ۶ ساله بین سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۸ موردبررسی قرار گرفتند. روش مورد استفاده جهت جمع‌آوری اطلاعات، کتابخانه‌ای بوده و داده‌های مربوط برای اندازه‌گیری متغیرها از سایت کدال و صورت‌های مالی شرکت‌ها جمع‌آوری شده است. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از نرم‌افزار استاتا استفاده شده است. نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی دارای احتمال کمتر از ۵ درصد و ضریب بوده و با نرخ مؤثر مالیاتی ارتباط معکوس دارد. ولی، با تفاوت سود حسابداری و سود مشمول مالیات ارتباط مستقیم دارد. نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش خالص بر ارتباط بین مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی و نرخ مؤثر مالیاتی تأثیر معکوس دارد. تعامل جریان نقد آزاد و نسبت کیوتوبین دارای احتمال بیشتر از ۵ درصد بوده و بر ارتباط بین مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی و نرخ مؤثر مالیاتی تأثیر ندارد.

کلیدواژه‌ها

مدیریت سود، استراتژی مالیاتی، هزینه‌های نمایندگی

ناشر: دانشگاه آزاد اسلامی واحد شهرقدس

* **نویسنده مسئول: یونس بادآور نهندی** **ایمیل:** Yb_nahandi@yahoo.com

۱- کارشناسی ارشد، حسابداری، موسسه آموزش عالی دانشوران، تبریز، ایران rana.jalilpour66@gmail.com

۲- دانشیار، گروه حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز، تبریز، ایران (نویسنده مسئول) Yb_nahandi@yahoo.com

۳- مربی، گروه حسابداری، موسسه آموزش عالی دانشوران، تبریز، ایران abbaszadeh65@gmail.com

مقدمه

مدیریت سود عبارت است از رفتارآگاهانه‌ای که به منظور کاهش نوسانات دوره‌ای سود شکل می‌گیرد که طبیعتاً باید تاکید کرد این رفتار آگاهانه با نوعی قضاوت و اعمال نظر همراه است که می‌تواند ارزیابی مدیریت سود را به شکل ذهنی و فاقد معیاری مشخص درآورد، حال نکته مهم در اینجا آشکار می‌شود و آن این که حتی افرادی که مدیریت سود را مثبت ارزیابی می‌کنند نیز به گونه‌ای معترفند که در یک بازار غیر کارا چنین پدیده‌ای می‌تواند منجر به گمراهی استفاده کنندگان شود. مدیریت سود به‌عنوان فرآیند برداشتن گام‌های آگاهانه در محدوده اصول پذیرفته شده حسابداری برای رساندن سود گزارش شده به سطح سود مورد نظر تعریف شده است، که عمل نزدیک کردن سود گزارش شده به سطح سود هدف از طریق دستکاری حسابداری انجام می‌گیرد (گل و جاگی[1]، ۲۰۱۴). پس از تصویب قانون ساربینز-اکسلی در سال ۲۰۰۲، توجه مدیران به مدیریت سود معطوف شده است (گراهام و همکاران[2]، ۲۰۰۵؛ کوهن و همکاران[3]، ۲۰۰۸). برخی از مطالعات انجام شده نشان داده‌اند که مدیریت سود فعالیت‌های واقعی می‌تواند هزینه سرمایه حقوق صاحبان سهام را افزایش (کیم و ساهن[4]، ۲۰۱۳) و ارزش شرکت را کاهش دهد (گونی[5]، ۲۰۱۰). از آن جایی که تهیه صورتهای مالی به عهده مدیریت است، ممکن است مدیریت به دلایل مختلف از جمله انگیزه‌های مالیاتی اقدام به مدیریت سود کند (صدیقی، ۱۳۹۹). می‌بری و همکارانش (۲۰۱۵) دریافتند که هموارسازی احتیاطی با سطوح بالاتری از اجتناب مالیاتی آینده مرتبط است. الیانی[6] (۲۰۱۸) در تحقیق خود اشاره می‌کند که اثر غیرمستقیم معاملات اشخاص وابسته بر تهاجم مالیاتی از طریق مدیریت سود وجود دارد و مدیریت سود می‌تواند مؤثر بر تهاجم مالیاتی باشد (ماهاردیکا و سوجانداری[7]، ۲۰۲۲).

از سوی دیگر، از دیدگاه نظری، استراتژی مالیاتی، به‌عنوان استفاده قانونی از نظام مالیاتی برای منافع شخصی برای کاهش میزان مالیات پرداختی به وسیله ابزارهای قانونی تعریف می‌شود (پسترناک و ریکو[8]، ۲۰۰۸) و منظور از اجتناب مالیاتی، تلاش در جهت کاهش مالیات‌های پرداختی است (هانلون و هیتزمن[9]، ۲۰۱۰).

در اکثر کشورها، بخش عمده‌ای از منابع درآمدی دولت از طریق مالیات تأمین می‌شود. سهم از کل درآمدهای عمومی در میان کشورها متفاوت است. بی‌توجهی به مقوله مالیات‌ها یکی از عوامل اصلی ایجاد وقفه و انسداد در توسعه اقتصادی و اجتماعی ایران است. از منظر اقتصادی، اتکای بیش‌ازحد بر درآمدهای نفتی با توجه به نوسان‌های شدید و غیرقابل پیش‌بینی آن در بازارهای جهانی، موجب بی‌ثباتی بخش بزرگی از درآمدهای دولت شده و گسترش بخش دولتی را به‌ویژه در امور تصدی‌گری فراهم آورده است. عدم تمکین به مقررات مالیاتی، موضوعی است که نه‌تنها در ایران، بلکه در سایر کشورهای پیشرفته نیز دارای اهمیت و محل بحث و چاره‌اندیشی است. فرار از مالیات همیشه و همه‌جا موضوع جذابی برای مودیان است؛ از این‌رو در سایر کشورها با توجه به سیستم‌های اطلاعاتی پیشرفته و تدوین مقررات بازدارنده، سعی در کاهش آن داشته‌اند. حجم فرار مالیاتی شرکت‌ها در ایران ۱۰ هزار میلیارد تومان است اما به صورت کلی، ایران در گروه کشورهای با فرار مالیاتی ۲۰ درصدی گروه‌های مشمول قرار دارد. در حال حاضر ۶.۸ درصد تولید ناخالص داخلی کشور مالیات پرداخت می‌کند که طبق برنامه تا دو سال آینده این میزان باید به ۱۰ درصد برسد که با روند موجود، بعید است (سازمان امور مالیاتی، ۱۳۹۱). همچنین در این میان، اجتناب و فرار مالیاتی در کشورها باعث شده است تا درآمدهای مالیاتی کشورها همواره از آنچه که برآورد شده است کمتر باشد. بنابراین، از جمله موضوعات بسیار مهم که در حال حاضر در اکثر پژوهش‌ها مورد توجه است، بحث اجتناب و فرار

[1] Gul & Jaggi
[2] Graham et al
[3] Cohen et al
[4] Kim & Sohn
[5] Gunny
[6] Ellyani
[7] Mahardhika et al
[8] Pasternak & Rico
[9] Hanlon & Heitzman

مالیاتی و عوامل مؤثر بر آن و نتایجی است که از آن حاصل می‌شود. در تحقیقات انجام شده اثبات کرده‌اند که هم سویی بین صاحبان سهام و منافع مدیران یک فاکتور مهم در شناخت و فهم اجتناب مالیاتی شرکت‌ها است (مانند دیسای و دارماپالا[۱۰]، ۲۰۰۶؛ ویلسون[۱۱]، ۲۰۰۹؛ چن و همکاران[۱۲]، ۲۰۱۰؛ رگو و ویلسون[۱۳]، ۲۰۱۲). بازی بین مراجع مالیاتی، شرکت‌ها و افراد از دیرباز جز رقابت‌های طبعی و لذت بخشوده است هرگاه مرجع مالیاتی برای حل اختلاف موجود قانون جدیدی وضع کرده است شرکت در تلاش برای ایجاد مجدد این اختلاف استراتژی خود را تغییر داده است تا از این مزیت این اختلاف به نفع خود استفاده کند شرکت‌ها تمایل دارند سودهای خود را در تلاش برای رسیدن به پیامدهای خاص گزارشگری مالی (مایرز و همکاران[۱۴]، ۲۰۰۷) و انتقال اطلاعات به شرکت کنندگان در بازار (تاکرو زاروین[۱۵]، ۲۰۰۶) مدیریت کنند. از طرفی، رابطه نمایندگی نوعی قرارداد می‌باشد که یک یا چند نفر (مالک یا مالکانی) را مأمور به اجرای عملیاتی می‌کنند و در این راستا اختیار اتخاذ برخی تصمیمات را به وی تفویض می‌کنند که مشکل نمایندگی ناشی از تضاد منافع بین طرفین ایجاد می‌گردد (نوروش و همکاران، ۱۳۸۸).

بادرسچر و همکاران[۱۶] (۲۰۱۳) دریافتند که بسیاری از شرکتها مدیریت سود را به منظور اجتناب از مالیات انجام می‌دهند. بر اساس نظریه نمایندگی، مدیران شرکتها توانایی تبدیل و دست کاری اطلاعات را دارند (بصری و بوچاری[۱۷]، ۲۰۱۷). مدیران شرکت‌ها می‌توانند جایگزینها و روشهای حسابداری مورد استفاده برای ثبت هر معاملهای را به کار بگیرند. همچنین مدیران شرکت‌ها می‌توانند انگیزه‌ای برای افزایش سود برای اهداف گزارشگری مالی و کاهش سود برای اهداف گزارش مالیاتی داشته باشند (کوه و لی[۱۸]، ۲۰۱۵). ناسازگاری بین استانداردهای حسابداری و قوانین مالیاتی اجازه می‌دهد تا شرکت‌ها مدیریت سود را انجام دهند، به طوریکه سود مالیاتی که اعمال می‌شود کاهش می‌یابد (فرانک و همکاران[۱۹]، ۲۰۰۹).

فرانک و همکاران (۲۰۰۹) در پژوهش خود بین گزارشگری مالی تهاجمی و پرخاشگری گزارش مالیاتی رابطه مثبت را به دست آوردند. از آنجا که مدیران شرکت خواهان حداکثر دریافت پاداش هستند؛ بنابراین گزارش مالی مهاجم توسط شرکت در قالب اقداماتی جهت افزایش سود صورت می‌گیرد. همچنین، شرکت‌هایی که سودآوری بالایی دارند، تمایل به انجام اقدامات اجتناب مالیاتی به منظور کاهش بدهی‌های مالیاتی خود خواهند داشت (دلگادو و همکاران[۲۰]، ۲۰۱۲). به طور کلی، به نظر می‌رسد شرکت‌ها به منظور اهداف برنامه ریزی مالیاتی، به مدیریت سود بپردازند. دو یا چند شرکت عضو گروه تجاری با انتقال سود از شرکت سودآور به شرکت زیانده، می‌توانند کل جریان نقدینگی ناشی از پرداخت مالیات گروه راکاهش دهند و مالیات را مدیریت نمایند. این کار احتمالاً می‌تواند از طریق قیمت گذاری انتقالی که متفاوت با ارزش بازار است، صورت پذیرد (بیوسلینک و دلوف[۲۱]، ۲۰۱۴).

به طور کلی، بر اساس نظریه فرصت طلبی مدیریت می‌توان عنوان داشت که مدیران فرصت طلب به بهانه اجتناب از پرداخت مالیات، منابع را در جهت منافع شخصی هدایت یا برداشت نمایند (رضایی و جعفری نیارکی، ۱۳۹۴). این مسئله موجب می‌گردد منافع اجتناب از پرداخت مالیات کم‌تر از هزینه‌های آن گردد و در نهایت این سهامداران خواهند بود که این هزینه‌ها را متحمل می‌شوند. کیم و همکاران[۲۲] (۲۰۱۰) دریافتند که فرار مالیاتی آثار منفی بر محیط اطلاعاتی و گزارشگری مالی دارد.

