



بررسی رابطه میان اجتناب مالیاتی و ناکارایی سرمایه‌گذاری

مریم میناب^۱

مهران متین‌فرد^۲

چکیده

این مقاله، به بررسی ارتباط میان اجتناب مالیاتی و ناکارایی سرمایه‌گذاری می‌پردازد. اجتناب مالیاتی می‌تواند بازدهی برای شرکت به ارمغان بیاورد که از پس‌اندازهای ناشی از صرفه‌جویی مالیاتی ایجاد شده‌اند، این مسئله منجر به افزایش خالص جریان نقد و سود پس از کسر مالیات خواهد شد. صرفه‌جویی‌های نقدی ناشی از فعالیت‌های اجتناب از پرداخت مالیات از یک سو ممکن است باعث افزایش سرمایه‌گذاری شده و از سوی دیگر برای دوری از پرداخت مجدد مالیات منجر به کمتر شدن میزان سرمایه‌گذاری گردد. دوره زمانی مورد مطالعه سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۹۵ و نمونه انتخابی شامل ۸۸ شرکت است. برای بررسی فرضیه‌های تحقیق از روش رگرسیون پانل دیتا استفاده شده است. نتایج حاصل از بررسی و آزمون فرضیه اول و دوم تحقیق نشان از وجود رابطه معنادار و منفی میان اجتناب مالیاتی با سطح سرمایه‌گذاری و ناکارایی سرمایه‌گذاری دارد. با توجه به منفی بودن این ارتباط، افزایش اجتناب از پرداخت مالیات با کاهش در سطح سرمایه‌گذاری و کاهش در میزان ناکارایی سرمایه‌گذاری روبه‌رو خواهد بود.

واژه‌های کلیدی: اجتناب مالیاتی، ناکارایی سرمایه‌گذاری، سطح سرمایه‌گذاری

JEL: M41, H26, G31

^۱ دانشجوی دکتری، واحد تهران شمال، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)

Maryam.minab@yahoo.com

^۲ استادیار گروه حسابداری، واحد تهران شمال، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

mehram.matinfard2@gmail.com

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۱/۱۵

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۸/۲۱

مقدمه

به کار بردن راهبردهای متنوع مالیاتی چون اجتناب مالیاتی، می‌تواند بازده‌ای برای شرکت به ارمغان بیاورد که از پس اندازه‌های ناشی از صرفه‌جویی مالیاتی ایجاد شده‌اند، این مسئله منجر به افزایش خالص جریان‌ات نقد و سود پس از کسر مالیات خواهد شد که نهایتاً اثر مثبتی بر ارزش شرکت می‌گذارد (دسای،^۱ ۲۰۰۳). ذخیره کردن وجه نقد، بیشترین منفعت حاصل از برنامه‌ریزی‌های مالیاتی است. جریان نقد ذخیره شده به واسطه اجتناب از پرداخت مالیات می‌تواند به عنوان جریان نقدی تلقی شود که به جای پرداخت به مأموران مالیاتی در شرکت استفاده می‌شود. به عبارت دیگر، وجوه حاصل از فعالیت‌های اجتناب از پرداخت مالیات از یک سو می‌تواند در شرایط رونق اقتصادی باعث بالا بردن سطح سرمایه‌گذاری شده و از سویی در شرایطی که رکود بوده یا شرکت تحت فشارهای مالیاتی زیادی بوده است صرف تأمین سرمایه در گردش و هزینه‌های جاری شود. اگر چه وجوه نقد ذخیره شده به وسیله اجتناب مالیاتی می‌تواند یک منبع تأمین مالی داخلی محسوب شود، اما این مسئله مشکلات نمایندگی را نیز افزایش داده و بر سطح بهینه سرمایه‌گذاری اثر می‌گذارد. در چنین شرایطی، هدف اصلی مدیریت ممکن است حداقل کردن میزان مالیات باشد نه ارائه اطلاعات درست به استفاده‌کنندگان. (چن، هاپ، لی و وانگ،^۲ ۲۰۱۰)

در این پژوهش، به دنبال پاسخ به این پرسش خواهیم بود: با توجه به این که اجتناب مالیاتی، یک ذخیره وجه نقد در شرکت ایجاد می‌کند چه‌طور این موضوع بر ناکارایی سرمایه‌گذاری شرکت تأثیر می‌گذارد؟ آیا وجه نقد ذخیره شده به واسطه اجتناب مالیاتی با سطح سرمایه‌گذاری در شرکت مرتبط خواهد بود؟ در ادامه، ابتدا مبانی نظری مربوط به اجتناب مالیاتی و ناکارایی سرمایه‌گذاری، پیشینه تحقیق و فرضیه‌ها ارائه می‌شود؛ سپس روش و الگوهای پژوهش توصیف شده و یافته‌های تجربی آزمون فرضیه‌ها مطرح می‌گردد. در نهایت با توجه به نتایج آزمون فرضیه‌ها، بحث و نتیجه‌گیری، پیشنهادهایی در حوزه کاربردی و پژوهشی ارائه خواهد شد.

¹ Desai, M. A.

² Chen, F., Hope, O.K., Li Q. and Wang, X.

اجتناب مالیاتی

از دیدگاه نظری، منظور از اجتناب مالیاتی، تلاش برای کاهش مالیات‌های پرداختی است. در مقابل فرار مالیاتی^۱ که نوعی تخلف قانونی است، اجتناب مالیاتی در واقع نوعی استفاده از خلأهای قانونی در قوانین مالیاتی برای کاهش مالیات است. بنابراین، از آنجا که اجتناب مالیاتی فعالیتی به ظاهر قانونی است، به نظر می‌رسد که بیشتر از فرار مالیاتی در معرض دید باشد و چون اجتناب مالیاتی در محدوده‌ای معین برای استفاده از مزایای مالیاتی است و به‌طور عمده قوانین محدودکننده‌ای در زمینه کنترل اجتناب مالیاتی وجود ندارد، به نظر می‌رسد بسیاری از شرکت‌ها درگیر اجتناب مالیاتی باشند و به همین دلیل، تعیین عوامل تأثیرگذار بر سطح اجتناب مالیاتی در شرکت‌ها، اهمیت زیادی دارد. اجتناب مالیاتی را به‌طور کلی، کاهش قانونی و آشکار در پرداخت مالیات‌ها تعریف می‌کنیم. این تعریف، به‌طور مفهومی از تحقیق دایرینگ، هانلون و مایدو^۲ (۲۰۰۸) استنباط شده است و در برگرنده تمام معاملاتی است که بر بدهی مالیاتی اثر می‌گذارد.

