پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال چهارم، شماره ۱۵، بهار ۱۳۹۴، صص ۳۹ - ۶۱

بررسی تأثیر نظام راهبری شرکتی بر رابطه بین اجتناب مالیاتی و ارزش و میزان نگهداشت وجه نقد

زهرا دیانتی دیلمی *، پریسا شکراللهی**

تاریخ دریافت: ۹۳/۱۱/ ۱۰

تاریخ پذیرش: ۹۴/۰۲/ ۱۴

چکیده

عدم وجود سازوکارهای نظام راهبری مناسب، می‌تواند زمینه را برای اقدامات فرصت‌طلبانه مدیران فراهم سازد مبنی بر اینکه فعالیت‌های اجتناب مالیاتی را در جهت منافع خود انجام دهند و موجب اتلاف منابع اجتناب مالیاتی شوند. اگر سرمایه‌گذاران اجتناب مالیاتی را به عنوان انحراف از منابع شرکت تلقی کنند، ارزش وجه نقد نگه‌داری شده در شرکت را کمتر از ارزش واقعی ارزیابی خواهند نمود. در این پژوهش اثر سازوکارهای نظام راهبری بر ارتباط بین اجتناب مالیاتی و میزان و ارزش وجوه نقد نگه‌داری شده در شرکت، بررسی شده است. به این منظور داده‌های استخراج شده از ۶۸ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، طی سال‌های ۱۳۸۳تا۱۳۹۰ از طریق مدل رگرسیون با استفاده از داده‌های ترکیبی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که سازوکارهای نظام راهبری قوی موجب می‌شوند که رابطه بین اجتناب مالیاتی و سطح نگهداشت وجه نقد و ارزش وجه نقد نگهداری شده در شرکت ضعیف شود.

واژه‌های کلیدی: اجتناب مالیاتی، سطح نگهداشت وجه نقد، ارزش وجه نقد نگهداری شده در شرکت، نظام راهبری شرکتی

طبقه‌بندی موضوعی: H26، N25، M41

---

*استادیار دانشگاه خوارزمی، (dianati@ues. ac. ir)

**کارشناس ارشد حسابداری دانشگاه خوارزمی، (نویسنده مسئول)، (p.shokrollahi@yahoo.com)

مقدمه

در شرکت‌ها هزینه‌های مالیات بر درآمد از مهم‌ترین هزینه‌ها است و معمولاً شرکت‌ها آن را به عنوان هزینه‌ای که نباید پرداخت نمایند تلقی می‌کنند؛ زیرا با پرداخت مالیات نقدینگی بیشتری از شرکت خارج می‌شود و سود و وجوه نقد باقیمانده برای سایر ذینفعان شرکت از جمله سهامداران کاهش می‌یابد. از این رو به طور طبیعی این انگیزه وجود دارد تا شرکت و سهامداران آن از طریق مدیران خود اقدام به اجتناب از پرداخت مالیات نمایند (هانلون و هیتزمن، ۲۰۰۹).

اگرچه اجتناب از پرداخت مالیات یا به عبارتی حداقل‌سازی مالیات، منجر به افزایش وجوه باقیمانده برای سهامداران شرکت می‌شود، اما بر اساس شواهد، فعالیت‌های مربوط به اجتناب مالیاتی[1] می‌تواند این فرصت را برای مدیران فراهم سازد که فعالیت‌های اجتناب مالیاتی را در جهت افزایش ارزش شرکت انجام ندهند و اقدامات فرصت‌طلبانه خود را به منظور عدم افشاء این اخبار در داخل شرکت توسعه دهند (دسای و دارماپالا، ۲۰۰۹). بر اساس مطالعات، اجتناب مالیاتی زمانی سودمند است که در جهت افزایش ارزش شرکت انجام شود (مشایخ و همکاران، ۱۳۹۲).

یکی از چالش‌هایی که در پی پدیده اجتناب مالیاتی شرکت‌ها به وجود می‌آید مربوط به وجوهی است که در نتیجه‌ی اجتناب از پرداخت مالیات حاصل می‌شود. این که مدیران منفعت‌طلب، چگونه بین مصرف یا نگهداشت وجه نقد، یکی را انتخاب می‌کنند، موضوع مبهمی است.

نظریه‌های مختلفی در ارتباط با سطح نگهداشت وجه نقد و عوامل موثر بر سطح نگهداشت وجه نقد توسط شرکت‌ها وجود دارد (بولو و همکاران، ۱۳۹۰). نظریه نمایندگی نمونه‌ای از این نظریه‌ها است. طبق نظریه نمایندگی، تضادهایی که منجر به شناسایی هزینه‌های نمایندگی می‌شوند، می‌توانند در توجیه رفتار نگهداری وجه نقد توسط مدیریت به کار روند.

بنابراین، مدیرانی که به دنبال حداکثر کردن ارزش شرکت هستند (یعنی زمانی که بین مدیران و ذینفعان تضاد منافعی وجود ندارد) وجه نقد در یک سطح بهینه نگهداری می‌شود. سطح بهینه سطحی است که در آن سود حاشیه‌ای آخرین واحد از پول با هزینه حاشیه‌ای نگهداشت آن برابر باشد (اوپلر و همکاران، ۲۰۰۱). نکته اساسی این جا است که در این چارچوب، رابطه‌ای

بین اجتناب مالیاتی و وجه نقد نگهداری شده در شرکت پیش بینی نمی‌شود؛ زیرا سطح بهینه نگهداشت وجه نقد بر اساس سنجش هزینه و منافع نگهداشت وجه نقد تعیین می‌شود. اما زمانی که منافع مدیر و ذینفعان همسو نباشد، دیدگاه نمایندگی مطرح می‌شود. مدیران ممکن است تصمیماتی بگیرند که با منافع ذینفعان در تضاد باشد و به عبارتی دیگر از منابع شرکت برای دستیابی به منافع شخصی خود استفاده کنند. این تضادهای نمایندگی منجر به اتلاف و پراکندگی سریعتر وجوه نقد نگهداری شده در شرکت می‌شود و به این ترتیب وجوه نقد نگداری شده در شرکت از سطح بهینه خود خارج می‌شود (مایرز و راجرام، ۱۹۹۸).