[10] Desai & Dharm apala
[11] Wilson
[12] Chen et al
[13] Rego & Wilson
[14] Myers et al
[15] Tucker & Zarowin
[16] Badertscher et al
[17] Basri & Buchari
[18] Koh & Lee
[19] Frank et al
[20] Delgado et al
[21] Beuselinck & Deloof
[22] Kim et al

این موضوع به مدیران این امکان را می‌دهد تا در راستای دست یابی به منافع شخصی خود، معیارهای عملکردی شرکت را دستکاری نمایند. بوشمن و اسمیت[۲۳] (۲۰۰۱) نیز عنوان داشتند که ابهام ناشی از اقدامات فرار مالیاتی می‌تواند تضاد منافع بین سهامداران و گروه مدیریت را تشدید نماید (پورحیدری و همکاران، ۱۳۹۳). مشایخی و علی پناه (۱۳۹۴)، در پژوهشی به اثر اجتناب از پرداخت مالیات بر منافع سهامداران پرداختند. فعالان بازار سرمایه ایران، نسبت به راه کارهای کاهش میزان مالیات پرداختی دیدگاه مثبتی دارند و آن را نه ابزاری برای اقدامات فرصت طلبانه، بلکه تلاشی برای کاهش انتقال ثروت از سهامداران به دولت، تلقی می‌نمایند.

مونزور و همکاران[۲۴] (۲۰۲۱) به بررسی سرمایه سازمانی، اجتناب از مالیات شرکت‌ها و ارزش شرکت پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که شرکتهایی با سطوح بالای سرمایه سازمانی، سطوح بالاتری از اجتناب از مالیات را نشان می‌دهند و سهامداران اجتناب از مالیات شرکتهای سرمایه سازمانی بالا را افزایش دهنده ارزش می‌دانند. آنیرو و همکاران[۲۵] (۲۰۲۰) به بررسی تأثیر فعالیت‌های اجتناب از پرداخت مالیات شرکت‌ها بر ریسک ورشکستگی شرکت پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که اجتناب از پرداخت مالیات شرکتی هزینه بدهی بانکی و نرخ سود و اعتبار پایین‌تر را بالا می‌برد. با این حال، مشخص نیست که آیا اجتناب از مالیات در واقع ریسک ورشکستگی یک شرکت را افزایش می‌دهد یا این که به‌طور منفی توسط بانک‌ها به‌طور منفی دیده می‌شود. آن‌ها متوجه شدند که شرکت‌هایی که درگیر اجتناب از مالیات هستند و این شرکت‌ها با ریسک ورشکستگی بالاتری مواجه هستند. یافته‌های آن‌ها با این دیدگاه سازگار است که اجتناب از مالیات، یک فعالیت افزایش ریسک است. چن و همکاران[۲۶] (۲۰۱۹) در پژوهشی با موضوع نقدشوندگی سهام و اجتناب مالیاتی برای نمونه ۳۴۲۲۱ سال-شرکت بین سال‌های ۱۹۹۳ الی ۲۰۱۰ پرداختند. نتایج نشان داد که تأثیر نقدشوندگی سهام بر اجتناب مالیاتی از لحاظ آماری معنادار است و هرچه نقدشوندگی سهام بالاتر باشد اجتناب مالیاتی کمتری وجود خواهد داشت رانیا و همکاران[۲۷] (۲۰۱۸) در پژوهشی تأثیر ویژگی‌های شرکت بر اجتناب مالیاتی با نقش تعدیل گر مدیریت سود در شرکت‌های بورسی اندونزی مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که ویژگی‌های شرکت شامل سودآوری، اهرم مالی و اندازه شرکت تأثیر منفی و معنادار بر اجتناب مالیاتی دارند. خورانا و همکاران[۲۸] (۲۰۱۸) توانایی مدیریتی، اجتناب مالیاتی و کارایی سرمایه‌گذاری را مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از این بود که توانایی مدیریتی باعث می‌شود، افزایش اجتناب مالیاتی منجر به افزایش کارایی سرمایه‌گذاری شود. بیلینگ و روی[۲۹] (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر اجتناب از پرداخت مالیات بر کارایی سرمایه‌گذاری پرداختند. نتایج نشان دهنده این بود که با افزایش اجتناب از پرداخت مالیات در شرکت، سرمایه‌گذاری بیش‌ازحد نیز افزایش می‌یابد. کاستر و همکاران[۳۰] (۲۰۱۶) دریافتند که مدیران توانمند به دلیل درک بالایی که از محبط عملکردی شرکت‌ها دارند، می‌توانند تصمیمات تجاری را با استراتژی‌های مالیاتی همسو کرده و فرصت‌های برنامه‌ریزی مالیاتی مؤثر را شناسایی کنند. آن‌ها به شواهد قابل اعتمادی مبنی بر مشارکت مدیران توانمند در فعالیت‌های اجتناب مالیاتی (که پرداخت مالیات نقدی شرکت‌ها را کاهش می‌دهد دست یافتند. پژوهش نوبخت و نوبخت (۱۴۰۰) نشان داد اجتناب از پرداخت مالیات بر معیارهای حسابداری و اقتصادی عملکرد شرکت تأثیر منفی و معنی‌داری دارد، به این معنی که با افزایش اجتناب مالیاتی عملکرد شرکت کاهش یافته است. رحیمی و فروغی (۱۳۹۹) به بررسی تأثیر اجتناب از پرداخت مالیات بر کارایی سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. بر اساس یافته‌های پژوهش، افزایش اجتناب از پرداخت مالیات، کارایی سرمایه‌گذاری شرکت را کاهش می‌دهد. حاجیان نژاد و دانش سرارودی (۱۳۹۸) نشان دادند سودآوری، قابلیت تبیین هر یک از متغیرهای نقدشوندگی و هزینهٔ

[23] Bushman & Smith
[24] Munzur et al
[25] Aniro et al
[26] Chen et al
[27] Rania et al
[28] Khurana et al
[29] Bailing & Rui
[30] Koester et al

نمایندگی را به‌عنوان متغیر درون‌زا دارد و با توجه به نتایج معادلات همزمان، نقدشوندگی بر اجتناب مالیاتی، تأثیر منفی و هزینهٔ نمایندگی بر اجتناب مالیاتی، تأثیر مثبت داشته است. آقایی و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهشی نقش توانایی مدیریتی در اجتناب مالیاتی شرکت را مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از این بود که در شرکت‌هایی با عملکرد بهتر، مدیران با سطح توانایی بالا کمتر درگیر فعالیت‌های اجتناب مالیاتی می‌شوند و به‌طور کلی، علاوه بر ویژگی‌های شرکت، توانایی مدیریتی بر رفتار اجتناب مالیاتی شرکت مؤثر است. حسنی القار و شعری آناقیز (۱۳۹۶) به بررسی تأثیر توانایی مدیریت بر اجتناب مالیاتی پرداختند. نتیجه اینکه توانایی مدیریت، تأثیر مثبت و معناداری بر اجتناب مالیاتی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران دارد. همچنین یافته‌ها نشان دهنده تأثیر غیر مستقیم اندازه شرکت و اهرم مالی بر اجتناب مالیاتی بود.

با توجه به مطالب فوق، فرضیه‌های پژوهش بدین شرح است:

۱- بین مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی و نرخ مؤثر مالیاتی ارتباط وجود دارد.

۲- بین مدیریت سود واقعی و تفاوت سود حسابداری و سود مشمول مالیات ارتباط وجود دارد.

۳- نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش خالص بر ارتباط بین مدیریت سود واقعی و نرخ مؤثر مالیاتی تأثیر دارد.

۴- نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش خالص بر ارتباط بین مدیریت سود واقعی و تفاوت سود حسابداری و سود مشمول مالیات تأثیر دارد.

۵- تعامل جریان نقد آزاد و نسبت کیوتوبین بر ارتباط بین مدیریت سود مواقعی و نرخ مؤثر مالیاتی تأثیر دارد.

۶- تعامل جریان نقد آزاد و نسبت کیوتوبین بر ارتباط بین مدیریت سود واقعی و تفاوت سود حسابداری و سود مشمول مالیات تأثیر دارد.

روش شناسی

پژوهش حاضر از دیدگاه تقسیم‌بندی بر مبنای هدف، تحقیق کاربردی است و از لحاظ طبقه‌بندی تحقیق بر حسب روش، از نوع توصیفی است. همچنین این تحقیق همبستگی از نوع علی (پس رویدادی) است، اجرای روش توصیفی می‌تواند صرفاً برای شناخت بیشتر شرایط موجود یا کمک به فرآیند تصمیم‌گیری و پیش‌بینی شرایط آتی باشد. یکی از انواع تحقیق توصیفی، تحقیق همبستگی است در این تحقیق رابطه میان متغیرها براساس هدف تحقیق تحلیل می‌شود. با توجه به رویکرد پنل دیتا از نرم افزار استاتا نسخه ۱۷ برای اجرای آزمون‌های آماری استفاده شده است.

جامعه آماری پژوهش، کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد و با توجه به محدود بودن جامعه آماری شرکت‌های تولیدی در بورس اوراق بهادار تهران و در نظر گرفتن شرایط اعمال‌شده، نمونه آماری مشخص به روش حذف سیستماتیک انتخاب شد.

۱. طی سال‌های مورد مطالعه تحقیق ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۸، نماد معاملاتی آن‌ها از تابلوی بورس خارج نشده باشد (فعالیت مستمر و پایدار در بازار سرمایه).
۲. شرکت‌های مورد مطالعه نبایستی سال مالی و فعالیت خود را طی دوره‌های مورد نظر تغییر داده باشند (همگن بودن سال مالی و فعالیت در طول دوره مطالعه).
۳. اطلاعات مالی موردنیاز، در دسترس باشد.
۴. شرکت مورد نظر طی دوره تحقیق فعالیت مستمر داشته و سهام آن مورد معامله قرار گرفته باشد و وقفه معاملاتی بیش از ۶ ماه نداشته باشد.

در نهایت با استفاده از روش حذف هدفمند ۱۳۵ شرکت به عنوان نمونه آماری انتخاب شده است.

متغیر وابسته: استراتژی‌های مالیاتی

معیار اول: نرخ مؤثر مالیاتی

در پژوهش حاضر، برای اندازه‌گیری نرخ مؤثر مالیاتی به تبعیت از خدامی‌پور و همکاران (۱۳۹۲) و بادآور نهندی و راهنما (۱۳۹۸)، از طریق نرخ مؤثر مالیاتی اندازه‌گیری خواهد شد. معیار نرخ مؤثر مالیاتی $ETR_{i,t}$ به‌عنوان معیاری برای اندازه‌گیری استراتژی‌های مالیاتی شرکت‌ها در نظر گرفته شده است که از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$ETR_{i,t} = \frac{TTE_{i,t}}{PTE_{i,t}}$$

که در آن:

$ETR_{i,t}$: نرخ مؤثر مالیاتی شرکت **i** در سال **t**.

$TTE_{i,t}$: کل هزینه مالیات شرکت**i** در سال **t**.

$PTE_{i,t}$: سود قبل از مالیات شرکت **i** در سال **t**.

معیار دوم: تفاوت سود حسابداری و سود مشمول مالیات (BTD)

از تفاوت بین سود حسابداری و سود مشمول مالیات به دست می‌آید که برای همگن نمودن بر دارایی‌های اول دوره تقسیم خواهد شد (دسای و دارماپالا، ۲۰۰۶؛ خدامی‌پور و همکاران، ۱۳۹۲).