ناکارایی سرمایه‌گذاری

کارایی سرمایه‌گذاری مستلزم آن است که از یک‌سو، از مصرف منابع در فعالیت‌هایی ممانعت شود که سرمایه‌گذاری در آن‌ها بیش از حد مطلوب است و از دیگر سو، منابع به‌سمت فعالیت‌هایی هدایت شود که به سرمایه‌گذاری نیاز بیشتری دارند (مدرس و حصارزاده، ۱۳۸۷). میزان سرمایه‌گذاری به‌وسیله اولویت برای رشد یا امنیت مالی تعیین می‌شود. در چارچوب نظریه نمایندگی که شرکت‌ها با مشکلات عدم تقارن اطلاعاتی مواجهند، امکان دارد مدیران از سطح مطلوب سرمایه‌گذاری خود منحرف شده و بنابراین، دچار سرمایه‌گذاری ناکافی یا سرمایه‌گذاری اضافی بشوند. در بازارهای مالی کامل، تمام پروژه‌های دارای ارزش فعلی خالص مثبت، تأمین مالی و اجرا خواهند شد. اما نقص‌های بازار به‌همراه عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه‌های نمایندگی، می‌تواند به اجرای پروژه‌هایی با ارزش فعلی خالص منفی (بیش سرمایه‌گذاری) و رد پروژه‌هایی با ارزش فعلی خالص مثبت (کم سرمایه‌گذاری) منجر شود (کور، گای و وردی،^۳ ۲۰۰۶ و بیدل، هیلاری و وردی،^۴ ۲۰۰۹) که این مسئله به‌معنی ناکارایی در سرمایه‌گذاری می‌باشد.

^۱ Tax evasion

^۲ Dyreng, S., M. Hanlon & E. Maydew

^۳ Core, J. E., Guay, W. R. & Verdi, R. S

^۴ Biddle, G. C., Hilary, G. & Verdi, R.

ناکارایی سرمایه‌گذاری را می‌توان از طریق بیان وجود عدم تقارن اطلاعاتی بین ذینفعان تشریح کرد. خطر اخلاقی، تضاد منافع بین سهامداران و مدیران و کمبود نظارت بر مدیران، احتمالاً به تلاش مدیران برای بیشینه‌سازی منافع شخصی منجر می‌شود. این مسئله از طریق سرمایه‌گذاری‌هایی اتفاق می‌افتد که ممکن است برای سهامداران مناسب نبوده و تنها منجر به گسترش قدرت مدیریت و سرمایه‌گذاری اضافی شود. همچنین براساس گزینش معکوس، اگر مدیران با انجام فعالیت‌هایی چون اجتناب مالیاتی، به وجوه مازاد دست یابند امکان دارد اقدام به انتخاب پروژه‌هایی کنند که نامطلوب بوده و این امر منجر به بیش سرمایه‌گذاری شود. اغلب مقالات موجود در این حوزه پیش‌بینی می‌کنند که انتخاب پروژه‌های ضعیف موجب افزایش سرمایه‌گذاری می‌شود (استین^۱، ۲۰۰۲).

اجتناب مالیاتی و ناکارایی سرمایه‌گذاری

براساس فرضیه اختیارات مدیریتی، مدیران وجوه داخلی را به وجوه خارجی برای تأمین مالی پروژه‌های کم بازده ترجیح می‌دهند، در نتیجه می‌توان گفت مدیران علاقه زیادی به انجام راهبردهایی دارند که منجر به افزایش وجوه نقد داخلی شرکت می‌شود. راهبردهای متنوع اجتناب مالیاتی برای کاهش مالیات پرداختی به دولت یکی از راهکارهای مورد علاقه مدیران در این زمینه می‌باشد. به کار بردن این راهبردها می‌تواند بازدهی برای شرکت به ارمغان بیاورد که از پس‌اندازهای ناشی از صرفه‌جویی مالیاتی ایجاد شده‌اند، این مسئله منجر به افزایش خالص جریان نقد و سود پس از کسر مالیات خواهد شد (دسای و دارماپالا^۲، ۲۰۰۹).

اجتناب مالیاتی، از راهبردهای کوتاه‌مدت مدیران بوده که براساس دیدگاه فیلیپس^۳ (۲۰۰۳) از مهم‌ترین دلایل استفاده مدیریت از این دست راهبردها، صرفه‌جویی ناشی از فعالیت‌های اجتناب از پرداخت مالیات می‌باشد. این صرفه‌جویی، منبع مالی ارزشمندی برای کاستن محدودیت‌های مالی شرکت فراهم نموده و باعث کاهش تأمین مالی از طریق بدهی یا وجه نقد خواهد شد. صرفه‌جویی نقدی حاصل از اجتناب مالیاتی ممکن است مدیران را ترغیب نموده تا برای نگهداری وجوه نقد در داخل شرکت حتی در مواقعی که موقعیت مناسبی به‌منظور سرمایه‌گذاری وجود ندارد، در پروژه‌های ناکارا سرمایه‌گذاری نمایند و به‌همین علت دچار بیش سرمایه‌گذاری شوند. از سویی به عقیده جنسن^۴ (۱۹۸۶)، زمانی که

¹ Stein, J. C.

² Desai, M.A. & D. Dharmapala

³ Phillips, J.

⁴ Jensen, M

در نتیجه فعالیت‌های شرکت وجه نقد مازادی حاصل شود مدیران تمایل به سوءاستفاده از این وجوه مازاد دارند. بنابراین ممکن است به دلیل وجود اختیارات مدیریتی و به منظور دنبال کردن منافع شخصی از سرمایه‌گذاری در پروژه‌های کارا با خالص ارزش فعلی مثبت صرفنظر نموده و از این رو، دچار کم سرمایه‌گذاری شوند. در این حالت، اجتناب مالیاتی باعث افزایش انحراف از سرمایه‌گذاری یا ناکارایی سرمایه‌گذاری خواهد شد. در نتیجه می‌توان گفت ناکارایی سرمایه‌گذاری احتمالاً با تصمیمات مدیریت در مورد اجتناب مالیاتی ارتباط دارد. انتظار می‌رود نتایج این پژوهش بتواند موجب گسترش مبنای نظری پژوهش‌های گذشته در ارتباط با اجتناب مالیاتی شده و شواهد پژوهش به این سؤال پاسخ دهد که آیا اجتناب مالیاتی، به عنوان یکی از راهبردهایی که تحت تأثیر تصمیمات مدیریت می‌باشد، ارتباط معناداری با ناکارایی سرمایه‌گذاری دارد یا خیر؟

پیشینه تحقیق

کوک، مازر و آمر^۱ (۲۰۱۷) به رابطه خطی بین هزینه سرمایه و اجتناب مالیاتی پی بردند. آنان دریافتند که این ارتباط در سطوح بالاتر اجتناب از پرداخت مالیات مثبت می‌شود که از افزایش عدم اطمینان با صرفه‌جویی مالیاتی حکایت دارد. ادواردز، شواب و شولین^۲ (۲۰۱۶) دریافتند که شرکت‌های با محدودیت مالی، اقداماتی را برای افزایش بودجه داخلی از طریق راهبردهای برنامه‌ریزی مالیاتی انجام می‌دهند. همچنین کامپریکس، فنگ و کانگ^۳ (۲۰۱۶) به دنبال تحقیقی با عنوان اجتناب مالیاتی و رفتار سرمایه‌گذاری با در نظر گرفتن نقش اطلاعات محیطی، دریافتند میان اجتناب مالیاتی و سطح سرمایه‌گذاری و بیش سرمایه‌گذاری رابطه معناداری وجود دارد. شو و ژنگ^۴ (۲۰۱۶) به ارتباط منفی چشمگیری بین اجتناب از پرداخت مالیات که با نرخ مؤثر مالیاتی نقدی بیان می‌شود و هزینه‌های چسبده پی بردند. ریچاردسن، لانیس و تیلور^۵ (۲۰۱۵) در تحقیقی با عنوان اثر بحران مالی بر اجتناب از مالیات به این نتیجه رسیدند وقتی شرکت‌ها تحت بحران مالی هستند، انگیزه برای اجتناب از پرداخت مالیات افزایش می‌یابد بنابراین، بین بحران مالی و اجتناب از مالیات شرکت‌ها، ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد. هاتچن و رگو^۶ (۲۰۱۵) در همین راستا، به ارتباط مثبت میان صرفه‌جویی‌های

¹ Cook, Kirsten A. and Moser, William J. and Omer, Thomas C

² Edwards, A., C. Schwab & T. Shevlin.