بنابراین، در این پژوهش تمرکز بر دیدگاه نمایندگی اجتناب مالیاتی است. بر اساس این دیدگاه، مدیران فرصت‌طلب، روش‌ها و تکنیک‌های اجتناب مالیاتی را بیشتر با هدف افزایش منافع مدیریتی انجام می‌دهند تا افزایش منافع سهامداران.

از طرف دیگر، بر طبق مطالعات اخیر، هنگامی که تضاد منافع مدیران و ذینفعان زیاد باشد و نگرانی قابل توجه‌ای در خصوص انتقال و انحراف وجه نقد وجود داشته باشد، یک دلار از وجه نقد شرکت کمتر از یک دلار در بازار سرمایه ارزشگذاری خواهد شد (پینکوئیتز و همکاران، ۲۰۰۶). از این‌رو، پیش‌بینی می‌شود که سرمایه‌گذاران در چنین مواقعی وجوه نقد شرکت را کمتر ارزشگذاری کنند.

از سوی دیگر، به اعتقاد جنسن (۱۹۸۶)، اگر نظارت بر اقدامات مدیران اعمال نشود، مدیران فرصت‌طلب ممکن است که جریان وجه نقد آزاد شرکت را هدر دهند. دیتمار و مارت اسمیت (۲۰۰۷) نیز این دیدگاه را در خصوص ذخایر وجه نقد (وجوه نقد نگهداری شده در شرکت) توسعه دادند و شواهد تجربی در خصوص تأثیر نظام راهبری شرکتی بر ارزش وجه نقد شرکت ارائه دادند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که ارزش وجه نقد در شرکت‌هایی که نظام راهبری ضعیفی دارند به طور معناداری کمتر از ارزش وجه نقد در شرکت‌های دارای نظام راهبری قوی می‌باشد. زیرا شرکت‌هایی که نظام راهبری ضعیف دارند وجوه نقد شرکت را بیشتر مصرف و اسراف می‌کنند و آن‌ها را در پروژه‌ها و سرمایه گذاری‌های کم بازده و غیرسودآور (که احتمالا دارای مزایایی برای مدیران آن‌ها می‌باشد)، به مصرف می‌رسانند. عدم وجود سازوکارهای نظارتی مناسب می‌تواند زمینه‌ای برای مدیران فرصت‌طلب فراهم کند تا به هزینه سهامدارن به منافع شخصی خود دست پیدا کنند. لذا در این پژوهش اثر سازوکارهای نظام راهبری شرکتی

بر فرصت‌طلبی مدیران در خصوص منابع حاصل از اجتناب مالیاتی سنجیده می‌شود. در ادامه، پژوهش‌ها انجام شده در این زمینه مورد بررسی قرار گرفته و فرضیه‌های پژوهش طراحی می‌شوند. سپس روش پژوهش و یافته‌های پژوهش ارائه خواهد شد.

مروری بر پیشینه

خلبادالو (۲۰۱۲)، در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین اجتناب مالیاتی و هزینه بدهی و تأثیر سطح مالکیت نهادی بر این ارتباط، پرداخت. نتایج این مطالعه نشان‌دهنده ارتباط منفی بین اجتناب مالیاتی و هزینه بدهی شرکت‌ها است و این‌که اجتناب مالیاتی می‌تواند هزینه بدهی شرکت را کاهش دهد؛ زیرا از اثرات مثبت اجتناب مالیاتی این است که می‌توان آن را به عنوان جانشینی برای کاربرد بدهی به‌کار برد. همچنین شواهد تجربی نشان دادند که مالکیت نهادی اثر معناداری بر ارتباط بین اجتناب مالیاتی و هزینه بدهی ندارد.

دالیوال و همکاران (۲۰۱۱)، در تحقیقی به بررسی رابطه بین اجتناب مالیاتی و میزان وجه نقد نگهداری شده در شرکت پرداختند. نتایج بررسی‌های آن‌ها نشان داد که بین اجتناب مالیاتی و میزان وجه نقد شرکت‌ها رابطه منفی وجود دارد. همچنین آن‌ها دریافتند که این رابطه منفی در شرکت‌هایی که از نظام راهبری قوی‌تری برخوردارند، ضعیف‌تر است.

کورانا و موسر (۲۰۱۱)، در مطالعه‌ای تحت عنوان «سرمایه‌گذاری بلندمدت سهامداران نهادی و اجتناب مالیاتی»، به بررسی این موضوع پرداختند که چگونه سطح مالکیت سهامداران نهادی با فعالیت‌های اجتناب مالیاتی در ارتباط است. اجتناب مالیاتی ارزش شرکت را از طریق ذخایر مالیاتی افزایش می‌دهد، اما با این حال، سرمایه‌گذاران نهادی با هدف سرمایه‌گذاری بلندمدت، در صورتی که تشخیص دهند فعالیت‌های اجتناب مالیاتی فرصت‌طلبی مدیران را تقویت می‌کند و شفافیت را کاهش می‌دهد، احتمالاً این فعالیت‌های اجتناب مالیاتی را خنثی خواهند نمود. به این ترتیب، آن‌ها با این نتیجه رسیدند که در شرکت‌هایی که دارای مالکیت نهادی بلندمدت هستند، اجتناب مالیاتی کمتر است.