متغیر مستقل: مدیریت سود واقعی (REM)

بیانگر دست‌کاری فعالیت‌های واقعی است. جریان نقدی غیرعادی (حاصل دست‌کاری فروش)، تولید غیرعادی (حاصل دست‌کاری تولید) و هزینه‌های اختیاری غیرعادی (حاصل دست‌کاری هزینه‌های اختیاری غیرعادی) به‌عنوان معیارهای مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی شناخته می‌شوند (لینارد و همکاران[31]، ۲۰۱۶؛ کیم و ساهن، ۲۰۱۳ و رویچادوری[32]، ۲۰۰۶). سطح غیرعادی این متغیرها از طریق تفاوت بین میزان واقعی و سطح نرمال آن‌ها محاسبه می‌شود.

اندازه‌گیری جریان نقدی غیرعادی (ABCFO)

از مدل شماره (۱) برای تخمین جریان نقدی غیرعادی استفاده می‌شود، به‌گونه‌ای که باقی‌مانده این رابطه به‌عنوان معیار جریان نقدی غیرعادی در نظر گرفته می‌شود:

مدل ۱) $$\frac{CFO_{i,t}}{A_{it-1}} = \beta_0 + \beta_1\left(\frac{1}{A_{it-1}}\right) + \beta_2\left(\frac{S_{it}}{A_{it-1}}\right) + \beta_3\left(\frac{\Delta S_{it}}{A_{it-1}}\right) + \varepsilon_{it}$$

که: A: کل دارایی‌ها، CFO: جریان نقدی عملیاتی، S: فروش و ΔS: تغییرات فروش می‌باشد.

اندازه‌گیری تولید غیرعادی (ABPROD)

از مدل شماره (۲) برای تخمین تولید غیرعادی استفاده می‌شود، به‌گونه‌ای که باقی‌مانده این رابطه به‌عنوان معیار تولید غیرعادی در نظر گرفته می‌شود.

مدل ۲) $$\frac{OROD_{i,t}}{A_{it-1}} = \beta_0 + \beta_1\left(\frac{1}{A_{it-1}}\right) + \beta_2\left(\frac{S_{it}}{A_{it-1}}\right) + \beta_3\left(\frac{\Delta S_{it}}{A_{it-1}}\right) + \left(\frac{\Delta S_{it-1}}{A_{it-1}}\right) + \varepsilon_{it}$$

که: PROD بهای تمام شده کالای فروش رفته به اضافه تغییر در موجودی‌ها می‌باشد.

اندازه‌گیری هزینه‌های اختیاری غیرعادی (ABEXP)

از مدل شماره (۳) برای تخمین هزینه‌های اختیاری غیرعادی استفاده می‌شود، به‌گونه‌ای که باقی‌مانده این رابطه به‌عنوان معیار هزینه‌های اختیاری غیرعادی در نظر گرفته می‌شود.

مدل ۳) $$\frac{DISEXO_{i,t}}{A_{it-1}} = \beta_0 + \beta_1\left(\frac{1}{A_{it-1}}\right) + \beta_2\left(\frac{S_{it-1}}{A_{it-1}}\right) + \varepsilon_{it}$$

که: DISEXP جمع هزینه‌های پژوهش و توسعه، تبلیغات، اداری، عمومی و فروش می‌باشد.

شاخص یکپارچه مدیریت سود واقعی برابر است با:

[31] Lenard et al
[32] Roychowdhury

(خطاهای مدل اول*۱-)+(خطاهای مدل دوم)+(خطاهای مدل سوم *۱-)

متغیر تعدیلگر: هزینه‌های نمایندگی (FCF)

برای محاسبه هزینه‌های نمایندگی از دو معیار استفاده خواهد شد:

۱) نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش خالص:

آنگ و همکاران[۳۳] (۲۰۰۰) نسبت هزینه‌های عملیاتی به جمع فروش خالص را به‌عنوان معیاری برای اندازه‌گیری هزینه نمایندگی معرفی کرده‌اند. این نسبت، چگونگی کنترل هزینه‌های عملیاتی شرکت به وسیله مدیران را مورد سنجش قرار می‌دهد و به‌عنوان معیار مستقیم هزینه‌های نمایندگی به کار می‌رود. یعنی با افزایش این نسبت، هزینه‌های نمایندگی بیشتر می‌شود.

۲) از طریق حاصل ضرب جریان نقد آزاد در نسبت کیوتوبین (پورکریم و همکاران، ۱۳۹۷): که برای اندازه‌گیری جریان وجه نقد آزاد واحد تجاری از مدل لهن و پولسن[۳۴] (۱۹۸۹) استفاده شده است؛ بر اساس این مدل جریان نقد آزاد از سود عملیاتی قبل از کسر استهلاک و به کسر مجموع مالیات‌ها، به‌اضافه هزینه‌ی بهره و سود تقسیمی پرداختنی به دست می‌آید و با تقسیم بر مجموع دارایی‌ها استاندارد می‌گردد. رابطه (۱) شیوه‌ی اندازه‌گیری جریان نقد آزاد را نشان می‌دهد.

$$FCF_{it} = \frac{INC_{it} - TAX_{it} - INTEXP_{it} - CSDIV_{it}}{TA_{it-1}}$$

که در آن:

FCF: جریان نقد آزاد.

INC: سود عملیاتی قبل از کسر هزینه استهلاک.

TAX: مالیات بر درآمد.

INTEXP: هزینه بهره.

CSDIV: سود پرداختی به سهامداران عادی.

TA_{it-1}: جمع ارزش دفتری دارایی‌ها در ابتدای سال مالی.

و محاسبه نسبت کیوتوبین[۳۵] که به صورت زیر انجام می‌شود:

$$\text{Qtobin} = \frac{\text{ارزش بازار سهام} + \text{ارزش دفتری بدهی}}{\text{ارزش دفتری دارایی}}$$

متغیرهای کنترلی

۱. اندازه شرکت (SIZE): اندازه شرکت از لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها محاسبه می‌شود (بادآور نهندی و راهنما، ۱۳۹۸).

۲. رشد فروش (GROWTH): از طریق نسبت تغییرات فروش بر فروش سال قبل به دست می‌آید (سعیدا اردکانی و سالاری ابر قویی، ۱۳۹۴).

۳. سن شرکت (AGE): بیانگر سن شرکت (از زمان تأسیس) است و به صورت لگاریتم طبیعی آن در نظر گرفته خواهد شد (کاظمی علوم و همکاران، ۱۳۹۹).

۴. بازده دارایی‌ها (ROA): از طریق نسبت سود عملیاتی به کل دارایی‌های شرکت محاسبه می‌شود (دبیری نیا و همکاران، ۱۳۹۹).

[33] Ang et al
[34] Lehn & Poulsen
[35] Qtobin

۵. متغیر مجازی اندازه موسسه حسابرسی (AS): اگر حسابرسی توسط سازمان حسابرسی، موسسه مفید راهبر شود برابر با یک و در غیر این صورت صفر خواهد بود (عباس زاده و همکاران، ۱۳۹۸).

۶. اهرم مالی (LEV): از طریق نسبت کل بدهی‌ها به کل دارایی‌های شرکت محاسبه می‌شود (بادآور نهندی و راهنما، ۱۳۹۸).

۷. استقلال هیأت مدیره (IND): از طریق نسبت اعضای غیرموظف هیأت مدیره به کل اعضای هیأت مدیره شرکت اندازه‌گیری خواهد شد (شهنوازی، ۱۳۹۸).

مدل ۱:

$$ETR_{it} = \beta_0 + \beta_1 REM_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 GROWTH_{it} + \beta_4 AGE_{it} + \beta_5 ROA_{it} + \beta_6 AS_{it} + \beta_7 LEV_{it} + \beta_8 IND_{it} + \varepsilon_{it}$$

مدل ۲:

$$BTD_{it} = \beta_0 + \beta_1 REM_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 GROWTH_{it} + \beta_4 AGE_{it} + \beta_5 ROA_{it} + \beta_6 AS_{it} + \beta_7 LEV_{it} + \beta_8 IND_{it} + \varepsilon_{it}$$

مدل ۳:

$$ETR_{it} = \beta_0 + \beta_1 REM_{it} + \beta_2 AGENCY1_{it} + \beta_3 (REM_{it} \times AGENCY1_{it}) + \beta_4 Size_t + \beta_5 Growth_{it} + \beta_6 Lnage_{it} + \beta_7 ROA_{it} + \beta_8 AS_{it} + \beta_9 LEV_{it} + \beta_{10} BIND_{it} + \varepsilon_{it}$$

مدل ۴:

$$BTD_{it} = \beta_0 + \beta_1 REM_{it} + \beta_2 AGENCY1_{it} + \beta_3 (REM_{it} \times AGENCY1_{it}) + \beta_4 Size_t + \beta_5 Growth_{it} + \beta_6 Lnage_{it} + \beta_7 ROA_{it} + \beta_8 AS_{it} + \beta_9 LEV_{it} + \beta_{10} BIND_{it} + \varepsilon_{it}$$

مدل ۵:

$$ETR_{it} = \beta_0 + \beta_1 REM_{it} + \beta_2 AGENCY2_{it} + \beta_3 (REM_{it} \times AGENCY2_{it}) + \beta_4 Size_t + \beta_5 Growth_{it} + \beta_6 Lnage_{it} + \beta_7 ROA_{it} + \beta_8 AS_{it} + \beta_9 LEV_{it} + \beta_{10} BIND_{it} + \varepsilon_{it}$$

مدل ۶:

$$BTD_{it} = \beta_0 + \beta_1 REM_{it} + \beta_2 AGENCY2_{it} + \beta_3 (REM_{it} \times AGENCY2_{it}) + \beta_4 Size_t + \beta_5 Growth_{it} + \beta_6 Lnage_{it} + \beta_7 ROA_{it} + \beta_8 AS_{it} + \beta_9 LEV_{it} + \beta_{10} BIND_{it} + \varepsilon_{it}$$

یافته‌ها

یافته‌های توصیفی

به‌منظور بررسی مشخصات عمومی متغیرها و تجزیه‌وتحلیل دقیق آن‌ها، آشنایی با آمار توصیفی مربوط به متغیرها لازم است. جدول (۱)، آمار توصیفی داده‌های مربوط به متغیرهای مورد استفاده در تحقیق را نشان می‌دهد. آمار توصیفی مربوط به ۱۳۵ شرکت نمونه طی دوره زمانی ۶ ساله (۱۳۹۳ تا ۱۳۹۸) می‌باشد.