³ Comprix, J. , H ,J. , Feng, M, Kang,T

⁴ Xu, S., & K. Zheng

⁵ Richardson; G, Lanis; R, Taylor; G,

⁶ Hutchen, M. & Rego, S

مالیاتی و هزینه سرمایه پی بردند. هانلون و هیتزمن^۱ (۲۰۱۰) در تحقیقات خود به این موضوع اشاره می‌کنند که اجتناب مالیاتی به احتمال زیاد توسط تعدادی از عوامل و اثرات متقابل آن‌ها توضیح داده می‌شود. آن‌ها بیان می‌کنند که راهبرد شرکت که منعکس‌کننده دیدگاه کلی شرکت است، می‌تواند از عواملی باشد که اجتناب مالیاتی را تعیین می‌کند.

در ایران نیز کرمی، رهنمای رودپشتی و دیانتی دیلمی (۱۳۹۵) در ارزیابی اثر فعالیت‌های اجتناب مالیاتی بر محتوای اطلاعاتی (آگاهی بخشی) سود به این نتیجه دست یافتند که اجتناب مالیاتی موجب مخدوش شدن آگاهی بخشی سود شرکت‌ها می‌شود. خواجه‌وی و کیامهر (۱۳۹۵) اجتناب مالیاتی را با استفاده از اطلاعات حسابداری مدل‌سازی نمودند. دیانتی دیلمی و شکراللهی (۱۳۹۴) به دنبال بررسی تأثیر نظام راهبری شرکتی بر رابطه بین اجتناب مالیاتی و میزان نگهداشت وجه نقد به این نتیجه رسیدند که سازوکارهای قوی نظام راهبری شرکتی باعث تضعیف این رابطه می‌شود. مشایخی و سیدی (۱۳۹۴) در پژوهشی دریافتند که رابطه معناداری بین راهبری شرکتی و اجتناب مالیاتی وجود ندارد و همچنین رابطه مثبت و معناداری بین حسابرسی مالیاتی و اجتناب مالیاتی مشاهده گردید. مهرانی و سیدی (۱۳۹۳) نشان دادند بین مالیات ابرازی و محافظه‌کاری با اجتناب مالیاتی شرکت‌ها، رابطه منفی و معناداری وجود دارد. حقیقت و محمدی (۱۳۹۲) طی پژوهش خود به بررسی رابطه اجتناب مالیاتی با کیفیت افشای اطلاعات و ارزش شرکت‌ها پرداختند و یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که شرکت‌های با شفافیت بالا، تضاد نمایندگی کمتر و اجتناب مالیاتی بیشتر نسبت به شرکت‌های با شفافیت پایین دارند. حساس یگانه و گل محمدی (۱۳۹۰) در پژوهشی تحت عنوان نرخ مؤثر مالیاتی و ویژگی‌های شرکت به بیان رابطه بین نرخ مؤثر مالیاتی (به عنوان معیاری برای اندازه‌گیری اجتناب مالیاتی) و برخی ویژگی‌های شرکت مثل نسبت سودآوری، اندازه شرکت، شدت سرمایه‌گذاری و نسبت بدهی می‌پردازند.

فرضیه‌های پژوهش

در این پژوهش انتظار داریم فرضیه‌های زیر قابل آزمون باشند:

فرضیه اول: بین اجتناب مالیاتی و سطح سرمایه‌گذاری، ارتباط معناداری وجود دارد.

فرضیه دوم: بین اجتناب مالیاتی و بیش سرمایه‌گذاری، ارتباط معناداری وجود دارد.

¹ Hanlon, M., & S. Heitzman

روش‌شناسی پژوهش

این تحقیق از نوع تحقیقات شبه تجربی در حوزه تحقیقات اثباتی حسابداری بوده و از حیث هدف، از نوع تحقیقات کاربردی می‌باشد. روش پژوهش حاضر، از نوع استقرایی و پس‌رویدادی (با استفاده از اطلاعات گذشته) و روش آماری آن همبستگی مقطعی می‌باشد. اطلاعات شرکت‌ها به صورت تلفیقی و به وسیله الگوی رگرسیون چندگانه مورد بررسی قرار گرفته است. اطلاعات مزبور از نرم‌افزار ره‌آورد نوین استخراج و با اطلاعات صورت‌های مالی تطبیق یافت و برای آماده‌سازی اطلاعات، از صفحه گسترده اکسل و برای تجزیه و تحلیل اطلاعات از نرم‌افزار آر^۱، اس‌پی‌اس اس^۲ استفاده گردید.

جامعه آماری این تحقیق را کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی بازه زمانی ۱۳۸۸ الی ۱۳۹۵ تشکیل می‌دهند. روش نمونه‌گیری در این پژوهش، روش حذفی با توجه به معیارهای از پیش تعیین شده می‌باشد. شرکت‌هایی که دارای این معیارها بودند به عنوان نمونه پژوهش انتخاب شدند.

- ۱- در زمره شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها، بیمه‌ها، واسطه‌گری مالی و فعالیت‌های کشاورزی نباشد.
 - ۲- سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفند ماه باشد.
 - ۳- قبل از سال ۱۳۸۸ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند.
 - ۴- اطلاعات مورد نیاز این تحقیق در مورد آن‌ها در دسترس باشد.
- در این رابطه تعداد ۸۸ شرکت (مشاهده) وجود داشت که نه تنها به صورت کامل اطلاعات مدنظر از آن‌ها وجود داشته؛ بلکه در آن اطلاعات مربوطه به سال‌های مختلف مدنظر قرار گرفته و از داده‌های پانلی نامتوازن برای سنجش روابط استفاده گردیده است.

مدل و متغیرهای تحقیق

مدل مورد استفاده در این پژوهش مدل رگرسیون خطی چندگانه می‌باشد که با توجه به ادبیات تحقیق و مبانی نظری استخراج و طراحی گردیده است. برای فرضیه اول، از مدل شماره یک و برای فرضیه دوم از مدل شماره دو استفاده می‌گردد.

با استفاده از این مدل رابطه میان اجتناب مالیاتی در دوره قبل با سرمایه‌گذاری در دوره جاری آزمون می‌شود.

¹ R

² SPSS

(۱)

$$Ivvsst_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 AAA_{i,t-1} + \beta_2 ssh_{i,t} + \beta_3 CC_{i,t} + \beta_4 AAA_{i,t} + \beta_5 vvr_{i,t} + ge_{i,t} + \beta_6 ze_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

با استفاده از مدل زیر رابطه میان اجتناب مالیاتی در دوره قبل با بیش سرمایه‌گذاری آزمون می‌شود.

(۲)

$$Ivvsst_{new,i,t}^e = \beta_0 + \beta_1 AAA_{i,t-1} + \beta_2 Cssh_{i,t} + \beta_3 MtBitt_{i,t} + \beta_4 AAA_{i,t} + \beta_5 ee_{i,t} + ge_{i,t} + \beta_6 ze_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیرهای پژوهش

متغیر وابسته

ناکارایی سرمایه‌گذاری: در این پژوهش برای محاسبه ناکارایی سرمایه‌گذاری شرکت‌ها از الگوی ریچارسون (۲۰۰۶) استفاده شده است. لازم به ذکر است که محاسبه این الگو به صورت مقطعی و سال / شرکت به صورت زیر است.