هارفرد و همکاران (۲۰۰۸)، در پژوهشی سطح نگهداشت وجه نقد و نیز ارزشگذاری آن را از دیدگاه نمایندگی مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها نشان دادند که ذخایر وجه نقد در شرکت‌هایی که نظام راهبری شرکتی ضعیفی دارند، کمتر است. به عبارت دیگر، مدیران بدنام

و فرصت‌طلب از وجوه برای دستیابی به اهداف شخصی خود استفاده می‌کنند. آن‌ها ادعا کردند که تضادهای نمایندگی منجر به اتلاف و پراکندگی سریعتر وجوه نقد نگهداری شده در شرکت می‌شود. همچنین لی و لی (۲۰۰۹) در پژوهش خود به نتیجه مشابه دست یافتند.

فروغی و محمدی (۱۳۹۲)، در تحقیقی رابطه بین اجتناب مالیاتی و میزان و ارزش نگهداشت وجه نقد را مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها با بررسی ۱۰۳ شرکت پذیرفته شده دربورس اوراق بهادار تهران، به رابطه منفی بین این متغیرها دست یافتند و به این نتیجه رسیدند که با افزایش اجتناب مالیاتی، میزان و ارزش نگهداشت وجه نقد کاهش می‌یابد.

ایزدی‌نیا و رسائیان (۱۳۸۹)، رابطه برخی از سازوکارهای نظام راهبری شرکتی شامل درصد اعضای غیرموظف هیأت‌مدیره و درصد سرمایه‌گذاران نهادی و سطح نگهداشت وجه نقد به عنوان متغیرهای مستقل و Q توبین به عنوان معیار ارزش شرکت و متغیر وابسته را در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار دادند. نتایج پژوهش آن‌ها بیانگر آن است که بین درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی و ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. اما بین درصد اعضای غیرموظف هیأت‌مدیره و ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار، رابطه معناداری وجود ندارد. سطح نگهداشت وجه نقد نیز رابطه مثبت و معناداری با ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران دارد.

فرضیه‌های پژوهش

براساس مبانی نظری، ساختار نظام راهبری شرکتی قوی می‌تواند اتلاف و مصرف نامناسب وجوه نقد نگهداری شده در شرکت را محدود کند و به میزانی که شرکت‌ها از نظام راهبری قوی‌تری برخوردار باشند، بیشتر می‌توانند در برابر اقدامات سودجویانه مدیران محافظت شوند. به این ترتیب انتظار می‌رود که ارتباط بین اجتناب مالیاتی و میزان وارزش وجوه نقد نگهداری شده در شرکت‌ها تحت تأثیر سازوکارهای نظام راهبری شرکتی قرار داشته باشد. بنابراین فرضیه‌های پژوهش حاضر به صورت زیر طراحی می‌شوند:

فرضیه ۱: در شرایط نظام راهبری شرکتی قوی، ارتباط بین اجتناب مالیاتی شرکت‌ها و میزان وجه نقد نگهداری شد در شرکت، ضعیف می‌شود.

فرضیه ۲: در شرایط نظام راهبری شرکتی قوی، ارتباط بین اجتناب مالیاتی شرکت‌ها و ارزش وجه نقد نگهداری شده در شرکت، ضعیف می‌شود.

روش پژوهش

این پژوهش از نوع پژوهش‌های توصیفی و از لحاظ روش پژوهش، از نوع همبستگی است؛ زیرا رابطه بین متغیرهای وابسته و مستقل را بررسی می‌کند. برای این منظور، ابتدا داده‌های مربوط به متغیرهای پژوهش جمع‌آوری و محاسبات مربوط به متغیرها از جمله نرخ مؤثر مالیاتی انجام می‌شود. سپس مفروضات مدل رگرسیون خطی از جمله نرمال بودن توزیع داده‌ها، عدم خودهمبستگی، عدم همخطی و عدم ناهمسانی واریانس مورد بررسی قرار می‌گیرد و بعد از مشخص شدن نوع مدل مناسب برای تخمین مدل‌های رگرسیون، فرضیات پژوهش با استفاده از نرم افزار Eviews ۷ مورد آزمون قرار می‌گیرند.

جامعه و نمونه آماری

قلمرو مکانی این پژوهش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. قلمرو زمانی این پژوهش به دلیل ضرورت و محدودیت مربوط به برخی از متغیرهای پژوهش، سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۰ انتخاب شده است. برای محاسبه یکی از متغیرهای پژوهش نیاز به جریان نقد عملیاتی ۵ سال گذشته و برای محاسبه نرخ مؤثر مالیاتی بلندمدت در هر سال به مجموع مالیات نقدی پرداختی در طول ۵ سال گذشته نیاز می‌باشد. از آنجا که میزان مالیات پرداخت شده در هر سال دقیقا مطابق با میزان مالیات واقعی تعلق گرفته آن سال نمی‌باشد، در محاسبه متغیر موردنظر (اجتناب مالیاتی) از مجموع مالیات‌های پرداخت‌شده در طی ۵ سال هر شرکت استفاده می‌شود. درضمن به دلیل ملزم شدن شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به بکارگیری استاندارد حسابداری شماره ۲ از سال ۱۳۸۰، ابتدای دوره مورد بررسی این پژوهش سال ۱۳۸۳ انتخاب شده است. نمونه‌گیری به روش حذفی انجام شده است، به این ترتیب که کلیه شرکت‌های حاضر در جامعه آماری که حائز معیارهای زیر باشند در نمونه انتخاب شده‌اند:

۱. شرکت‌ها قبل از شروع سال ۱۳۸۰ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند و تا پایان سال ۱۳۹۰ نیز از بورس خارج نشده باشند.

۲. به منظور قابل مقایسه بودن اطلاعات، پایان سال مالی آن‌ها منتهی به ۲۹ اسفند باشد.