جدول ۱، آمار توصیفی متغیرهای کمی

نام متغیر	نماد	تعداد	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	میانه	کمینه	بیشینه
نرخ مؤثر مالیاتی	ETR	۸۱۰	۰.۱۰۳۶	۰.۰۸۸۱	۰.۰۵۱۶	۱.۴۴۵۸	۰.۱۱۱۲	۰	۰.۲۴۶۷
تفاوت سود حسابداری و سود مشمول مالیات	BTD	۸۱۰	۰.۰۴۲	۰.۰۳۷۹	۱.۲۰۲۶	۴.۲۷۵۵	۰.۰۳۸	۰	۰.۱۹۳۸
مدیریت سود واقعی	REM	۸۱۰	۰.۱۲۳۳	۰.۳۷۰۲	۰.۲۰۷۴	۲.۳۱۵۳	۰.۰۹۶۴	-۰.۸۲۸۳	۰.۹۸۴۲
نسبت هزینه‌های	Agency1	۸۱۰	۰.۰۸۶۳	۰.۰۷۷۲	۴.۴۴۵۲	۳۳.۲۲۲۶	۰.۰۶۷۸	۰.۰۱۶	۰.۸۷۳۹

عملیاتی به فروش خالص								
تعامل جریان نقد آزاد و نسبت کیوتبین	Agency2	۸۱۰	۰.۲۴۸۳	۰.۴۴۴	۲.۳۱۰۹	۹.۱۵۶۵	۰.۰۸۹۱	-۰.۳۴۴۲	۲.۵۹۲۴
اندازه شرکت	size	۸۱۰	۱۴.۵۶۱۷	۱.۴۲۶۴	۰.۹۱۲۲	۴.۵۴۴۶	۱۴.۳۸۸۶	۱۱.۱۲۸۹	۲۰.۱۸۳۳
رشد فروش	Growth	۸۱۰	۰.۲۳	۰.۴۰۵۶	۱.۵۸۹۸	۹.۱۲۷۲	۰.۱۵۷۸	-۰.۸۲۵۵	۲.۸۹۳۳
سن شرکت	lnAge	۸۱۰	۳.۶۲۲۹	۰.۳۵۲۷	-۰.۵۱۳	۲.۲۹۱۳	۳.۷۱۳۵	۲.۶۳۹	۴.۲۱۹۵
بازده دارایی‌ها	ROA	۸۱۰	۰.۱۱۳۴	۰.۱۳۷۳	۰.۵۲۸۶	۴.۰۹۳۱	۰.۰۹۲۲	-۰.۲۸	۰.۵۴
اهرم مالی	LEV	۸۱۰	۰.۵۷۴۷	۰.۲۰۳۴	۰.۱۶۸۴	۳.۳۴۷۱	۰.۵۷۸۴	۰.۰۶	۱.۳۲۲
استقلال هیأت مدیره	BIND	۸۱۰	۰.۶۴۳۷	۰.۱۷۷	۰.۰۲۹۷	۲.۵۹۸۵	۰.۶	۰.۲	۱

مقدار میانگین برای متغیر اهرم مالی برابر با ۰.۵۷۴۷ می‌باشد که نشان می‌دهد در شرکت‌های عضو نمونه به‌طور میانگین ۵۷ درصد از کل دارایی‌ها از تأمین مالی از طریق بدهی‌ها تشکیل یافته است. به‌طورکلی پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین میزان پراکندگی از یکدیگر یا میزان پراکندگی آن‌ها نسبت به میانگین است. از مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است. مقدار این پارامتر برای اندازه شرکت برابر با ۱.۴۲۶۴ و برای نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش خالص برابر است با ۰.۰۷۷۲ می‌باشد که نشان می‌دهد این دو متغیر به ترتیب دارای بیشترین و کمترین انحراف معیار هستند. کمینه و بیشینه نیز کمترین و بیشترین را در هر متغیر نشان می‌دهد. به‌عنوان مثال بزرگ‌ترین مقدار اهرم مالی ۱.۳۲۲ است. میانگین نرخ مؤثر مالیاتی برابر با ۱۰ درصد است یعنی ۱۰ درصد سود عملیاتی شرکت‌ها مشمول مالیات شده و موثرترین مبلغی که از سود عملیاتی شرکتها اخذه شده و مالیات پرداخت می‌شود به میزان ۱۰ درصد می‌باشد. میانگین رشد فروش برابر با ۲۳ درصد است یعنی در شرکتهای عضو نمونه به طور میانگین شرکتها ۲۳ درصد نسبت به سال قبل رشد فروش داشته‌اند. میانگین مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی ۱۲ درصد است یعنی مدیران از طریق دستکاری فعالیت‌های واقعی می‌توانند میزان ۱۲ درصد از سود را مدیریت کنند. میانگین بازده دارایی‌ها برابر با ۱۱ درصد است یعنی شرکتها توانسته‌اند به میزان ۱۱ درصد از دارایی‌ها سودآوری داشته باشند. کمینه بازده دارایی‌ها برابر با ۰.۲۸- می‌باشد یعنی شرکتی وجود داشته که به میزان ۲۸ درصد دارایی‌ها زیانده بوده‌اند. میانگین استقلال هیئت مدیره ۶۴ درصد است یعنی در شرکتهای عضو نمونه به طور میانگین هیئت مدیره ها از استقلال ۶۴ درصدی برخوردار هستند.

آمارهای توصیفی متغیر کیفی

جدول ۲، توزیع فراوانی متغیر اندازه موسسه حسابرسی

اندازه موسسه حسابرسی	فراوانی	درصد	درصد تجمعی
۰	۶۳۱	۷۷.۹۰	۷۷.۹۰
۱	۱۷۹	۲۲.۱۰	۱۰۰.۰۰
کل	۸۱۰	۱۰۰.۰۰	

همان‌طور که در جدول ۲ قابل مشاهده است، جمع کل شرکت سال‌های مورد بررسی برابر با ۸۱۰ می‌باشد که از بین آن‌ها تعداد ۱۷۹ شرکت سال یعنی ۲۲.۱۰ درصد شرکت‌ها توسط سازمان حسابرسی، مفید راهبر، حسابرسی شده‌اند و ۶۳۱ شرکت - سال معادل ۷۷.۹ درصد شرکت‌ها توسط سایر مؤسسات حسابرسی شده‌اند.

آزمون نرمال بودن داده‌ها

به‌منظور بررسی نرمال بودن متغیرهای پژوهش از آزمون شاپیروفرانسیا استفاده‌شده است. نتایج آزمون تشخیص توزیع نرمال در جدول (۳) ارائه‌شده است:

جدول ۳، آزمون شاپیروفرانسیا

متغیر	نماد	آماره آزمون	سطح معناداری	نتیجه
نرخ مؤثر مالیاتی	ETR	۸.۹۹۷	۰.۰۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
تفاوت سود حسابداری و سود مشمول مالیات	BTD	۹.۶۸۴	۰.۰۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
مدیریت سود واقعی	REM	۵.۳۳۶	۰.۰۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش خالص	Agency1	۱۳.۰۰۶	۰.۰۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
تعامل جریان نقد آزاد و نسبت کیوتبین	Agency2	۱۲.۰۴	۰.۰۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
اندازه شرکت	size	۸.۰۹۷	۰.۰۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
رشد فروش	Growth	۹.۴۴۵	۰.۰۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
سن شرکت	lnAge	۸.۲۶۳	۰.۰۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
بازده دارایی‌ها	ROA	۶.۸۵۳	۰.۰۰۰۰	توزیع نرمال ندارد
اهرم مالی	LEV	۲.۵۷۸	۰.۰۰۴۹	توزیع نرمال ندارد
استقلال هیأت مدیره	BIND	-۱.۱۲	۰.۸۶۸۷	توزیع نرمال دارد

با توجه به نتایج به دست آمده در جدول ۳، سطح معنی‌داری طبق آزمون تشخیص توزیع نرمال شاپیروفرانسیا همه متغیرها (به غیر از استقلال هیأت مدیره) کمتر از ۵ درصد می‌باشند. لذا داده‌ها از توزیع نرمال برخوردار نیستند. از آنجایی که نرمال بودن خطاهای مدل‌ها نشان‌دهنده‌ی نرمال بودن ترکیب متغیرها می‌باشد آزمون نرمال بودن خطاهای مدل‌ها بررسی گردید و مشخص شد که خطاها از توزیع نرمال برخوردارند.

جدول ۴، آزمون نرمال بودن باقیمانده‌ها

نام متغیر	آماره آزمون	سطح معناداری	نتیجه
فرضیه اول	۰.۲۵	۰.۸۸۲۸	توزیع نرمال دارد
فرضیه دوم	۲.۷۳	۰.۲۵۵۴	توزیع نرمال دارد
فرضیه سوم	۴.۶۸	۰.۰۹۶۵	توزیع نرمال دارد
فرضیه چهارم	۲.۸۹	۰.۲۳۶۳	توزیع نرمال دارد
فرضیه پنجم	۰.۱۸	۰.۹۱۶۰	توزیع نرمال دارد
فرضیه ششم	۰.۳۰	۰.۸۶۲۳	توزیع نرمال دارد

با توجه به نتایج به‌دست‌آمده در جدول ۴، سطح معنی‌داری باقیمانده‌ها طبق آزمون تشخیص توزیع نرمال جارکو-برا کمتر از ۵ درصد هست خطاهای مدل‌ها نرمال می‌باشند

آزمون مانایی متغیرها

برای بررسی وجود ریشه واحد، می‌توان از آزمون هاریس استفاده کرد که نتایج آن به‌صورت جدول ۵ عرضه می‌گردد.

جدول ۵، آزمون مانایی (لوین، لین و چوی) برای متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد	آماره آزمون	سطح معناداری	نتیجه
نرخ مؤثر مالیاتی	ETR	-۶.۹e+۰۲	۰.۰۰۰۰	مانا است
تفاوت سود حسابداری و سود مشمول مالیات	BTD	-۱۰.۴۰۷۴	۰.۰۰۰۰	مانا است
مدیریت سود واقعی	REM	-۴۱.۳۸۴	۰.۰۰۰۰	مانا است
نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش خالص	Agency1	-۶۴.۸۶۵۴	۰.۰۰۰۰	مانا است
تعامل جریان نقد آزاد و نسبت کیوتبین	Agency2	-۴۰.۵۴۴۹	۰.۰۰۰۰	مانا است
اندازه شرکت	size	-۲۷.۸۰۷	۰.۰۰۰۰	مانا است
رشد فروش	Growth	-۲۴.۴۶۳۵	۰.۰۰۰۰	مانا است
سن شرکت	lnAge	-۶۲.۵۶۲۶	۰.۰۰۰۰	مانا است
بازده دارایی‌ها	ROA	-۲.۶e+۰۲	۰.۰۰۰۰	مانا است
اهرم مالی	LEV	-۱۵.۰۶۰۴	۰.۰۰۰۰	مانا است
استقلال هیأت مدیره	BIND	-۶.۷۱۴۳	۰.۰۰۰۰	مانا است

با توجه به جدول ۵ مشاهده می‌شود که سطح معنی‌داری متغیرها در آزمون مانایی همه متغیرها کمتر از ۵ درصد بوده و بیانگر مانا بودن متغیرها است.

آزمون اف لیمر (چاو)

این آزمون برای تشخیص بین الگوهای اثرات معمولی (pool) و داده‌های تابلویی (panel) صورت می‌گیرد. نتایج حاصل از آزمون اف لیمر برای مدل پژوهش به‌صورت جدول ۶ مشاهده می‌گردد.

جدول ۶، نتایج آزمون اف لیمر (چاو)

مدل آزمون	آماره آزمون	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون
فرضیه اول	۵.۷۷	۰.۰۰۰۰	پذیرش الگوی داده‌های تابلویی
فرضیه دوم	۱۶.۷۱	۰.۰۰۰۰	پذیرش الگوی داده‌های تابلویی
فرضیه سوم	۵.۴۸	۰.۰۰۰۰	پذیرش الگوی داده‌های تابلویی
فرضیه چهارم	۱۶.۵۹	۰.۰۰۰۰	پذیرش الگوی داده‌های تابلویی
فرضیه پنجم	۵.۸۸	۰.۰۰۰۰	پذیرش الگوی داده‌های تابلویی
فرضیه ششم	۱۶.۶۲	۰.۰۰۰۰	پذیرش الگوی داده‌های تابلویی

نتایج آزمون چاو در جدول ۶، بیانگر این است که یکسان بودن عرض از مبدأ برای تمامی شرکت‌های مورد مطالعه در سطح معنی‌دار ۵ درصد رد نمی‌شود و می‌توان برای برآورد مدل از روش داده‌های تابلویی استفاده نمود.

آزمون به ریوش و پاگان

از آنجائی که در الگوی داده‌های پانلی رویکرد اثرات تصادفی نیز وجود دارد، در صورت رد فرضیه صفر آزمون اف لیمر (تائید استفاده از الگوی داده‌های پانلی با رویکرد اثرات ثابت) باید رویکرد اثرات تصادفی نیز از طریق آزمون بروش پاگان (ضریب لاگرانژ) مورد آزمون قرار گیرد. در صورت رد فرضیه صفر آزمون بروش پاگان (تائید استفاده از الگوی داده‌های پانلی با رویکرد اثرات تصادفی) باید آزمون هاسمن برای انتخاب از بین رویکرد اثرات ثابت و تصادفی در داده‌های پانلی انجام شود. نتایج حاصل از به ریوش و پاگان برای مدل پژوهش به‌صورت جدول ۷ مشاهده می‌گردد.