(۳)

$$Ivvsst_{new,i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Cssh_{i,t} + \alpha_2 Mtr_{i,t} + \alpha_3 AAA_{i,t} + \alpha_4 vvr_{i,t} + ge_{i,t} + \alpha_5 ze_{i,t} + Age_{i,t} + Ivvsst_{new,i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

با جای‌گذاری رقم محاسبه شده بابت سرمایه‌گذاری کل در معادله رگرسیونی فوق پسماندهای این مدل ($Ivvsst_{new,i,t}^e$) محاسبه می‌گردد. پسماندهای مثبت یا انحراف مثبت از سرمایه‌گذاری مورد انتظار ($Ivvsst_{new,i,t}^e < 0$) نشان‌دهنده انتخاب پروژه‌هایی با خالص ارزش فعلی منفی یا همان بیش سرمایه‌گذاری ($O + Ivvsst_{new,i,t}^e$) و پسماندهای منفی یا انحراف منفی از سرمایه‌گذاری مورد انتظار ($Ivvsst_{new,i,t}^e > 0$) نشان‌دهنده گذر از فرصت‌های سرمایه‌گذاری با ارزش خالص مثبت یا در واقع

کم سرمایه‌گذاری خواهد بود. مطابق تحقیقات لی و وانگ^۱ (۲۰۱۰)، داس و پاندیت^۲ (۲۰۱۰)، از قدر مطلق پسماندهای الگو برای اندازه‌گیری ناکارایی سرمایه‌گذاری استفاده می‌شود. $Ivvsst_{i,t}$ معیار سرمایه‌گذاری آتی در کالاهای سرمایه‌ای و غیرسرمایه‌ای است که از تقسیم وجه نقد پرداختی شرکت، برای تحصیل یا ساخت دارایی‌های ثابت، دارایی‌های نامشهود یا سایر دارایی‌های غیرجاری بر کل دارایی‌های آغاز دوره حاصل می‌شود (لیان و چنگ^۳، ۲۰۰۷).

متغیر مستقل

اجتناب مالیاتی: معیار محاسبه میزان اجتناب مالیاتی در این پژوهش، نرخ مؤثر مالیاتی نقدی بلندمدت است. مطالعات پیشین (دسای و دارماپالا، ۲۰۰۹؛ فرانک، لینچ و رگو^۴، ۲۰۰۹؛ گاه، لی، لیم و شولین^۵، ۲۰۱۳) حاکی از این است که این نرخ تمام فعالیت‌های مالیاتی که مالیات پرداختی هر ساله را کاهش می‌دهد، در برمی‌گیرد. نرخ مؤثر مالیاتی نقدی بلندمدت برابر است با نسبت مجموع مالیات بر درآمد پرداختی برای پنج سال بر مجموع سودهای قبل از مالیات در طول پنج سال.

$$INNTCCSTTTTRR = \frac{\sum_{i=1}^5 \text{پرداختی درآمد بر مالیات}}{\sum_{i=1}^5 \text{مالیات قبل سودهای}} \quad (۴)$$

متغیرهای کنترل

$D007_{l,0}$: میزان وجه نقد شرکت بر تصمیمات مدیریت در مورد اجتناب مالیاتی تأثیرگذار خواهد بود. $000e_{4,t}$: بیانگر اندازه شرکت در سال مورد نظر می‌باشد. برای تعیین اندازه شرکت از لگاریتم طبیعی دارایی‌ها استفاده گردید. $\alpha\alpha\alpha r g g e_{i,t}$: بیانگر اهرم مالی شرکت در سال مورد نظر است که از تقسیم کل بدهی‌ها بر کل دارایی‌ها به‌دست آمده است. AAA_t : بیانگر بازده دارایی‌های شرکت در سال t می‌باشد که از تقسیم درآمد قبل از کسر مالیات بر کل دارایی‌ها به‌دست آمد.

¹ Li, Q., Wang, T.

² Das, S. & Pandit, SH

³ Yang, J. & Jiang, Y

⁴ Frank. M.M., L. Lynch. & S. Rego.

⁵ Goh, B. W., Lee, J., Lim, C. Y., & Shevlin

$B_{i,t}$: نسبت ارزش بازار کل دارایی‌ها به ارزش دفتری دارایی کل‌ها.

$Aee_{i,t}$: سن شرکت

: سرمایه‌گذاری دوره قبل

نتایج پژوهش

در این بخش، ابتدا به توصیف آماری اطلاعات جمع‌آوری شده پرداخته شده است. استفاده از آمار توصیفی با هدف تلخیص اطلاعات جمع‌آوری شده و شناخت بیشتر جامعه آماری مورد بررسی قرار گرفته است. با استفاده از این تجزیه و تحلیل اولیه می‌توان به توصیف، استخراج نکات اساسی و ترکیب اطلاعات پرداخت. سپس نتایج حاصل از آزمون فرضیات با تحلیل یافته‌ها به‌وسیله آمار استنباطی مورد بررسی قرار می‌گیرد. هدف از آمار استنباطی به‌طور کلی انجام استنباط جامعه از طریق تجزیه و تحلیل اطلاعات موجود در داده‌های نمونه است. آمار توصیفی داده‌های مشاهده شده را مطابق نگاره شماره (۱) به‌دست آوردیم. معیارهای به‌دست آمده شامل میانگین، میانه، کمینه، بیشینه، نما، ضریب چولگی و کشیدگی برای هر یک از متغیرهای پژوهش می‌باشد.

نگاره شماره ۱: آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

نماد	TAXAVOID	SIZE	LEV	CASH	RET	ROA	MIB	SIZE	Age	Invest
میانگین	۰/۱۵۵	۱۳/۷۸	۰/۵۷۵	۴۳۹۷۷/۶۵۵	۴۱/۳۳۴	۰/۱۶۲	۲/۹۵۴	۱۳/۷۸	۳/۶۲	۳۴۰۲۵/۷۷
میانه	۰/۱۵۷	۱۳/۷۸	۰/۵۹۵	۳۶۱۰۵/۵	۳۶/۹۳	۰/۱۴۶	۱/۶۷۵	۱۳/۷۸۴	۳/۶۳	۲۹۴۳۷
کمینه	۰/۰۰۵۶	۱۰/۹۵	۰/۱۴۶	۲۰۰	-۸۸/۳۳	-۰/۰۷۷	۰/۰۰۰۴	۱۰/۹۵	۲/۳۳	۰
بیشینه	۱	۱۶/۸۲	۱/۰۶	۳۰۹۸۶۲	۲۵۸/۰۵۷	۰/۴۹۲	۱۶/۸۸۷	۱۶/۸۳	۴/۲۱	۱۴۵۴۸۵
انحراف معیار	۰/۱۰۷	۱/۰۳۹	۰/۱۸۱	۳۸۹۴۸/۳۴	۷۳/۲۳	۰/۱۱۶	۳/۵۹۶	۱/۰۳۹	۰/۳۹۱	۳۰۴۹۰/۴۰
ضریب چولگی	۴/۹۴۸	۰/۱۵۶	-۰/۲۰۲	۱/۶۴۸	۱/۲۳	۰/۶۳۵	۱/۹۸۹	۰/۱۵۶	-۰/۷۲۵	۱/۳۳۵
ضریب کشیدگی	۳۷/۶۳۱	۰/۲۳۷	-۰/۵۵۲	۳/۰۷۹	۰/۷۶۵	-۰/۱۳۲	۳/۸۴۷	۰/۳۳۷	-۰/۴۷۶	۱/۵۲۱