۳. شرکت‌های مورد مطالعه جزء بانک‌ها و مؤسسات مالی (شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی) و نیز صنایع تامین آب و برق و گاز نباشند. زیرا سیاست نگهداری وجه نقد و افشاء مالی این شرکت‌ها متفاوت با شرکت‌های دیگر است و همچنین ممکن است به دلیل ماهیت فعالیت خاص آنها نتایج پژوهش قابل تعمیم نباشد.

۴. به دلیل لزوم محاسبه معیار نرخ مؤثر مالیاتی بلندمدت (۵ ساله)، شرکت‌هایی در نمونه قرار می‌گیرند که مجموع سود قبل از مالیات آنها در طی ۵ سال مثبت باشد. زیرا نرخ مؤثر مالیاتی شرکت‌هایی که در طی این دوره زیان‌ده هستند، تحریف شده و قابل تفسیر نمی‌باشد.

۵. اطلاعات مربوط به متغیرهای این پژوهش در سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰ در دسترس باشد.

۶. در دوره مورد بررسی تغییر فعالیت یا دوره مالی نداده باشند.

بر این اساس، پس از اعمال محدودیت‌های فوق، تعداد ۶۸ شرکت شرایط فوق را دارا بوده و به این ترتیب تعداد کل داده‌ها شامل ۵۴۴ سال- شرکت می‌باشد. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش، لازم است شرکت‌های نمونه بر اساس معیارهای تعیین مطلوبیت نظام راهبری شرکتی به دو دسته طبقه‌بندی شوند که در ادامه شیوه طبقه‌بندی و معیارهای مورد استفاده شرح داده می‌شود.

روش انتخاب نمونه شرکت‌های با نظام راهبری شرکتی قوی و ضعیف

برای آزمون فرضیه‌ها لازم است که شرکت‌های نمونه بر اساس معیارهای تعیین مطلوبیت نظام راهبری شرکتی به دو گروه شرکت‌های دارای نظام راهبری قوی و شرکت‌های دارای نظام راهبری شرکتی ضعیف طبقه‌بندی شوند. براساس پژوهش‌های داخلی از جمله پژوهش‌های انجام شده توسط ولی‌پور و خرم (۱۳۹۰) و رسائیان و همکاران (۱۳۸۹)، از معیار درصد سهامداران نهادی و درصد اعضای غیرموظف هیأت‌مدیره به عنوان معیارهای سازوکار نظام راهبری شرکتی استفاده می‌شود. دلیل استفاده از این دو معیار این است که در پژوهش‌های متعدد داخلی، این دو معیار در بین عوامل نظام راهبری شرکتی به عنوان دو عامل مؤثر در کاهش هزینه‌های نمایندگی و افزایش ارزش شرکت مورد تأیید قرار گرفته‌اند. در این خصوص، درصد

سهامداران نهادی (مالکیت نهادی) و درصد اعضای غیرموظف هیأت‌مدیره به شرح زیر تعیین می‌شوند:

درصد سهامداران نهادی: بر اساس تعریف سرمایه‌گذار نهادی موضوع بند ۲۷ مادهٔ یک قانون بازار اوراق بهادار ج. ا. ا، سرمایه‌گذاران نهادی عبارتند از بانک‌ها و بیمه‌ها، هلدینگ‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، صندوق بازنشستگی، تأمین سرمایه و صندوق‌های سرمایه‌گذاری ثبت شده نزد سازمان بورس و اوراق بهادار، هر شخص حقیقی یا حقوقی که بیش از ۵ درصد یا بیش از ۵ میلیارد ریال از ارزش اسمی اوراق بهادار در دست انتشار ناشر را خریداری کند، سازمان‌ها و نهادهای دولتی و عمومی، شرکت‌های دولتی، اعضای هیأت‌مدیره و مدیران ناشر یا اشخاصی که کارکرد مشابه دارند. لذا با بررسی یادداشت‌های همراه در صورت‌های مالی درصد مالکیت این سرمایه‌گذاران از سهام شرکت مشخص گردیده است (تعداد سهام متعلق به سهامداران نهادی تقسیم بر کل تعداد سهام عادی شرکت).

درصد اعضای غیرموظف هیأت‌مدیره: برابر است با تعداد اعضای غیرموظف در ترکیب هیأت‌مدیره تقسیم بر تعداد کل اعضای هیات‌مدیره. اطلاعات مورد نیاز برای محاسبه این معیارها با مراجعه به سایت سازمان بورس و اوراق بهادار، از گزارش هیأت‌مدیره به مجمع عمومی سهامداران شرکت‌ها استخراج شده است.

بعد از محاسبه این معیارها، شرکت‌ها بر اساس درصد سهامداران نهادی به صورت صعودی مرتب می‌شوند، سپس از آن‌ها دو نمونه کاهش یافته‌ی دارای درصد سهامداران نهادی زیاد و سهامداران نهادی کم استخراج می‌شود (ابراهیمی کردلر، ۱۳۸۴). به این ترتیب، در مورد معیار درصد اعضای غیرموظف شرکت‌ها نیز همین اقدامات انجام می‌شود. سپس شرکت‌هایی که همزمان دارای درصد سهامداران نهادی زیاد و درصد اعضای غیرموظف بالا هستند، به عنوان شرکت‌های دارای نظام راهبری شرکتی قوی و شرکت‌هایی که دارای سهامداران نهادی کم و درصد اعضای غیرموظف پایین هستند، به عنوان شرکت‌های دارای نظام راهبری شرکتی ضعیف طبقه‌بندی می‌شوند و به این ترتیب دو نمونه تشکیل می‌شود. برای بررسی فرضیه‌های پژوهش، هر یک از مدل‌های اول و دوم بر روی هریک از این نمونه‌ها مورد آزمون قرار می‌گیرد. براساس این طبقه‌بندی، تعداد ۱۷ شرکت (۱۳۶ سال- شرکت) به عنوان شرکت‌های دارای نظام راهبری

شرکتی قوی و تعداد ۳۴ شرکت (۲۷۲ سال-شرکت) به عنوان شرکت‌های دارای نظام راهبری شرکتی ضعیف طبقه‌بندی می‌شوند.