جدول ۷، نتایج آزمون به ریوش و پاگان

مدل آزمون	آماره آزمون	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون
فرضیه اول	۳۷۷.۰۱	۰.۰۰۰۰	تائید استفاده از الگوی داده‌های پانلی
فرضیه دوم	۸۵۴.۲۱	۰.۰۰۰۰	تائید استفاده از الگوی داده‌های پانلی
فرضیه سوم	۳۳۹.۲۷	۰.۰۰۰۰	تائید استفاده از الگوی داده‌های پانلی
فرضیه چهارم	۸۴۵.۹۹	۰.۰۰۰۰	تائید استفاده از الگوی داده‌های پانلی
فرضیه پنجم	۳۷۹.۵۸	۰.۰۰۰۰	تائید استفاده از الگوی داده‌های پانلی
فرضیه ششم	۸۳۵.۹۷	۰.۰۰۰۰	تائید استفاده از الگوی داده‌های پانلی

طبق نتایج آزمون به ریوش و پاگان در جدول ۷، مشاهده می‌شود سطح معناداری آزمون برای فرضیه‌های پژوهش کمتر از ۵ درصد بوده و بیانگر تائید استفاده از الگوی داده‌های تابلویی (پانلی) می‌باشد.

آزمون هاسمن

درصورتی‌که میزان معناداری آماره‌ی چاو (prob) کمتر از سطح ۰.۰۵ باشد ساختار داده‌ای panel انتخاب می‌شود. در این حالت برای تشخیص اثرات ثابت یا تصادفی باید آزمون هاسمن نیز انجام شود. نتایج حاصل از آزمون هاسمن برای مدل پژوهش به‌صورت جدول ۸ مشاهده می‌گردد.

جدول ۸، نتایج آزمون هاسمن

مدل آزمون	آماره آزمون	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون
فرضیه اول	۱۰.۰۹	۰.۲۵۸۸	پذیرش اثرات تصادفی عرض از مبدأ
فرضیه دوم	۱۲۰.۴۲	۰.۰۰۰۰	پذیرش اثرات ثابت عرض از مبدأ
فرضیه سوم	۱۶.۷۵	۰.۰۸	پذیرش اثرات تصادفی عرض از مبدأ
فرضیه چهارم	۱۴۳.۲۵	۰.۰۰۰۰	پذیرش اثرات ثابت عرض از مبدأ
فرضیه پنجم	۱۶.۲۸	۰.۰۹۱۸	پذیرش اثرات تصادفی عرض از مبدأ
فرضیه ششم	۱۴۴.۳۸	۰.۰۰۰۰	پذیرش اثرات ثابت عرض از مبدأ

نتایج آزمون هاسمن در جدول ۸، نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر انتخاب روش با اثرات تصادفی برای تخمین مدل در سطح معنی‌دار ۵ درصد رد شده و لذا برای برآورد مدل‌ها (به غیر از مدل‌های اول، سوم و پنجم) می‌توان از روش با اثرات ثابت استفاده نمود.

آزمون ناهمسانی واریانس

اگر خطاهای رگرسیون ناهمسان باشند اما محقق بدون در نظر گرفتن این موضوع به فرایند برآورد و استنباط ادامه دهد در این حالت، انحراف معیار می‌تواند اشتباه باشد و بنابراین هرگونه استنباطی که صورت گرفته، می‌تواند گمراه‌کننده باشد بنابراین از آزمون والد تعدیل‌شده برای بررسی ناهمسانی واریانس جملات اخلال استفاده‌شده است که نتایج حاصل از آزمون برای مدل پژوهش به‌صورت جدول ۹ مشاهده می‌گردد.

جدول ۹، نتایج آزمون ناهمسانی واریانس

مدل آزمون	آماره آزمون	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون
فرضیه اول	۵.۰e+۰۵	۰.۰۰۰۰	وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلال
فرضیه دوم	۱.۳e+۰۵	۰.۰۰۰۰	وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلال
فرضیه سوم	۳.۶e+۰۵	۰.۰۰۰۰	وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلال
فرضیه چهارم	۱.۲e+۰۵	۰.۰۰۰۰	وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلال
فرضیه پنجم	۱.۱e+۰۶	۰.۰۰۰۰	وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلال
فرضیه ششم	۱.۴e+۰۵	۰.۰۰۰۰	وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلال

نتایج حاصل در جدول ۹ نشان می‌دهد که سطح معنی‌داری آزمون والد تعدیل شده در مدل‌های پژوهش کمتر از ۵ درصد می‌باشد و بیانگر وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلال می‌باشد که این مشکل در تخمین نهایی مدل‌ها با اجرای دستور xtgls رفع شده است.

آزمون خودهمبستگی

در پژوهش حاضر نتایج حاصل از آزمون والدریج جهت بررسی خودهمبستگی سریالی جملات اخلال مدل‌ها به شرح جدول ۱۰ می‌باشد.

جدول ۱۰، نتایج آزمون خودهمبستگی سریالی

مدل آزمون	آماره آزمون	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون
فرضیه اول	۲۷.۹۲۷	۰.۰۰۰۰	وجود خودهمبستگی سریالی در جملات اخلال
فرضیه دوم	۱۰۹.۲۶۱	۰.۰۰۰۰	وجود خودهمبستگی سریالی در جملات اخلال
فرضیه سوم	۲۷.۵۵۲	۰.۰۰۰۰	وجود خودهمبستگی سریالی در جملات اخلال
فرضیه چهارم	۱۰۲.۷۳۱	۰.۰۰۰۰	وجود خودهمبستگی سریالی در جملات اخلال
فرضیه پنجم	۲۸.۶۶۶	۰.۰۰۰۰	وجود خودهمبستگی سریالی در جملات اخلال
فرضیه ششم	۱۱۰.۶۵	۰.۰۰۰۰	وجود خودهمبستگی سریالی در جملات اخلال

با توجه به نتایج جدول ۱۰، مشاهده می‌شود که سطح معناداری آزمون والدریج برای مدل‌های پژوهش کمتر از ۵ درصد بوده و بیانگر وجود خودهمبستگی سریالی در مدل‌ها می‌باشد. که این مشکل در تخمین نهایی مدل با اجرای دستور Auto Correlation رفع شده است.

نتیجه آزمون فرضیه اول

فرضیه اول بیان می‌دارد: بین مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی و نرخ مؤثر مالیاتی ارتباط وجود دارد.

جدول ۱۱، نتیجه آزمون مدل اول

متغیر	نماد	ضرایب	خطای استاندارد	آماره z	سطح معناداری	هم خطی
مدیریت سود واقعی	REM	-۰.۰۱۴۲	۰.۰۰۵	-۲.۸۳	۰.۰۰۵	۱.۰۴
اندازه شرکت	Size	-۰.۰۰۰۴	۰.۰۰۲۶	-۰.۱۸	۰.۸۶۰	۱.۲۳
رشد فروش	Growth	۰.۰۲۵۲	۰.۰۰۵۹	۰.۸۹	۰.۳۷۵	۱.۱۱
سن شرکت	Lnage	۰.۰۰۶۲	۰.۰۰۸۴	۰.۷۳	۰.۴۶۳	۱.۰۴
بازده دارایی‌ها	ROA	۰.۱۱۹۶	۰.۰۴۳۴	۲.۷۵	۰.۰۰۶	۱.۸۵
اندازه موسسه حسابرسی	AS	۰.۰۰۱۷	۰.۰۱۵۹	۰.۱۱	۰.۹۱۳	۱.۱۱
اهرم مالی	LEV	۰.۰۱۱۸	۰.۰۲۳۲	۰.۵۱	۰.۶۱۱	۱.۶۹
استقلال هیأت مدیره	BIND	۰.۰۴۷۱	۰.۰۱۵۵	۳.۰۲	۰.۰۰۲	۱.۰۵
عرض از مبدأ		۰.۰۳۸۵	۰.۰۵۸۵	۰.۶۶	۰.۵۱۱	---
سایر آماره‌های اطلاعاتی						
آماره والد		۵۳.۲۴				
سطح معنی‌داری والد		۰.۰۰۰۰				
ضریب تعیین		۲۷ درصد				

نتایج جدول ۱۱، نشان می‌دهد که متغیر مدیریت سود واقعی دارای سطح معنی‌داری کمتر از ۵ درصد و ضریب آن عددی منفی است بنابراین بین مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی و نرخ مؤثر مالیاتی ارتباط معکوس وجود دارد و فرضیه اول در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد پذیرش قرار می‌گیرد. ضریب تعیین برابر با ۲۷ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته‌اند ۲۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره والد برابر با ۵۳.۲۴ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می‌باشد ازاین‌رو می‌توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است. اعداد حاصل از آزمون هم خطی VIF برای بررسی عامل تورم واریانس کمتر از عدد ۱۰ بوده و نشان می‌دهد که بین متغیرهای مستقل مدل هم خطی وجود ندارد.

نتیجه آزمون فرضیه دوم

فرضیه دوم بیان می‌دارد: بین مدیریت سود سود واقعی و تفاوت سود حسابداری و سود مشمول مالیات ارتباط وجود دارد.

جدول ۱۲، نتیجه آزمون مدل دوم

متغیر	نماد	ضرایب	خطای استاندارد	آماره z	سطح معناداری	هم خطی
مدیریت سود واقعی	REM	۰.۰۰۴۶	۰.۰۰۱۳	۳.۵۳	۰.۰۰۰	۱.۰۴
اندازه شرکت	Size	۰.۰۰۰۶	۰.۰۰۰۸	۰.۷۹	۰.۴۳۲	۱.۲۳
رشد فروش	Growth	-۰.۰۰۰۵	۰.۰۰۱۷	-۰.۳۰	۰.۷۶۱	۱.۱۱
سن شرکت	Lnage	۰.۰۰۱۷	۰.۰۵۱	۰.۳۳	۰.۷۳۹	۱.۰۴
بازده دارایی‌ها	ROA	-۰.۰۲۳۱	۰.۰۰۹۲	-۲.۵۰	۰.۰۱۲	۱.۸۵
اندازه موسسه حسابرسی	AS	۰.۰۱۳۵	۰.۰۰۲۷	۴.۸۵	۰.۰۰۰	۱.۱۸
اهرم مالی	LEV	۰.۰۴۰۹	۰.۰۰۹۱	۴.۴۹	۰.۰۰۰	۱.۶۹
استقلال هیأت مدیره	BIND	-۰.۰۰۷	۰.۰۰۴۱	-۱.۷۱	۰.۰۸۷	۱.۰۵
عرض از مبدأ		۰.۰۰۵۵	۰.۰۲۲۸	۰.۲۴	۰.۸۰۷	---
سایر آماره‌های اطلاعاتی						
آماره والد		۱۶۷.۷۳				
سطح معنی‌داری والد		۰.۰۰۰۰				
ضریب تعیین		۴۴ درصد				

نتایج جدول ۱۲، نشان می‌دهد که متغیر مدیریت سود واقعی دارای سطح معنی‌داری کمتر از ۵ درصد و ضریب آن عددی مثبت است بنابراین بین مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی و تفاوت سود حسابداری و سود مشمول مالیات ارتباط مستقیم وجود دارد و فرضیه دوم در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد پذیرش قرار می‌گیرد. ضریب تعیین برابر با ۴۴ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته‌اند ۴۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره والد برابر با ۱۶۷.۷۳ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می‌باشد ازاین‌رو می‌توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است. اعداد حاصل از آزمون هم خطی VIF برای بررسی عامل تورم واریانس کمتر از عدد ۱۰ بوده و نشان می‌دهد که بین متغیرهای مستقل مدل هم خطی وجود ندارد.