محاسبه سطح سرمایه‌گذاری و ناکارایی سرمایه‌گذاری

به منظور انتخاب بین مدل رگرسیون و پانلی ابتدا چاو (اف-لیمر) را استفاده نمودیم. در صورتی که سطح معنی‌داری آزمون مذکور بیش از ۰/۰۵ باشد، مدل رگرسیون حداقل مربعات معمولی و در صورتی که سطح معنی‌داری کمتر از ۰/۰۵ باشد، از مدل پانلی استفاده خواهد شد. بنابراین با توجه پی مقدار^۱ (۰/۰۰۰۶۳۷) در نگاره شماره (۲) باید مدل پانلی انتخاب می‌شود.

نگاره شماره ۲: نتایج آزمون چاو برای مدل سرمایه‌گذاری

مدل	آماره F	درجه آزادی ۱	درجه آزادی ۲	P-مقدار	نتیجه (مدل مناسب)
سرمایه‌گذاری	۱/۸۲۵	۸۱	۴۸۵	۰/۰۰۰۶۳۷	رگرسیون پانلی

در این راستا باید آزمون‌های تشخیصی انجام شود و پیش فرض‌های این نوع مدل آزمون گردد. در ابتدا به بررسی آزمون هاسمن خواهیم پرداخت. هدف از آزمون انتخاب بین مدل با اثرات ثابت و تصادفی خواهد بود. در صورتی که پی مقدار این آزمون کمتر از ۰/۰۵ باشد، مدل با اثرات ثابت انتخاب خواهد شد. بنابراین با توجه به پی مقدار (۰/۰۰۰) در نگاره شماره (۳) باید مدل با اثرات ثابت انتخاب می‌شود.

نگاره شماره ۳: نتایج آزمون هاسمن برای مدل سرمایه‌گذاری

مدل	آماره F	درجه آزادی	P-مقدار	نتیجه (مدل مناسب)
سرمایه‌گذاری	۳۶/۵۵۹	۷	۰/۰۰۰	اثرات ثابت

از طرفی برای بررسی خودهمبستگی سریالی از آزمون بروش گادفری استفاده نموده که اگر پی مقدار از ۰/۰۵ کمتر باشد می‌توان گفت داده‌های مورد بررسی خودهمبستگی سریالی دارند. همان‌طور که از پی مقدار (۰/۳۱۶۸) در نگاره شماره (۴) پیداست، خطاها دارای خود همبستگی سریالی نیستند.

^۱ p value

مدل	آماره خی دو	درجه آزادی	P- مقدار	نتیجه
سرمایه‌گذاری	۸/۱۸۷	۷	۰/۳۱۶۸	خود همبستگی سریالی وجود ندارد.

نگاره شماره ۵: نتایج آزمون بروش یاگن برای مدل سرمایه‌گذاری

مدل	آماره BP	درجه آزادی	P- مقدار	نتیجه
سرمایه گذاری	۲۰/۵۵۳	۷	۰/۰۰۴۳۹	همسانی واریانس ها برقرار نیست

نگاره شماره ۶: نتایج مدل سرمایه‌گذاری

$O_{new,i,t} = a_0 + a_1 Cash_{i,t} + a_2 Mt_{i,t} + a_3 RAA_{i,t} + a_4 Leverage_{i,t} + a_5 Size_{i,t} + a_6 A_{i,t} + a_7 nrvett_{Qw,i,t-1} \varepsilon_{i,t}^a$						
ضرایب	VIF	متغیر در مدل	ضرایب انحراف استاندارد خطا	آماره t	P-مقدار	نتیجه
α_0	-	-۵۶۴۱۴	۱۹۵۴۳	-۲/۸۸۶۷	۰/۰۰۴۰۲	معناداری در مدل
α_1	۱/۱۱۷۷	۰/۰۳۹	۰/۰۳۱۶۶	۲/۲۴۶	۰/۰۲۴۷	معناداری در مدل
F_2	۱/۰۴۹	-۱۴۷/۸۵	۳۳۴/۰۱	-۰/۴۴۲۶	۰/۶۵۸	عدم معناداری در مدل
α_3	۱/۱۶۸	۲۳۱۲۳	۱۰۸۰۲	۲/۱۴۰۷	۰/۰۳۲۷	معناداری در مدل
α_4	۱/۱۹۷	۹۵۲۱/۱	۷۰۰۵/۴	۰/۰۱۳۶	۰/۹۸۹	عدم معناداری در مدل
α_t	۱/۳۰۸	۴۹۳۷/۶	۱۲۷۵/۸	۳/۸۷۰۱	۰/۰۰۰۱۲	معناداری در مدل
α_6	۱/۰۲۷	۲۴۷۷/۴	۳۰۹۳/۶	۰/۸۰۰۸	۰/۴۲۳	عدم معناداری در مدل
α_7	۱/۱۹۴۸	۰/۲۹۲۱	۰/۰۴۴۷	۶/۵۲۴۷	۰/۰۰۰	معناداری در مدل
ضریب تعیین = ۰/۳۶۷ آزمون معنی داری مدل آماره آزمون = ۲۶/۲۴ p-مقدار = ۰/۰۰۰						

همان‌طور که ملاحظه می‌شود در نگاره شماره (۶) بیشینه مقادیر عامل تورم واریانس^۱ (۱/۳۰۸) نیز کمتر از ۱۰ بوده است از این‌رو وجود تمامی متغیرها در مدل آن را مخدوش نخواهند کرد. همچنین پی مقدار (۰/۰۰۰) آزمون معنی‌دار بودن مدل نیز مناسب بودن مدل را نیز تأیید می‌کند. از این‌رو با تکیه بر این مدل دو متغیر ناکارایی سرمایه‌گذاری و بیش سرمایه‌گذاری را به‌دست می‌آوریم. اما ابتدا فرضیه زیر را مورد بررسی قرار می‌دهیم.

فرضیه اول: بین اجتناب مالیاتی و سطح سرمایه‌گذاری ارتباط معناداری وجود دارد. برای بررسی این فرضیه مدل شماره (۱) برازش داده شد.

در این راستا به‌منظور انتخاب بین مدل رگرسیون و پانلی ابتدا آزمون چاو را استفاده نمودیم. در صورتی که سطح معنی‌داری آزمون مذکور بیش از ۰/۰۵ باشد، مدل رگرسیون حداقل مربعات معمولی و در صورتی که سطح معنی‌داری کمتر از ۰/۰۵ باشد از مدل پانلی استفاده خواهد شد. بنابراین با توجه به پی مقدار (۰/۰۱۰۵۶) در نگاره شماره (۷) باید مدل پانلی انتخاب می‌شود.