مدل‌های پژوهش

در پژوهش حاضر، برای آزمون فرضیه اول و بررسی اثر نظام راهبری شرکتی بر رابطه بین اجتناب مالیاتی و میزان وجه نقد نگهداری شده در شرکت، از مدل اپلر و همکاران (۱۹۹۹) استفاده می‌شود که با وارد کردن متغیر اجتناب مالیاتی گسترش یافته است:

مدل (۱)

$$\begin{aligned}\ln\left(Cash_{i,t}/Net\ Assets_{i,t}\right) &= \alpha_0 + \beta_1 MBratio_{i,t} + \beta_2 \ln Assets_{i,t} \\ &+ \beta_3\left(NWC_{i,t}/NetAssets_{i,t}\right) \\ &+ \beta_4\left(CapExp_{i,t}/NetAssets_{i,t}\right) \\ &+ \beta_5\left(Debt_{i,t}/Assets_{i,t}\right) \\ &+ \beta_6\left(sales\ growth_{i,t}\right) + \beta_7\left(Dividend_{i,t}\right) \\ &+ \beta_8\left(CFO_{i,t}/NetAssets_{i,t}\right) \\ &+ \beta_9\left(IndustrySigma_{i,t}\right) + \beta_{10}\left(Tax\ agg_{i,t}\right)\end{aligned}$$

متغیر وابسته در این مدل، میزان وجه نقد که طبق استاندارد حسابداری شماره ۲، موجودی نقد و سپرده‌های دیداری نزد بانکها و مؤسسات مالی اعم از ریالی و ارزی (شامل سپرده‌های سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت بدون سررسید) اطلاق می‌گردد، به عنوان متغیر وابسته درنظر گرفته شده که برای یکسان‌سازی تقسیم بر خالص دارایی‌ها شده است. ضمناً به‌منظور نرمال کردن داده‌های مربوط به این متغیر، از لگاریتم طبیعی آن استفاده می‌شود.

متغیر مستقل اجتناب مالیاتی ($Tax\ agg_{i,t}$) متغیرمستقل این پژوهش است که با استفاده از معیار نرخ مؤثر مالیاتی نقدی بلندمدت[۲] محاسبه می‌شود و طبق مدل (۲) برابر است با مجموع مالیات نقدی پرداختی در طول دوره N ساله تقسیم بر مجموع سود قبل از مالیات درطول همان دوره:

مدل (۲)

$$LCETR_i = \left(\sum_{t=1}^{N} CashTaxesPaid_{i,t} \Big/ \sum_{t=1}^{N} PreTaxIncome_{i,t}\right)$$

$CashTaxesPaid_{i,t}$ معرف میزان مالیات پرداختی شرکت i در دوره t و $PreTax\ Income_{i,t}$ به معنای سود قبل از مالیات شرکت i در دوره t می‌باشد. دایرنگ و

همکاران (۲۰۰۸)، نرخ مؤثر مالیاتی نقدی یک ساله، ۵ ساله و ۱۰ ساله را به عنوان معیار اندازه‌گیری اجتناب مالیاتی معرفی نمودند و به این نتیجه رسیدند که با افزایش طول دوره، نرخ مؤثر مالیاتی از پایداری بیشتری برخوردار خواهد بود. در این پژوهش، به دلیل ملزم شدن شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به بکارگیری استاندارد حسابداری شماره ۲ از سال ۸۰، و نیاز به میزان مالیات پرداختی شرکت‌ها، و با توجه به قلمرو زمانی پژوهش، طول دوره زمانی حداکثر ۵ ساله برای محاسبه نرخ مؤثرمالیاتی امکان پذیر خواهد بود. هرچه نرخ مؤثر مالیاتی شرکت کمتر باشد، میزان اجتناب مالیاتی آن شرکت بیشتر است. از این رو، نرخ‌های مؤثر مالیاتی محاسبه شده، در عدد منفی یک (۱-) ضرب می‌شود تا نتایج آزمون فرضیه‌ها نشان‌دهنده ارتباط اجتناب مالیاتی و میزان و ارزش وجه نقد نگهداری شده در شرکت باشد.

لازم به توضیح است که در ایران، قبل از اصلاح قانون مالیات‌های مستقیم در تاریخ ۱۳۸۰/۱۱/۲۷، مالیات بر درآمد شرکت‌ها طبق ماده ۱۳۱ قانون مزبور محاسبه می‌شد. لیکن پس از اصلاح قانون مزبور در تاریخ ۱۳۸۰/۱۱/۲۷، مالیات بر درآمد شرکت‌ها با نرخ مقطوع ۲۵٪ محاسبه می‌شود و بر اساس ماده ۱۴۳ این قانون، شرکت‌های بورسی از معافیت ۱۰ درصدی برخوردار هستند. این پژوهش درصدد است تا با محاسبه نرخ مؤثر مالیات، میزان نزدیکی این نرخ را با نرخ قانونی ۲۲/۵٪ بسنجد. اگر نرخ مؤثر مالیاتی شرکتی پایین‌تر از نرخ قانونی مالیات باشد، حاکی از اجتناب مالیاتی آن شرکت می‌باشد (حساس یگانه و گل محمدی، ۱۳۹۰).