نتیجه آزمون فرضیه سوم

فرضیه سوم بیان می‌دارد: نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش خالص بر ارتباط بین مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی و نرخ مؤثر مالیاتی تأثیر دارد.

جدول ۱۳، نتیجه آزمون مدل سوم

متغیر	نماد	ضرایب	خطای استاندارد	آماره z	سطح معناداری	هم خطی
مدیریت سود واقعی	REM	-۰.۰۲۲۴	۰.۰۰۸	-۲.۷۸	۰.۰۰۵	۲.۲۵
نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش خالص	AGENCY1	-۰.۱۷۷۹	۰.۰۲۸۸	-۶.۱۷	۰.۰۰۰	۱.۳۵
مدیریت سود واقعی* نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش خالص	REM AGENCY1	-۰.۱۱۸۸	۰.۰۵۰۸	-۲.۳۴	۰.۰۱۹	۲.۴۸

اندازه شرکت	Size	-۰.۰۰۰۶	۰.۰۰۲۳	-۰.۲۷	۰.۷۸۹	۱.۲۵
رشد فروش	Growth	۰.۰۰۱۹	۰.۰۰۴۹	۰.۳۹	۰.۶۹۳	۱.۱۲
سن شرکت	Lnage	۰.۰۰۴۴	۰.۰۱۰۷	۰.۴۲	۰.۶۷۸	۱.۰۵
بازده دارایی‌ها	ROA	۰.۱۳۱۹	۰.۰۲۵۷	۵.۱۲	۰.۰۰۰	۱.۹۰
اندازه موسسه حسابرسی	AS	۰.۰۰۲۱	۰.۰۰۸۳	۰.۲۶	۰.۷۹۲	۱.۱۹
اهرم مالی	LEV	۰.۰۱۸۲	۰.۰۱۶۶	۱.۱۰	۰.۲۷۲	۱.۷۲
استقلال هیأت مدیره	BIND	۰.۰۴۴۷	۰.۱۴۵	۳.۰۸	۰.۰۰۲	۱.۰۶
عرض از مبدأ		۰.۰۵۵۱	۰.۰۵۳۴	۱.۰۳	۰.۳۰۲	----
سایر آماره‌های اطلاعاتی						
آماره والد		۵۸.۸۸				
سطح معنی‌داری والد		۰.۰۰۰۰				
ضریب تعیین		۲۶ درصد				

نتایج جدول ۱۳، نشان می‌دهد که متغیر مدیریت سود واقعی*نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش خالص دارای سطح معنی‌داری کمتر از ۵ درصد و ضریب آن عددی منفی است و فرضیه سوم در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد پذیرش قرار می‌گیرد. بنابراین، در شرکت‌هایی که از هزینه‌های نمایندگی بالایی برخوردار هستند، ارتباط منفی بین مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی و نرخ مؤثر مالیاتی تقویت می‌شود. ضریب تعیین برابر با ۲۶ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته‌اند ۲۶ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره والد برابر با ۵۸.۸۸ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می‌باشد ازاین‌رو می‌توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است. اعداد حاصل از آزمون هم خطی VIF برای بررسی عامل تورم واریانس کمتر از عدد ۱۰ بوده و نشان می‌دهد که بین متغیرهای مستقل مدل هم خطی وجود ندارد.

نتیجه آزمون فرضیه چهارم

فرضیه چهارم بیان می‌دارد: نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش خالص بر ارتباط بین مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی و تفاوت سود حسابداری و سود مشمول مالیات تأثیر دارد.

جدول ۱۴، نتیجه آزمون مدل چهارم

متغیر	نماد	ضرایب	خطای استاندارد	آماره z	سطح معناداری	هم خطی
مدیریت سود واقعی	REM	۰.۰۰۲۶	۰.۰۰۲۴	۱.۰۸	۰.۲۸۱	۲.۲۵
نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش خالص	AGENCY1	-۰.۰۰۵۳	۰.۱۴۴	-۰.۳۷	۰.۷۱۱	۱.۳۵
مدیریت سود واقعی* نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش خالص	REM AGENCY1	۰.۰۲۲۵	۰.۰۲۶۷	۰.۸۴	۰.۳۹۹	۲.۴۸
اندازه شرکت	Size	۰.۰۰۰۶	۰.۰۰۰۸	۰.۸۰	۰.۴۲۴	۱.۲۵
رشد فروش	Growth	-۰.۰۰۰۵	۰.۰۰۱۷	-۰.۳۴	۰.۰۷۳۲	۱.۱۲

سن شرکت	Lnage	۰.۰۰۲۱	۰.۰۰۵۲	۰.۴۱	۰.۶۷۸	۱.۰۵
بازده دارایی‌ها	ROA	-۰.۰۲۳	۰.۰۰۹۲	-۲.۵۰	۰.۰۱۳	۱.۹۰
اندازه موسسه حسابرسی	AS	۰.۰۱۳۱	۰.۰۰۲۸	۴.۶۴	۰.۰۰۰	۱.۱۹
اهرم مالی	LEV	۰.۰۴	۰.۰۰۸۸	۴.۵۲	۰.۰۰۰	۱.۷۲
استقلال هیأت مدیره	BIND	-۰.۰۰۶۶	۰.۰۰۴۱	-۱.۵۹	۰.۱۱۱	۱.۰۶
عرض از مبدأ		۰.۰۰۴۸	۰.۰۲۲۳	۰.۲۲	۰.۸۲۸	
سایر آماره‌های اطلاعاتی						
آماره والد		۱۶۶.۵۹				
سطح معنی‌داری والد		۰.۰۰۰۰				
ضریب تعیین		۴۵ درصد				

نتایج جدول ۱۴، نشان می‌دهد که متغیر مدیریت سود واقعی*نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش خالص دارای سطح معنی‌داری بیشتر از ۵ درصد است بنابراین نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش خالص بر ارتباط بین مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی و تفاوت سود حسابداری و سود مشمول مالیات تأثیر ندارد و فرضیه چهارم در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد پذیرش قرار نمی‌گیرد. ضریب تعیین برابر با ۴۵ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته‌اند ۴۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره والد برابر با ۱۶۶.۵۹ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می‌باشد ازاین‌رو می‌توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است. اعداد حاصل از آزمون هم خطی VIF برای بررسی عامل تورم واریانس کمتر از عدد ۱۰ بوده و نشان می‌دهد که بین متغیرهای مستقل مدل هم خطی وجود ندارد.

نتیجه آزمون فرضیه پنجم

فرضیه پنجم بیان می‌دارد: تعامل جریان نقد آزاد و نسبت کیوتوبین بر ارتباط بین مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی و نرخ مؤثر مالیاتی تأثیر دارد.

جدول ۱۵، نتیجه آزمون مدل پنجم

متغیر	نماد	ضرایب	خطای استاندارد	آماره z	سطح معناداری	هم خطی
مدیریت سود واقعی	REM	-۰.۰۱۵۳	۰.۰۰۶	-۲.۵۲	۰.۰۱۲	۱.۳۹
تعامل جریان نقد آزاد و نسبت کیوتبین	AGENCY2	-۰.۰۰۳۶	۰.۰۰۶۶	-۰.۵۵	۰.۵۸۱	۲.۴۴
مدیریت سود واقعی* تعامل جریان نقد آزاد و نسبت کیوتبین	REM AGENCY2	۰.۰۰۳۶	۰.۰۰۹۳	۰.۳۹	۰.۶۹۶	۱.۶۰
اندازه شرکت	Size	-۰.۰۰۰۳	۰.۰۰۲۶	-۰.۱۴	۰.۸۸۷	۱.۲۴
رشد فروش	Growth	۰.۰۰۵۷	۰.۰۰۵۸	۰.۹۸	۰.۳۲۶	۱.۲۳
سن شرکت	Lnage	۰.۰۰۷	۰.۰۰۸۸	۰.۸۰	۰.۴۲۵	۱.۰۵
بازده دارایی‌ها	ROA	۰.۱۲۷۴	۰.۰۵۱۵	۲.۴۷	۰.۰۱۳	۲.۶۴
اندازه موسسه	AS	۰.۰۰۱۹	۰.۰۱۵۶	۰.۱۲	۰.۹۰۲	۱.۲۰

حسابرسی						
اهرم مالی	LEV	۰.۰۱۰۸	۰.۰۲۳۱	۰.۴۷	۰.۶۳۹	۱.۶۹
استقلال هیأت مدیره	BIND	۰.۰۴۷۳	۰.۰۱۵۶	۳.۰۲	۰.۰۰۳	۱.۰۵
عرض از مبدأ		۰.۰۳۴۶	۰.۰۶۰۸	۰.۵۷	۰.۵۶۹	----
سایر آماره‌های اطلاعاتی						
آماره والد		۵۷.۴۷				
سطح معنی‌داری والد		۰.۰۰۰۰				
ضریب تعیین		۲۷ درصد				

نتایج جدول ۱۵، نشان می‌دهد که متغیر مدیریت سود واقعی*تعامل جریان نقد آزاد و نسبت کیوتبین دارای سطح معنی‌داری بیشتر از ۵ درصد است بنابراین تعامل جریان نقد آزاد و نسبت کیوتوبین بر ارتباط بین مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی و نرخ مؤثر مالیاتی تأثیر ندارد و فرضیه پنجم در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد پذیرش قرار نمی‌گیرد. ضریب تعیین برابر با ۲۷ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته‌اند ۲۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره والد برابر با ۵۷.۴۷ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می‌باشد ازاین‌رو می‌توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است. اعداد حاصل از آزمون هم خطی VIF برای بررسی عامل تورم واریانس کمتر از عدد ۱۰ بوده و نشان می‌دهد که بین متغیرهای مستقل مدل هم خطی وجود ندارد.

نتیجه آزمون فرضیه ششم

فرضیه ششم بیان می‌دارد: تعامل جریان نقد آزاد و نسبت کیوتوبین بر ارتباط بین مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی و تفاوت سود حسابداری و سود مشمول مالیات تأثیر دارد.