نگاره شماره ۷: نتایج آزمون چاو برای مدل فرضیه اول

مدل	آماره F	درجه آزادی ۱	درجه آزادی ۲	پی مقدار	نتیجه (مدل مناسب)
فرضیه اول	۱/۴۴۵	۸۱	۴۸۶	۰/۰۱۰۵۶	رگرسیون پانلی

در این راستا باید آزمون‌های تشخیصی انجام شود و پیش‌فرض‌های این نوع مدل آزمون گردد. در ابتدا به بررسی آزمون هاسمن خواهیم پرداخت. هدف از آزمون انتخاب بین مدل با اثرات ثابت و تصادفی خواهد بود. در صورتی که پی مقدار این آزمون کمتر از ۰/۰۵ باشد، مدل با اثرات ثابت انتخاب خواهد شد. بنابراین با توجه به پی مقدار (۰/۷۵۹) در نگاره شماره (۸) باید مدل با اثرات تصادفی انتخاب می‌شود.

نگاره شماره ۸: نتایج آزمون هاسمن برای مدل فرضیه اول

مدل	آماره F	درجه آزادی	پی مقدار	نتیجه (مدل مناسب)
فرضیه اول	۳/۳۸۶	۶	۰/۷۵۹	اثرات تصادفی

¹ VIF

از طرفی برای بررسی خودهمبستگی سریالی از آزمون بروش گادفری استفاده نموده که اگر پی مقدار از ۰/۰۵ کمتر باشد، می‌توان گفت داده‌های مورد بررسی خودهمبستگی سریالی دارند. همان‌طور که از پی مقدار (۰/۰۳۸۴۴) در نگاره شماره (۹) پیداست خطاها دارای خود همبستگی سریالی هستند.

نگاره شماره ۹: نتایج آزمون بروش گادفری برای مدل فرضیه اول

مدل	آماره خی دو	درجه آزادی	P-مقدار	نتیجه
فرضیه اول	۲۶/۶۵۶	۷	۰/۰۳۸۴۴	خود همبستگی سریالی وجود دارد.

اما باید پیش‌فرض همسانی واریانس‌ها نیز مورد بررسی قرار گیرد. در صورتی که پی مقدار کمتر از ۰/۰۵ باشد، فرضیه همسانی واریانس‌ها رد می‌شود. همان‌طور که پی مقدار (۰/۲۵۱۲) در نگاره شماره (۱۰) نشان می‌دهد همسانی واریانس‌ها برقرار است.

نگاره شماره ۱۰: نتایج آزمون بروش باگن برای مدل فرضیه اول

مدل	آماره BP	درجه آزادی	P-مقدار	نتیجه
فرضیه اول	۷/۸۲۵۴	۶	۰/۲۵۱۲	همسانی واریانس‌ها برقرار است

در این راستا، با جمع‌بندی پیش‌فرض‌های رگرسیون به این نتیجه رسیده که باید از رگرسیون پانلی تعمیم یافته استفاده نماییم. پس از انجام این رگرسیون نتایج به شرح نگاره (۱۱) می‌باشد:

نگاره شماره ۱۱: نتایج مدل فرضیه اول

$nn e \quad \beta_0 + \beta_1 TaxAvoid_{it} + \beta_2 C sh_{it} + \beta_3 MtBi_{it} + \beta_4 RAA_{it} + \beta_5 LevZr_{it} + \beta_6 ZZe_{it} + \varepsilon_{it}^{\beta}$						
ضرایب	VIF	ضرایب متغیر در مدل	انحراف استاندارد خطا	آماره t	P-مقدار	نتیجه
β_D	-	-۳۲۲۳۱	۱۱۷۷۰	-۲/۷۳۸	۰/۰۰۶۳	معناداری در مدل
$+_1$	۱/۰۱۰	-۵۴۰۵/۶	۷۹۸۶/۸	-۴/۶۷	۰/۰۰۰	معناداری در مدل
β	۱/۱۲۶	۰/۰۲۰۰۷	۰/۰۲۱۸۶	۰/۹۱۸	۰/۳۵۹	عدم معناداری در مدل
β_3	۱/۰۷۵	-۵۱/۱۲۸	۲۲۸/۶۳	-۰/۲۲۳۶	۰/۸۲۳	عدم معناداری در مدل
β_4	۱/۱۶۱	۱۲۳۵/۱	۷۵۸۴/۲	۰/۱۶۲۹	۰/۸۷	عدم معناداری در مدل
β_5	۱/۱۸۶	۶۷۴/۰۳	۴۹۴۵/۰	۰/۱۳۶	۰/۸۹۱	عدم معناداری در مدل
β_6	۱/۱۷۲	۳۷۱۱/۲	۸۴۹/۰۶	۴/۳۷	۰/۰۰۰	معناداری در مدل
ضریب تعیین = ۰/۳۸۲۶			آماره آزمون = ۶/۴۱۶		P-مقدار = ۰/۰۰۰	

همان‌طور که ملاحظه می‌شود در نگاره شماره (۱۱) بیشینه مقادیر عامل تورم واریانس (۱/۱۸۶) نیز کمتر از ۱۰ بوده است از این‌رو وجود تمامی متغیرها در مدل آن را مخدوش نخواهند کرد. همچنین پی مقدار (۰/۰۰۰) آزمون معنی‌دار بودن مدل، نیز مناسب بودن مدل را نیز تأیید می‌کند. با توجه به نتایج، آماره t (۴/۶۷-) نشان می‌دهد که متغیر مستقل اجتناب مالیاتی (ضریب β_1) در این مدل در سطح ۹۵ درصد اطمینان، از لحاظ آماری معنادار می‌باشند، زیرا اول این که مقادیر قدر مطلق این آماره بیشتر از ۱/۹۶ بوده ثانیاً مقادیر پی مقدار (۰/۰۰۰) نیز کمتر از ۵ درصد می‌باشد. بنابراین بین اجتناب مالیاتی و سطح سرمایه‌گذاری ارتباط معنادار و منفی وجود دارد. نتیجه حاصل از لحاظ معناداری منطبق با پژوهش کامپریکس، فنگ و کانگ^۱ (۲۰۱۶) می‌باشد.

فرضیه دوم: بین اجتناب مالیاتی و ناکارایی سرمایه‌گذاری ارتباط معناداری وجود دارد.

برای بررسی این فرضیه مدل شماره (۲) را برازش نمودیم. در این راستا به منظور انتخاب بین مدل رگرسیون و پانلی ابتدا آزمون چاو را استفاده نموده و در صورتی که سطح معنی‌داری آزمون مذکور بیش از ۰/۰۵ باشد مدل رگرسیون حداقل مربعات معمولی و در صورتی که سطح معنی‌داری کمتر از ۰/۰۵ باشد از مدل پانلی استفاده خواهد شد. که با توجه به پی مقدار (۰/۰۰۰) در نگاره شماره (۱۲) باید مدل پانلی انتخاب می‌شود.

جدول شماره ۱۲: نتایج آزمون چاو برای مدل فرضیه دوم

مدل	آماره F	درجه آزادی ۱	درجه آزادی ۲	P-مقدار	نتیجه (مدل مناسب)
فرضیه دوم	۲/۵۶	۷۵	۱۳۶	۰/۰۰۰	رگرسیون پانلی

در ادامه باید آزمون‌های تشخیصی انجام شده و پیش‌فرض‌های این نوع مدل آزمون گردد. در ابتدا به بررسی آزمون هاسمن خواهیم پرداخت. هدف از آزمون انتخاب بین مدل با اثرات ثابت و تصادفی خواهد بود. در صورتی که پی مقدار این آزمون کمتر از ۰/۰۵ باشد، مدل با اثرات ثابت انتخاب خواهد شد. که با توجه به پی مقدار (۰/۴۰۰۴) در نگاره شماره (۱۳) باید مدل با اثرات تصادفی انتخاب می‌شود.