متغیرهای کنترلی بر اساس مدل اپلر و همکاران (۱۹۹۹) به شرح زیرمحاسبه می‌شوند:

$MBratio$:نسبت ارزش بازار دارایی‌ها به ارزش دفتری دارایی ها

$\ln Assets_{i,t}$:لگاریتم طبیعی ارزش دفتری دارایی ها

$NWC_{i,t}/NetAssets_{i,t}$:سرمایه در گردش خالص شرکت (سرمایه در گردش منهای وجه نقد و سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت) تقسیم بر خالص دارایی‌ها

$CapExp_{i,t}/NetAssets_{i,t}$:مخارج سرمایه‌ای شرکت تقسیم بر خالص دارایی‌ها

$Debt_{i,t}/Assets_{i,t}$:بدهی‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت تقسیم بر کل دارایی‌ها

$sales\ growth_{i,t}$:نرخ رشد فروش

$Dividend_{i,t}$:متغیر مجازی است و برای شرکت‌هایی که در سال t سود سهام پرداخت کرده‌اند عدد۱ و برای سایر شرکت‌ها عدد صفر در نظرگرفته می‌شود.

$CFO_{i,t}/NetAssets_{i,t}$:جریان نقد ناشی از عملیات تقسیم بر خالص دارایی‌ها

$IndustrySigma_{i,t}$:میانگین انحراف معیار جریان‌های نقدی عملیاتی در طی ۵ سال گذشته شرکت‌های یک صنعت

برای آزمون فرضیه دوم، از مدل فولکندر و وانگ (۲۰۰۶)، که در سال ۲۰۰۷ توسط دیتمر و مارت اسمیت تعدیل شده است، استفاده می‌شود. فولکندر و وانگ به بررسی این موضوع پرداختند که سهامداران برای یک دلار اضافی نگهداری شده توسط شرکت، چه ارزشی را مدنظر قرار می‌دهند. به منظور تعیین ارزش وجه نقد، آن‌ها از مدلی استفاده کردند که در آن ارزش اضافی شرکت ناشی از تغییرات در وضعیت وجه نقد شرکت‌ها در طول سال مالی، تخمین زده می‌شود.

$$\begin{aligned} r_{i,t} - R^{B}_{i,t} = {} & \gamma_0 + \gamma_1\left(\Delta C_{i,t}/M_{i,t-1}\right) + \gamma_2\left(\Delta E_{i,t}/M_{i,t-1}\right) \\ & + \gamma_3\left(\Delta NA_{i,t}/M_{i,t-1}\right) + \gamma_4 SG_{i,t} \\ & + \gamma_5\left(\Delta I_{i,t}/M_{i,t-1}\right) + \gamma_6\left(\Delta D_{i,t}/M_{i,t-1}\right) \\ & + \gamma_7\left(C_{i,t-1}/M_{i,t-1}\right) + \gamma_8 L_{i,t} \\ & + \gamma_9\left(NF_{i,t}/M_{i,t-1}\right) \\ & + \gamma_{10}\left(\left(C_{i,t}/M_{i,t-1}\right) * \left(\Delta C_{i,t}/M_{i,t-1}\right)\right) \\ & + \gamma_{11} L_{i,t} * \left(\Delta C_{i,t}/M_{i,t-1}\right) + \gamma_{12} Tax\ agg_{i,t} \\ & + \gamma_{13} Tax\ agg_{i,t} * \left(\Delta C_{i,t}/M_{i,t-1}\right) \end{aligned}$$

مدل (۳)

متغیر وابسته در این مدل مازاد بازده سهام شرکت در دوره t ($r_{i,t}$) بر بازده پرتفوی محک ($R^{B}_{i,t}$) محاسبه می‌شود. این تفاوت (مازاد) به عنوان معیاری از تغییر ارزش شرکت در نتیجه تغییرات وجه نقد ناشی از اجتناب مالیاتی مورد استفاده قرار می‌گیرد. بازده سهام شرکت به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$R_t = [(1+\alpha)P_t + DPS_t - P_{t-1} - C]/P_{t-1}$$

مدل (۴)

به این ترتیب R_tبازده سهام عادی در زمان t، P_t قیمت سهام عادی در زمان t، P_{t-1} قیمت سهام عادی در زمان t-1 و DPS_tسود نقدی سهام عادی طی دوره t می‌باشد. همچنین α درصد افزایش سرمایه (از محل اندوخته یا آورده نقدی و مطالبات) و C آورده نقدی به هنگام افزایش سرمایه می‌باشد.

تعیین پرتفوی محک

همان‌طور که در ابتدای این بخش بیان شد، به منظور تعیین اثر تغییرات در وجه نقد ناشی از اجتناب مالیاتی بر ارزشی که ذینفعان برای وجه نقد شرکت در نظر می‌گیرند، لازم است که بازده سهام شرکت با یک معیار یا شاخص مناسب سنجیده شود. براساس مطالعات و پژوهش‌های انجام شده در تشکیل پرتفوی سهام توجه به ویژگی‌هایی چون اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار شواهد مؤثرتری را در خصوص میانگین بازده‌های سهام در اختیار قرار می‌دهد (مجتهدزاده، ۱۳۸۵). بنابراین در این پژوهش از ۲۵ پرتفوی اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار فاما و فرنچ (۱۹۹۳) به عنوان پرتفوی شاخص (معیار محک)[۳] استفاده می‌شود. به این ترتیب شرکت‌ها بر اساس اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (BE/ME) در پایان هر سال طبقه‌بندی می‌شوند. در این قسمت لازم است که متغیرهای اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار تعریف شوند:

اندازه: برابر است با لگاریتم طبیعی حاصلضرب تعداد سهام پایان دوره در میانگین قیمت سهام طی همان سال. بر اساس مدل فاما و فرنچ، شرکت‌ها بر اساس اندازه از کوچک به بزرگ مرتب و سپس به ۵ طبقه تقسیم می‌شوند. شرکت‌های با کوچکترین اندازه در طبقه یک پنجم پایین و شرکت‌های با بزرگترین اندازه در طبقه یک پنجم بالا قرار می‌گیرند.

نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار: برابر است با حاصلضرب تعداد سهام پایان دوره در ارزش دفتری سهام تقسیم بر حاصل ضرب تعداد سهام پایان دوره درآخرین قیمت بازار سهام در همان سال. سپس ارزش دفتری به ارزش بازار همه شرکت‌ها از بزرگ تا کوچک مرتب می‌شوند و در ۵ طبقه مقادیر بیشتر تا کمتر طبقه‌بندی می‌شوند.

بر طبق مدل فاما و فرنچ از ترکیب گروه‌هایی که بر اساس دو معیار فوق تشکیل می‌شوند، ۲۵ سبد سهام به شرح نگاره (۱) تشکیل می‌شود:

نگاره (۱): پرتفوی اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار فاما و فرنچ برای شرکت‌های نمونه

BE/ME / اندازه	پایین (L)	٪۲۰–٪۴۰	٪۴۰–٪۶۰	٪۶۰–٪۸۰	بالا (H)	جمع
کوچک (S)	S/L =۲	۴	۷	۷	S/H=۳۲	۵۲
٪۲۰–٪۴۰	۶	۳۷	۵۱	۴۱	۹۲	۲۲۷
٪۴۰–٪۶۰	۱۸	۶۴	۳۸	۲۲	۳۷	۱۷۹
٪۶۰–٪۸۰	۱۳	۲۲	۹	۳	۱۵	۶۲
بزرگ (B)	B/L= ۱	۷	۴	۷	B/H=۵	۲۴
جمع	۴۰	۱۳۴	۱۰۹	۸۰	۱۸۱	۵۴۴

به این ترتیب، برای هریک از سبدهای سهام تشکیل شده به شرح نگاره (۱)، میانگین وزنی بازده سهام محاسبه می‌شود. به عبارت دیگر نرخ بازده هر سهم (هر شرکت) در هر سال در وزن آن ضرب شده و با بقیه اجزای سبد جمع می‌شود. از نسبت ارزش بازار هر سهم به ارزش بازار مجموع سبد سهام به عنوان وزن هر سهم در سبد استفاده می‌شود. بازده‌های به دست آمده برای هر سبد سهام، مقادیر متغیر $R^{B}_{i,t}$ (نرخ بازده پرتفوی شاخص شرکت در دوره t) در مدل دوم را تشکیل می‌دهند.

متغیر مستقل در این مدل، تغییرات وجه نقد ناشی از فعالیت‌های اجتناب مالیاتی می‌باشد. به عبارت دیگر، متغیر مستقل این مدل اثرات متقابل اجتناب مالیاتی و تغییرات وجه نقد شرکت را اندازه‌گیری می‌کند. براساس مبانی نظری انتظار بر این است که ضریب این متغیر، یعنی $(\Delta C_{i,t}/M_{i,t-1}) * Tax\ agg_{i,t}$ منفی باشد و به این ترتیب فعالیت‌های اجتناب مالیاتی منجر به فرصت‌طلبی مدیران از وجوه حاصل از اجتناب مالیاتی و از این‌رو، موجب بازدهی کمتر شرکت شود. به عبارت دیگر، فعالیت‌های اجتناب مالیاتی موجب می‌شود که سهامداران، وجوه نقد شرکت را به میزان کمتری ارزشگذاری کنند.

متغیرهای کنترلی به کار رفته در این مدل برای کنترل مشخصات شرکت به کار می‌رود که می‌توانند هم بازده و هم وجوه نقد نگهداری شده در شرکت را تحت تأثیر قرار دهند. متغیرهای کنترلی مدل، مطابق با مدل فولکندر و وانگ (۲۰۰۶)، و دیتمار و مارت اسمیت (۲۰۰۷)، به کارگرفته شده‌اند و نمایانگر تغییرات در وجه نقد ناشی از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری (NA,SG) و تأمین مالی (I,D,NF) و سودآوری (E) می‌باشند.

در این مدل، C مانده وجه نقد در پایان سال، E سود قبل از مالیات، I هزینه بهره، NA خالص دارایی‌ها (دارایی‌های منهای وجه نقد و سرمایه‌گذاری کوتاه مدت)، SG نرخ رشد فروش، D سود تقسیمی سهام عادی، L نسبت بدهی شرکت (نسبت بدهی‌ها به دارایی‌ها)، NF تأمین مالی جدید یا همان سرمایه خالص تازه منتشر شده به علاوه بدهی خالص تازه منتشر شده می‌باشند، که داده‌های مربوط به این متغیرها با مراجعه به صورت جریان وجه نقد و یادداشت‌های همراه صورت‌های مالی، جمع‌آوری شده است.

به منظور اینکه اثر شرکت‌های بزرگ بر نتایج نهایی مدل تسلط نیابد و نتایج را تحریف نکند، فاکتورها و عوامل خاص شرکت (به جز اهرم مالی و نرخ رشد فروش) بر ارزش بازار سرمایه سال قبل شرکت ($M_{i,t-1}$) تقسیم شده‌اند. این استانداردسازی به ما اجازه می‌دهد که ضرایب را به این صورت تفسیر کنیم که یک واحد تغییر در ارزش ناشی از یک واحد تغییر در متغیر مستقل مدل می‌باشد.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی داده‌ها

نگاره‌های (۲) و (۳) ارائه‌کننده خلاصه آمار توصیفی مربوط به نمونه با توجه به مدل اول و دوم پژوهش می‌باشد. جداول ارائه‌کننده اطلاعات آماری توصیفی در برگیرنده خلاصه اطلاعات آماری توصیفی مربوط به میانگین، میانه و انحراف معیار هر یک از متغیرهای پژوهش می‌باشد. مقادیر میانگین و میانه و انحراف معیار متغیرهای وابسته در هر دو مدل نشان می‌دهد که داده‌های این متغیرها از توزیع نرمال برخوردارند.