جدول ۱۶، نتیجه آزمون مدل ششم

متغیر	نماد	ضرایب	خطای استاندارد	آماره z	سطح معناداری	هم خطی
مدیریت سود واقعی	REM	۰.۰۰۵۷	۰.۰۰۱۶	۳.۴۰	۰.۰۰۱	۱.۳۹
تعامل جریان نقد آزاد و نسبت کیوتبین	AGENCY2	-۰.۰۰۰۸	۰.۰۰۳	-۰.۲۷	۰.۷۸۸	۲.۴۴
مدیریت سود واقعی* تعامل جریان نقد آزاد و نسبت کیوتبین	REM AGENCY2	-۰.۰۰۳۹	۰.۰۰۲۲	-۱.۷۱	۰.۰۸۷	۱.۶۰
اندازه شرکت	Size	۰.۰۰۰۵	۰.۰۰۰۷	۰.۶۵	۰.۵۱۵	۱.۲۴
رشد فروش	Growth	-۰.۰۰۰۲	۰.۰۰۱۶	-۰.۱۷	۰.۸۶۳	۱.۲۳
سن شرکت	Lnage	۰.۰۰۱	۰.۰۰۵۱	۰.۲۰	۰.۸۴۲	۱.۰۵
بازده دارایی‌ها	ROA	-۰.۰۲۰۵	۰.۰۱۱۳	-۱.۸۱	۰.۰۷۰	۲.۶۴
اندازه موسسه حسابرسی	AS	۰.۰۱۳۵	۰.۰۰۲۷	۴.۸۸	۰.۰۰۰	۱.۲۰
اهرم مالی	LEV	۰.۰۴۲۱	۰.۰۰۸۹	۴.۷۳	۰.۰۰۰	۱.۶۹

استقلال هیأت مدیره	BIND	-۰.۰۰۶۹	۰.۰۰۴	-۱.۶۹	۰.۰۹۱	۱.۰۵
عرض از مبدأ		۰.۰۰۸۶	۰.۰۲۱۴	۰.۴۰	۰.۶۸۷	----
سایر آماره‌های اطلاعاتی						
آماره والد		۲۳۵.۰۷				
سطح معنی‌داری والد		۰.۰۰۰۰				
ضریب تعیین		۴۵ درصد				

نتایج جدول ۱۶، نشان می‌دهد که متغیر مدیریت سود واقعی*تعامل جریان نقد آزاد و نسبت کیوتبین دارای سطح معنی‌داری بیشتر از ۵ درصد است بنابراین تعامل جریان نقد آزاد و نسبت کیوتوبین بر ارتباط بین مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی و تفاوت سود حسابداری و سود مشمول مالیات تأثیر ندارد و فرضیه ششم در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد پذیرش قرار نمی‌گیرد. ضریب تعیین برابر با ۴۵ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته‌اند ۴۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره والد برابر با ۲۳۵.۰۷ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می‌باشد ازاین‌رو می‌توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است. اعداد حاصل از آزمون هم خطی VIF برای بررسی عامل تورم واریانس کمتر از عدد ۱۰ بوده و نشان می‌دهد که بین متغیرهای مستقل مدل هم خطی وجود ندارد.

نتیجه گیری

هدف پژوهش حاضر بررسی ارتباط بین مدیریت سود و استراتژی‌های مالیاتی با تأکید بر نقش هزینه‌های نمایندگی بود. در این راستا هزینه‌های نمایندگی به عنوان متغیر تعدیلگر، مدیریت سود واقعی به‌عنوان متغیر مستقل و استراتژی‌های مالیاتی به عنوان متغیر وابسته پژوهش بودند. جامعه آماری پژوهش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بود که تعداد ۱۳۵ شرکت به‌عنوان نمونه پژوهش در بازه زمانی ۶ ساله بین سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۸ موردتحقیق قرار گرفتند. با توجه به اینکه نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش خالص و تعامل جریان نقد آزاد و نسبت کیوتبین به عنوان معیارهای هزینه‌های نمایندگی همچنین نرخ مؤثر مالیاتی و تفاوت سود حسابداری و سود مشمول مالیات به عنوان معیارهای استراتژی‌های مالیاتی در این پژوهش در نظر گرفته شده‌اند شش فرضیه در این پژوهش مطرح گردید که پس از بررسی و آزمون‌های مربوطه با توجه به نتایج فرضیه اول پژوهش مشاهده گردید که مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی به‌طور منفی با نرخ مؤثر مالیاتی مرتبط است. این نشان می‌دهد که هرچقدر مقدار مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی افزایش یابد نرخ مؤثر مالیاتی کمتر می‌شود. نتایج حاصل از این فرضیه مطابق با یافته‌های پژوهش نوروش و سپاسی (۱۳۸۴) و خدامی پور و روستایی (۱۳۹۲) است. با توجه به نتایج فرضیه دوم پژوهش مشاهده گردید که مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی و تفاوت سود حسابداری و سود مشمول مالیات ارتباط مستقیم وجود دارد. بدین معنی که با افزایش مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی، با دست‌کاری فعالیت‌های واقعی توسط مدیران، تفاوت سود حسابداری و سود مشمول مالیات بیشتر می‌شود. نتایج حاصل از این فرضیه مطابق با یافته‌های پژوهش چن، والی وال و ترامبلی (۲۰۱۲) است. با توجه به نتایج نهایی فرضیه سوم پژوهش مشاهده گردید که نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش خالص بر ارتباط بین مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی و نرخ مؤثر مالیاتی تأثیر مستقیم دارد. بدین معنی که تعامل مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی و نسبت هزینه‌های عملیاتی و با افزایش آن‌ها، نرخ مؤثر مالیاتی کمتر می‌شود. با توجه به ضرایب حاصل از تخمین نهایی مدل می‌توان این گونه استنباط کرد که نسبت هزینه‌های عملیاتی، ارتباط معکوس بین مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی و نرخ مؤثر مالیاتی را تشدید می‌کند. یعنی در شرکت‌هایی که از هزینه‌های نمایندگی بالایی برخوردار هستند، ارتباط منفی بین مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی و نرخ مؤثر مالیاتی تقویت می‌شود نتیجه این فرضیه مرتبط با پژوهش حاجیان نژاد و دانش سرارودی (۱۳۹۸) است. با توجه به نتایج فرضیه چهارم پژوهش مشاهده گردید که نسبت هزینه‌های عملیاتی به فروش خالص

بر ارتباط بین مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی و نرخ مؤثر مالیاتی تأثیر معناداری ندارد بدین معنی که تعامل مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی و نسبت هزینه‌های عملیاتی و با افزایش آن‌ها، نرخ مؤثر مالیاتی افزایش یا کاهش معناداری نمی‌کند. نتیجه این فرضیه مخالف با پژوهش حاجیان نژاد و دانش سرارودی (۱۳۹۸) است. با توجه به نتایج فرضیه پنجم پژوهش مشاهده گردید که تعامل جریان نقد آزاد و نسبت کیوتوبین بر ارتباط بین مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی و نرخ مؤثر مالیاتی تأثیر معناداری ندارد بدین معنی که تعامل مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی و تعامل جریان نقد آزاد و نسبت کیوتوبین و با افزایش آن‌ها، نرخ مؤثر مالیاتی افزایش یا کاهش معناداری نمی‌کند. نتیجه این فرضیه مخالف با پژوهش حاجیان نژاد و دانش سرارودی (۱۳۹۸) است. با توجه به نتایج فرضیه ششم پژوهش مشاهده گردید که تعامل جریان نقد آزاد و نسبت کیوتوبین بر ارتباط بین مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی و تفاوت سود حسابداری و سود مشمول مالیات تأثیر معناداری در سطح اطمینان ۹۰ درصد دارد بدین معنی که تعامل مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی و تعامل جریان نقد آزاد و نسبت کیوتوبین و با افزایش آن‌ها، تفاوت سود حسابداری و سود مشمول مالیات کاهش معناداری می‌کند. نتیجه این فرضیه مطابق با پژوهش حاجیان نژاد و دانش سرارودی (۱۳۹۸) است.

به دلیل متفاوت بودن فعالیت‌های شرکت‌های سرمایه‌گذاری این‌گونه شرکت‌ها از جامعه موردمطالعه حذف‌شده‌اند و بنابراین نتایج پژوهش قابل‌تعمیم به تمامی شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران نیست. جامعه آماری این پژوهش، شرکت‌های حاضر در بورس اوراق بهادار تهران است، لذا تعمیم نتایج پژوهش به شرکت‌های خارج از بورس با محدودیت‌هایی همراه خواهد بود. پیشنهاد می‌شود ارتباط بین انواع مدیریت سود و استراتژی‌های مالیاتی با تأکید بر رفتار سوگیری مدیران انجام شود. به‌منظور انجام تحقیق بیشتر در این زمینه پیشنهاد می‌شود ارتباط بین انواع مدیریت سود و استراتژی‌های مالیاتی با تأکید بر نقش هزینه‌های نمایندگی در مراحل مختلف چرخه عمر شرکت انجام شود. همچنین، انجام تحقیق حاضر به تفکیک صنایع موجود در بورس اوراق بهادار تهران به‌منظور کنترل تأثیر صنعت.

با توجه به نتایج پژوهش به مراجع وصول کنندهٔ مالیات از جمله سازمان امور مالیاتی توصیه می‌شود به این مهم توجه کنند که بین مدیریت سود و نرخ مؤثر مالیات، رابطهٔ منفی معنادار وجود دارد. در واقع، به نظر می‌رسد که یکی از انگیزه‌های مدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مدیریت مالیات از طریق اقلام تعهدی اختیاری است. بنابراین، پیشنهاد می‌گردد قوانین سخت‌گیرانه‌تری را در جهت افزایش نرخ مؤثر مالیاتی داشته باشند تا از دیدگاه با محدودیت نمودن رفتار مدیران در دست‌کاری سود، شرکت در سال‌های آتی از هزینه‌های مالیاتی بالا در امان بمانند. به تحلیلگران پیشنهاد می‌شود در تحلیل‌ها و پیش بینی‌های خود تعامل هزینه‌های نمایندگی و مدیریت سود را در جهت کاهش نرخ مؤثر مالیاتی مدنظر قرار دهند در نهایت، به سرمایه‌گذاران توصیه می‌شود مدیریت سود واقعی و مدیریت سود تعهدی شرکت‌ها را مدنظر داشته باشند و در شرکت‌هایی سرمایه‌گذاری کنند که مدیریت سود کمتر است چون در این شرکت‌ها مدیران با دست‌کاری سود سعی در کاهش نرخ مؤثر مالیاتی دارند که در بلندمدت این کار بار مالیاتی زیادی را به شرکت تحمیل می‌کند.

منابع

آقایی، محمدعلی؛ حسنی، حسن؛ باقری، حسن، (۱۳۹۷)، نقش توانایی مدیریتی در اجتناب مالیاتی شرکت: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. مطالعات تجربی حسابداری مالی، ۱۴(۵۷)، ۷۴-۲۴.

بادآور نهندی، یونس؛ راهنما، فاطمه، (۱۳۹۸)، تأثیر نرخ مؤثر مالیاتی بر ساختار سرمایه، تصمیمات سرمایه‌گذاری و سود تقسیمی‌سهام، تحقیقات حسابداری و حسابرسی، ۱۱(۴۲)، ۱۹۳-۲۱۰.

پورحیدری، امید؛ فدوی، محمدحسن و امینی نیا، میثم. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر اجتناب از پرداخت مالیات بر شفافیت گزارشگری مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهشنامه اقتصادی، ۱۴(۵۲)، ۶۹-۸۵.

پورکریم، محمد؛ جبارزاده کنگرلوئی، سعید؛ بحری ثالث، جمال؛ قلاوندی، حسن. (۱۳۹۷). تأثیر مدیریت سود بر لحن گزارشگری مالی در نظام حسابداری ایران. پژوهش‌های حسابداری مالی، ۱۰(۳۷)، ۲۱-۴۴.

حاجیان نژاد، امین و دانش سرارودی، سید رسول. (۱۳۹۸). بررسی تأثیر هزینه‌ی نمایندگی و نقدشوندگی بر اجتناب مالیاتی از طریق سودآوری. دانش حسابداری، ۱۰(۱(پیاپی ۳۶))، ۱۱۵-۱۳۶.

حسنی‌القار، مسعود؛ شعری‌آناقیز، مسعود. (۱۳۹۶)، بررسی تأثیر توانایی مدیریت بر اجتناب مالیاتی، دانش حسابداری، ۸(۱)، ۱۰۷-۱۳۴.

خدامی‌پور، احمد و روستایی، شکوفه. (۱۳۹۳)، ارتباط بین هموارسازی درآمد مشمول مالیات با اجتناب از مالیات و محتوای اطلاعاتی آن. فصلنامه علمی پژوهشی، دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت، ۳(۱۰)، ۳۵-۴۶.

خدامی‌پور، احمد و هوشمند زعفرانیه، رحمت‌اله و دلدار مصطفی (۱۳۹۲). «بررسی تأثیر نرخ مؤثر مالیاتی بر سیاست تقسیم سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران» پژوهش نامه مالیات، شماره ۱۷.