نگاره شماره ۱۳: نتایج آزمون هاسمن برای مدل فرضیه دوم

مدل	آماره F	درجه آزادی	P-مقدار	نتیجه (مدل مناسب)
فرضیه دوم	۶/۲۰۷۱	۶	۰/۴۰۰۴	اثرات تصادفی

¹ Comprix, J., H, J., Feng, M., Kang, T,

از طرفی برای بررسی خودهمبستگی سریالی از آزمون بروش گادفری استفاده نموده که اگر پی مقدار از ۰/۰۵ کمتر باشد می‌توان گفت داده‌های مورد بررسی خودهمبستگی سریالی دارند. همان‌طور که از پی مقدار (۰/۶۳) در نگاره شماره (۱۴) پیداست خطاها دارای خود همبستگی سریالی نیستند.

نگاره شماره ۱۴: نتایج آزمون بروش گادفری برای مدل فرضیه دوم

مدل	آماره خی دو	درجه آزادی	P-مقدار	نتیجه
فرضیه دوم	۰/۲۳۲	۱	۰/۶۳	خود همبستگی سریالی وجود ندارد.

اما باید پیش‌فرض همسانی واریانس‌ها نیز مورد بررسی قرار گیرد. در صورتی که پی مقدار کمتر از ۰/۰۵ باشد، فرضیه همسانی واریانس‌ها رد می‌شود. همان‌طور که پی مقدار (۰/۶۳۰۶) در نگاره شماره (۱۵) نشان می‌دهد همسانی واریانس‌ها برقرار است.

نگاره شماره ۱۵: نتایج آزمون بروش پاکن برای مدل فرضیه دوم

مدل	آماره BP	درجه آزادی	P-مقدار	نتیجه
فرضیه دوم	۴/۳۴	۶	۰/۶۳۰۶	همسانی واریانس‌ها برقرار است

در این راستا با جمع‌بندی پیش‌فرض‌های رگرسیون به این نتیجه رسیده که باید از رگرسیون پانلی استفاده نماییم. پس از انجام این رگرسیون نتایج به شرح نگاره شماره (۱۶) می‌باشد.

نگاره شماره ۱۶: نتایج مدل فرضیه دوم

$nnvett_{new,it}^e = \beta_0 + \beta_1 TaxAvoid_{i,t} + \beta_2 Cash_{i,t} + \beta_3 Mt_{i,t} + \beta_4 RAA_{i,t} + \beta_5 Leverage_{i,t} + \beta_6 Size_{i,t} + \varepsilon_{i,t}^{\beta}$						
ضرایب	VIF	ضرایب متغیر در مدل	انحراف استاندارد خطا	آماره t	P-مقدار	نتیجه
β_0	-	-۲۸۸۷۶	۲۵۶۵۰	-۱/۱۲۵۸	۰/۲۶۱۵۴	عدم معناداری در مدل
β_1	۱/۰۱۰	-۱۷۰۳۰	۲۰۱۸۷	-۵/۸۴۳	۰/۰۰۰۰	معناداری در مدل
β_2	۱/۱۲۶	-۰/۰۷۰۸	۵۰۸/۱۵	۴/۱۵۱	۰/۰۰۰	معناداری در مدل
β_3	۱/۰۷۵	۲۷۲/۵	۱۶۵۷۷	۴/۵۳۶	۰/۰۰۰	معناداری در مدل
β_4	۱/۱۶۱	۱۵۷۴۶	۱۶۵۷۷	۴/۹۴	۰/۰۰۰	معناداری در مدل
β	۱/۱۸۶	۱۱۱۷۹	۱۰۱۴۲	۱/۱۰۲۲	۰/۲۷۱	عدم معناداری در مدل
β_6	۱/۱۷۲	۴۶۷۵/۸	۱۸۶۰/۶	۲/۵۱۳	۰/۰۱۲۷	معناداری در مدل
ضریب تعیین = ۰/۵۳۶			آماره آزمون = ۲۷/۳۲		p-مقدار = ۰/۰۰۰	

همان‌طور که ملاحظه می‌شود در نگاره شماره (۱۶) بیشینه مقادیر عامل تورم واریانس (۱/۱۸۶) نیز کمتر از ۱۰ بوده است از این‌رو وجود تمامی متغیرها در مدل آن را مخدوش نخواهند کرد. همچنین پی مقدار (۰/۰۰۰) آزمون معنی‌دار بودن مدل نیز مناسب بودن مدل را نیز تأیید می‌کند. با توجه به نتایج، آماره t (-۵/۸۴۳) نشان می‌دهد که متغیر مستقل اجتناب مالیاتی (ضریب β_1) در این مدل در سطح ۹۵ درصد اطمینان، از لحاظ آماری معنادار می‌باشد، زیرا اولاً مقادیر قدر مطلق این آماره بیشتر از ۱/۹۶ بوده ثانیاً پی مقدار (۰/۰۰۰) نیز کمتر از ۵ درصد می‌باشد. بنابراین بین اجتناب مالیاتی و ناکارایی سرمایه‌گذاری ارتباط معنادار و منفی وجود دارد. نتیجه حاصل از لحاظ معناداری منطبق با پژوهش کامپریکس، فنگ و کانگ (۲۰۱۶) می‌باشد.

نتیجه‌گیری

نتایج حاصل از بررسی و آزمون فرضیه اول و دوم نشان می‌دهد که میان اجتناب مالیاتی با سطح سرمایه‌گذاری و ناکارایی سرمایه‌گذاری ارتباط معنادار و منفی وجود دارد. همان‌طور که با تکیه بر ادبیات تحقیق انتظار می‌رفت، هر ریال ذخیره شده به واسطه پرداخت کمتر مالیات، می‌تواند در شرکت برای مصارف مولد دیگر به کار گرفته شود. بنابراین از یک‌سو ممکن است باعث افزایش سرمایه‌گذاری شده و از سوی دیگر به جهت دوری از پرداخت مجدد مالیات منجر به کمتر شدن میزان سرمایه‌گذاری گردد. که البته با توجه به منفی بودن این ارتباط، افزایش اجتناب از پرداخت مالیات با کاهش در سطح سرمایه‌گذاری و کاهش در ناکارایی سرمایه‌گذاری روبه‌رو خواهد بود. نتایج تحقیق از لحاظ معناداری مطابق با نتایج حاصل از پژوهش کامپریکس، فنگ و کانگ (۲۰۱۶) و دسای و دارماپالا (۲۰۰۹) می‌باشد. اما دلیل منفی شدن این ارتباط شاید این باشد که به دلیل بحران‌های مالی موجود در سال‌های مورد مطالعه احتمالاً شرکت‌هایی که اقدام به برنامه‌ریزی برای انجام اجتناب مالیاتی نمودند، وجوه حاصل از این امر را برای تأمین سرمایه در گردش و هزینه‌های جاری شرکت استفاده نموده‌اند نه سرمایه‌گذاری. با توجه به یافته‌های تحقیق، پیشنهاداتی در حوزه کاربردی و پژوهشی به این شرح ارائه می‌گردد:

با توجه به یافته‌های تحقیق مبنی بر ارتباط منفی و معنی‌دار بین اجتناب مالیاتی با سطح سرمایه‌گذاری و ناکارایی سرمایه‌گذاری، به سازمان امور مالیاتی پیشنهاد می‌شود این موضوع را به‌عنوان یک نوع مشوق مالیاتی استفاده نموده تا با آگاهی دادن نسبت به این امر که اجرای راهبردهای اجتناب مالیاتی از سوی شرکت‌ها باعث افزایش سطح سرمایه‌گذاری در آن‌ها نمی‌شود، شرکت‌ها را ترغیب به پرداخت مالیات و دوری از اجرای راهبردهای اجتناب مالیاتی بنماید. همچنین به مدیران شرکت‌ها پیشنهاد

می‌گردد در راستای استفاده از راهبردهای اجتناب مالیاتی دقت بیشتری به‌عمل آورند تا به‌دنبال اجرای این نوع راهبردها دچار مشکلات ناشی از ناکارایی سرمایه‌گذاری یا کاهش سطح سرمایه‌گذاری نگردند. در انتها به پژوهش‌گران پیشنهاد می‌شود برای تحقیق‌های آتی متغیرهای تعدیل‌گری چون محدودیت مالی و یا هزینه‌های نمایندگی را وارد مدل نموده و مجدد مدل آزمون گردد. همچنین پژوهشگران می‌توانند دوره زمانی تحقیق را افزایش داده و یا به‌منظور اندازه‌گیری اجتناب مالیاتی از سایر متغیرهای موجود در تحقیقات پیشین بهره بگیرند.



منابع و مأخذ

- 1- Biddle, G. C., Hilary, G., & Verdi, R. S. (2009). How does financial reporting quality relate to investment efficiency?. *Journal of accounting and economics*, 48(2-3), 112-131.
- 2- Chen, F., Hope, O. K., Li, Q., & Wang, X. (2011). Financial reporting quality and investment efficiency of private firms in emerging markets. *The accounting review*, 86(4), 1255-1288.
- 3- Comprix, J., Ha, J., Feng, M., & Kang, T. (2016). Tax Avoidance and Corporate Investment Behavior: The Role of Information Environment. Working paper, Syracuse University.
- 4- Cook, K. A., Moser, W. J., & Omer, T. C. (2017). Tax avoidance and ex ante cost of capital. *Journal of Business Finance & Accounting*, 44(7-8), 1109-1136.
- 5- Core, J. E., Guay, W. R., & Verdi, R. S. (2006). Agency problems of excess endowment holdings in not-for-profit firms. *Journal of accounting and economics*, 41(3), 307-333.
- 6- Das, S. & Pandit, SH. (2010). Audit Quality, Life-Cycle Stage and the management earnings forecasts in IPO prospectuses. *Journal of Business Finance & Accounting*, (30): 125-167.
- 7- Desai, M. A. (2003). The divergence between book income and tax income. *Tax policy and the economy*, 17, 169-206.
- 8- Desai, M. A., & Dharmapala, D. (2009). Corporate tax avoidance and firm value. *The review of Economics and Statistics*, 91(3), 537-546.
- 9- Dianati Dilami, Z., & Shokrollahi, P. (2015). 'The Effect of Corporate Governance Structure on the Relation between Tax Avoidance and Corporate Cash Holdings Level and Value', *Empirical Research in Accounting*, 4(3), pp. 39-62. *(In Persian)*
- 10- Dyreng, S. D., Hanlon, M., & Maydew, E. L. (2008). Long-run corporate tax avoidance. *the accounting review*, 83(1), 61-82.

- 11- Edwards, A., Schwab, C., & Shevlin, T. (2015). Financial constraints and cash tax savings. *The Accounting Review*, 91(3), 859-881.
- 12- Frank, M. M., Lynch, L. J., & Rego, S. O. (2009). Tax reporting aggressiveness and its relation to aggressive financial reporting. *The Accounting Review*, 84(2), 467-496.
- 13- Goh, B. W., Lee, J., Lim, C. Y., & Shevlin, T. (2016). The effect of corporate tax avoidance on the cost of equity. *The Accounting Review*, 91(6), 1647-1670.
- 14- Hassasyeganeh ,Y., & Golmohammadishourki ,M. (2012). The Relationship between the Effective Tax Rates and the Companies' Characteristics. *tax research*. 19 (12), 264-239. **(In Persian)**
- 15- Haghighat ,H., & Mohammadi Mohammad ,H. (2013). Investigating the relationship between tax evasion and disclosure quality and company value. *Quantitative Researches in Management*. 4(1), 209-228. **(In Persian)**
- 16- Hanlon, M., & Heitzman, S. (2010). A review of tax research. *Journal of Accounting and Economics*, 50(2-3), 127-178.
- 17- Hutchens, Michelle and Rego, Sonja O., Does Greater Tax Risk Lead to Increased Firm Risk? (2015).
Available at: <https://ssrn.com/abstract=2186564>
- 18- Karami, S., Rahnamay Roodposhti, F., Dianati dilame, Z. (2016). Investigating impact of Tax Avoidance on Earning Informativeness of Firms Accepted in Tehran Stock Exchange, *Management Accounting*, 9(28), 15-37. **(In Persian)**
- 19- Khajavi, S., Kiamehr, M. (2016). Modeling Tax Avoidance by Accounting Information: Evidence from Tehran Stock Exchange, *Journal of Accounting Knowledge*, 7(25), 79-100. **(In Persian)**
- 20- Jensen, M. C. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *The American economic review*, 76(2), 323-329.

- 21- Li, Q., & Wang, T. (2010). Financial reporting quality and corporate investment efficiency: Chinese experience. *Nankai Business Review International*, 1(2), 197-213.
- 22- LIAN, Y. J., & Cheng, J. (2007). Investment-Cash Flow Sensitivity: Financial Constraints or Agency Costs?, *Journal of Finance and Economics*, 2, 37-46.
- 23- Modares, A., & Hesarzadeh, R.(2008), Financial Reporting Quality and Investment Efficiency, *Quarterly Journal of Securities Exchange*, 1(2), 85-116. **(In Persian)**
- 24- Mashaykhi, B., Seyyedi, S. (2015). Corporate Governance and Tax Avoidance, *Journal of Accounting Knowledge*, 6(20), 83-103. **(In Persian)**
- 25- Mehrani, S., Seyyedi, S. (2014). The effect of Accounting Conservative and Tax Income on Tax Avoidance, *Journal of Management Accounting and Auditing Knowledge*, 3(10). 13-34. **(In Persian)**
- 26- Phillips, J. D. (2003). Corporate tax-planning effectiveness: The role of compensation-based incentives. *The Accounting Review*, 78(3), 847-874.
- 27- Richardson, S. (2006). Over-investment of free cash flow. *Review of accounting studies*, 11(2-3), 159-189.
- 28- Richardson, G., Lanis, R., & Taylor, G. (2015). Financial distress, outside directors and corporate tax aggressiveness spanning the global financial crisis: An empirical analysis. *Journal of Banking & Finance*, 52, 112-129.
- 29- Stein, J. C. (2002). Information production and capital allocation: Decentralized versus hierarchical firms. *The journal of finance*, 57(5), 1891-1921.
- 30- Xu, S., and K. Zheng. 2016. Tax avoidance and the asymmetric cost behavior. Working paper, University of Wyoming.