دبیری نیا، آیسا، پورکریم، محمد و عباس زاده، شهلا. (۱۳۹۹). تأثیر ریسک اطلاعات بر عملکرد مالی شرکت با تاکید بر نقش نظارت بیرونی. چشم انداز حسابداری و مدیریت، ۳(۳۳)، ۱-۱۷.

رحیمی، علیرضا؛ فروغی، عارف، (۱۳۹۹)، بررسی تأثیر اجتناب از پرداخت مالیات بر کارایی سرمایه‌گذاری، دانش حسابداری، دوره ۱۱، شماره ۲، صص ۲۳۹-۲۶۴.

رضایی، فرزین و جعفری نیارکی، روح اله. (۱۳۹۴). رابطهٔ بین اجتناب مالیاتی و تقلب در حسابداری شرکتها. پژوهشنامه مالیات، ۲۳ (۲۶)، ۱۰۹-۱۳۴.

سازمان مالیاتی ایران (۱۳۹۱)، ظرفیت‌های مالیاتی اقتصاد ایران، چالش‌هاو راهکارهای توسعه آن، دفتر پژوهش و برنامه‌ریزی.

سعیدا اردکانی، سعید و سالاری ابر قویی، محمد. (۱۳۹۴). رابطه بین محافظه کاری و کمتر قیمت گذاری عرضه‌های عمومی اولیه. پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، ۷(۲۸)، ۸۷-۱۱۴.

شهنوازی، عابده. (۱۳۹۸). تأثیر استقلال هیئت مدیره بر ارتباط بین کیفیت سود و سود تقسیمی سهام. چشم انداز حسابداری و مدیریت ۲(۱۶)، ۷۳-۸۶.

صدیقی، روح الله. (۱۳۹۹). کیفیت حسابرس، مدیریت سود و اجتناب مالیاتی. تحقیقات حسابداریو حسابرسی، ۴۶، ۱۶۹-۱۸۶.

کاظمی علوم مهدی، عبدی مصطفی، ختن لو محسن، اکبری امامی علیرضا. (۱۳۹۹). شناسایی و رتبه‌بندی محرک‌ها و شاخص‌های مؤثر بر شکاف در کاربردی بودن تحقیقات حسابداری: ترمیم فاصله‌ها. حسابداری مالی، ۱۲ (۴۸)، ۹۵-۱۲۵.

مشایخی، بیتا و علی پناه، صبری. (۱۳۹۴). تأثیر راهبری شرکتی بر رابطه‌ی بین اجتناب از مالیات و ارزش شرکت. پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی (پژوهشنامه حسابداری مالی و حسابرسی)، ۷(۲۵)، ۴۹-۶۴.

نوبخت، یونس و نوبخت، مریم، (۱۴۰۰)، تأثیر اجتناب از پرداخت مالیات بر معیارهای حسابداری و اقتصادی عملکرد شرکت: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه حسابداری و منابع اجتماعی، دوره ۱۱، شماره ۲، ص ۱-۲۰.

نورورش، ایرج؛ سپاسی، سحر (۱۳۸۴). بررسی مدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران، دوره ۲۲، علمی–پژوهشی، صص ۱۶۵-۱۷۴.

نوروش، ایرج، و کرمی، غلامرضا، و وافی ثانی، جلال، (۱۳۸۸). بررسی رابطه ساز و کارهای نظام راهبردی شرکت و هزینه نمایندگی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. تحقیقات حسابداری و حسابرسی (تحقیقات حسابداری)، ۱(۱)، ۴-۲۷.

Ang, J., Cole, R. & Lin, J., 2000, Agency Costs and Ownership Structure, The Journal of Finance, 55(1), 81-106.

Anirudh Dhawan, Liangbo Ma & Maria H. Kim. (2020). Effect of Corporate Tax Avoidance Activities on Firm Bankruptcy Risk. Journal of Contemporary Accounting & Economics. 16(2), 100-187.

Badertscher, B. A., Katz, S. P., & Rego, S. O. (2013). The Separation of Ownership and Control and Corporate Tax Avoidance. Journal of Accounting and Economics, 56(2–3), 228–250.

Bailing, J., Rui, J. (2018). The impact of tax avoidance on enterprise investment efficiency. Journal of Discrete Mathematical Sciences and Cryptography, 21(6), 1293-1298.

Basri, H., & Buchari, D. (2017). The Effect of Industrial and Geographic Diversifications on the Earnings Management of the Manufacturing Companies in Indonesia. Journal of Accounting, Finance and Auditing Studies, 3(I), 52–63.

Beuselinck, C., Deloof, M. (2014). Earnings management in business groups: Tax incentives or expropriation concealment? The International Journal of Accounting, 49, 27-52.
Bushman, R. and Smith, A. (2001), Financial Accounting Information and Corporate Governance. Journal of Accounting and Economics, 32, 237-333. 18.
Chen, S., Chen, X., Cheng, Q., & Shevlin, T. (2010). Are family firms more tax aggressive than non-family firms?. Journal of Financial Economics, 95(1), 41-61.
Chen, Y., Ge, R., Louis, H., & Zolotoy, L. (2019). Stock liquidity and corporate tax avoidance. Review of Accounting Studies, 24(1), 309-340.
Cohen, J., Krishnamoorthy, G., Wright, A. (2008). Form versus substance**:** The implications for auditing practice and research of alternative perspectives on corporate governance. Auditing: A Journal of Practice & Theory 27 (2), 181–198.
Delgado, F. J., Rodriguez, E. F., & Arias, A. M. (2012). Size and other Determinants of Corporate Effective Tax Rates in the US Listed Companies. International Research Journal of Finance and Economics, (98), 160–165.
Desai, M. A., & Dharmapala, D. (2006). Corporate tax avoidance and high-powered incentives. Journal of Financial Economics, 79(1), 145-179.
Ellyani, M. (2018). Pengaruh Related Party Transaction Terhadap Agresivitas Pajak dan Manajemen Laba Sebagai Variabel Intervening (Studi Empiris Pada Perusahaan Manufaktur yang Listing di Bursa Efek Indonesia Pada Tahun 2014-2016).
Frank, M. M., Lynch, L. J., & Rego, S. O. (2009). Tax Reporting Aggressiveness and its Relation to Financial Reporting. The Accounting Review, 84(2), 467–496.
Graham, J.R., Harvey, C.R., Rajgopal, S., (2005), The economic implications of corporate financial reporting, Journal of Accounting and Economics, 40, 3–73.
Gul F. Jaggi B., (2014). Auditor Independence: Evidence on the Joint Effets of Auditor Tenure and Non-Audit Fees". Auditing: A Journal of Practice and Theory, 32, 110-122**.**
Gunny, K. (2010). The relation between earnings management using real activities manipulation and future performance: Evidence from meeting arnings benchmark. ContemporaryAccounting Research, 27 (2), 855-888.
Hanlon, M., & Heitzman, S. (2010). A review of tax research. Journal of Accounting and Economics, 50(2), 127-178.
Khurana, I. K. Moser, W. J. & Raman, K. K. (2018). Tax Avoidance, Managerial Ability, and Investment Efficiency. Abacus, 54(4), 547-575.
Kim, J.B., Li, Y. and Zhang, L. (2010), Corporate Tax Avoidance and Stock Price Crash Risk: Firm-Level Analysis. Journal of Financial Economics, val 100, 639-662.
Kim, Jeong-Bon. Charlie Sohn, Byungcherl. (2013), "Real Earnings Management and Cost of Capital". Accepted by Journal of Accounting and Public Policy, City University of Hong Kong, 8, 126-.
Koester, A., Shevlin, T., Wangerin, D. (2016). The role of managerial ability in corporate tax avoidance. Management Science, 63(10), 3285-3310.
Koh, Y., & Lee, H.-A. (2015). The Effect of Financial Factors on Firms' Financial and Tax Reporting Decisions. Asian Review of Accounting, 23(2), 110–138.
Lehn, K. & Poulsen, A. (1989). Free cash flow and stockholder gains in going private transactions. Journal of Finance, 44 (3), 771-787.
Lenard, Mary Jane., A. Petruska, Karin., Alam, Pervaiz., Yu, Bing. (2016) Internal control weaknesses and evidence of real activities manipulation. Advances in Accounting, Incorporating Advances in International Accounting: 33 (c),47-58.
Mahardhika, Dhian, Surjandari Dwi Asih, (2022), The Effect of Related Party Transaction, Financial Distress, and Firm Size on Tax Avoidance with Earnings Management as Intervening Variable, Journal of Economics, Finance and Accounting Studies, PP:1-11
Mayberry, M. A., McGuire, S. T., & Omer, T. C. (2015). 'Smoothness and the Value Relevance of Taxable Income'. The Journal of the American Taxation Association, 37(2), 141-167**.**
Monzur Hasan, M., Lobo, G. J., & Qiu, B. (2021). Organizational capital, corporate tax avoidance, and firm value. Journal of Corporate Finance, 70.
Myers, J. N., Myers, L. A. & Skinner, D. J. (2007). Earnings Momentum and Earnings Management, Journal of Accounting, Auditing & Finance, 22 (2), 249-284.
Pasternak, M., & Rico, C. (2008). Tax Interpretation, Planning, and Avoidance: Some Linguistic Analysis. Akron Tax Journal, 23(1), 2**.**
Rania.S, Susetyob. D, Fuadah.L. L. (2018) The Effects of the Corporate's Characteristics on Tax Avoidance Moderated by Earnings Management (Indonesian Evidence), Journal of Accounting, Finance and Auditing Studies 4/3, 149-169.

Rego, S., Wilson, R. (2012). Equity Risk Incentives and Corporate Tax Aggressiveness. Journal of Accounting Research, 50(3), 775–810.

Roychowdhury, S. (2006). Earnings management through real activities manipulation. Journal of Accounting and Economics, 42, 335-370.

Tucker, J.W. & Zarowin, P.A. (2006). Does Income Smoothing Improve Earning Informativeness, The Accounting Review, 81(1), 252-270.

Wilson, R. (2009). An Examination of Corporate Tax Shelter Participants. The Accounting Review, 84(3), 969-999.

مجله علمی
مدیریت بازرگانی
و علم اطلاعات
واحد شهر قدس

The relationship between real activity-based earnings management and tax strategies with an emphasis on the role of agency costs

Article Info	Abstract
Article type: Research Article	In the current research, the relationship between profit management based on real activities and tax strategies is investigated, emphasizing the role of agency costs. This research is practical in terms of its purpose, and from the point of view of correlation methodology, it is causal type (post-event). The statistical population of the research is all the companies admitted to the Tehran Stock Exchange, and using the systematic elimination sampling method, 135 companies were selected as the research sample in the 6-year period between 2013 and 2018. The method used to collect information is a library, and the relevant data for measuring the variables have been collected from the Kodal website and the financial statements of the companies. Stata software was used to test research hypotheses. The results of the research show that profit management based on real activities has a probability of less than 5% and the coefficient is inversely related to the effective tax rate. However, it is directly related to the difference between accounting profit and taxable profit. The ratio of operating expenses to net sales has an inverse effect on the relationship between earnings management based on actual activities and the effective tax rate. The interaction of free cash flow and Kitobin ratio has a probability greater than 5% and does not affect the relationship between earnings management based on real activities and the effective tax rate.
Keywords	profit management, tax strategy, agency costs

Publisher: Islamic Azad University Qods Branch
Corresponding Author:
Email: Yb_nahandi@yahoo.com

1. Master's degree, Accounting, Daneshvaran Institute of Higher Education, Tabriz, Iran
rana.jalilpour66@gmail.com
2. Associate Professor, Department of Accounting, Islamic Azad University, Tabriz Branch, Tabriz, Iran
Yb_nahandi@yahoo.com
3. Instructor, Accounting Department, Daneshvaran Institute of Higher Education, Tabriz, Iran
abbaszadeh65@gmail.com