نگاره (۲): آمار توصیفی متغیرهای مدل اول پژوهش

متغیرها	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
وجه نقد	۰/۰۳۴	-۰/۰۰۵	۳/۱۹۹	-۲/۰۳۸	۰/۹۴۰
نسبت MB	-۰/۰۳۳۷	-۰/۰۱۱	۲/۹۰۸	-۳/۱۵۴	۰/۹۸۰
اندازه شرکت	۰/۰۲۳۳	۰/۰۴۳	۲/۵۳۲	-۳/۲۳۱	۱/۰۳
سرمایه در گردش خالص	۰/۰۵۹۱	۰/۰۷۱۷	۱/۱۰۸	-۵/۰۹۲	۰/۳۰۲۶
مخارج سرمایه ای	۰/۰۶۷۶	۰/۰۴۱۵	۰/۶۱۳	-۰/۱۲۲	۰/۰۸۴۶
نسبت بدهی	۰/۶۳۶۷	۰/۶۴۹۷	۰/۵۲۸۶	۰/۱۵۶۸	۰/۲۷۳۵
نرخ رشد فروش	-۰/۰۰۷	۰/۰۱۱۰	۳/۲۳۰	-۳/۳۵۲۸	۱/۰۱۴۱
سود تقسیمی	۰/۸۹۶۲	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۳۰۵۱
جریان وجه نقد عملیاتی	-۰/۰۲۲۴	-۰/۰۲۶۱	۲/۷۶۹۰	-۲/۹۵۵۱	۰/۹۸۶۵
Industry sigma	۳۴۷/۷۳	۲۲۳/۱۵	۱۶۳۹/۹۲۷	۵۲/۲۱۹	۲۸۷/۰۶
اجتناب مالیاتی	-۰/۱۵۰۹	-۰/۱۳۵۳	۰/۰۳۰۶	-۰/۹۶۹۳	۰/۱۱۶۹

نگاره (۳): آمار توصیفی متغیرهای مدل دوم پژوهش

متغیرها	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
بازده مازاد	-۰/۰۱۱۹	-۰/۰۵۵۴	۳/۱۶۰۸	-۲/۷۵۹۲	۰/۹۸۹۷
تغییرات در وجه نقد	۰/۰۱۴۲	۰/۰۰۴۲	۰/۷۵۱۴	-۰/۲۵۳۵	۰/۰۷۸۱
تغییرات در سود قبل از مالیات	۰/۰۱۶۹	۰/۰۳۲۱	۳/۵۴۴۷	-۳/۲۱۰۹	۱/۰۳۳۵
تغییرات درخالص دارایی ها	-۰/۰۰۵۶	-۰/۰۰۳۷	۳/۱۵۱۱	-۳/۶۲۸۴	۱/۰۵۰۷
نرخ رشد فروش	۰/۰۰۰۲	-۰/۰۰۱۹	۳/۹۹	-۳/۱۳۹۵	۱/۰۱۰۲
تغییرات در هزینه بهره	۰/۰۰۱۲	۰/۰۲۴۵	۲/۷۴۵۵	-۲/۶۳۰	۰/۹۹۲۸
تغییرات در سود تقسیمی	۰/۶۳۷۷	۰/۶۴۹۸	۵/۸۲۸۶	۰/۱۵۶۸	۰/۲۷۲۶
وجه نقد دوره قبل	۰/۰۱۰	۰/۰۰۲۸	۰/۳۳۸۷	-۰/۴۵۷۱	۰/۰۸۱۷
نسبت بدهی	۰/۰۰۷	۰	۰/۹۷۶۸	-۰/۶۷۵۱	۰/۱۴۶
کل تأمین مالی	-۰/۰۰۶	۰/۰۱۴۸	۳/۲۳۰۱	-۳/۳۵۲۸	۱/۰۱۴۴
تغییرات وجه نقد در وجه نقد دوره قبل	۰/۰۰۶۱	۰/۰۰۰۰۸	۰/۶۰۰۱	-۰/۰۳۳	۰/۰۳۸
اثر متقابل نسبت بدهی بر تغییرات وجه نقد	۰/۰۰۹	۰/۰۰۲	۰/۵۷۹۴	-۰/۴۳۱۶	۰/۰۶۰
اجتناب مالیاتی	-۰/۱۵۰۹	-۰/۱۳۵۳	۰/۰۳۰۶	-۰/۹۶۹۳	۰/۱۱۶۹
اثر متقابل اجتناب مالیاتی بر تغییرات وجه نقد	-۰/۰۰۲۱	-۰/۰۰۰۳۵	۰/۲۱۱۸	-۰/۰۶۵	۰/۰۸۳

آماره توصیفی متغیرها نشان می‌دهد که میانگین و میانه متغیر نرخ مؤثر مالیاتی به عنوان معیار اندازه‌گیری اجتناب مالیاتی، به ترتیب ۱۵/۱ ٪ و ۱۳/۵ ٪ است. بنابراین بیشتر شرکت‌های نمونه دارای نرخ مؤثر مالیات کمتر از نرخ قانونی (۲۲/۵٪) می‌باشند. در ادامه با توجه به برخی پژوهش‌های مشابه در زمینه نرخ مؤثر مالیات از قبیل پژوهش انجام شده توسط دایرنگ و همکاران (۲۰۰۸) و همچنین پژوهش حساس یگانه و گل محمدی (۱۳۹۰)، شرکت‌ها را به سه گروه کم مالیات و پرمالیات و شرکت‌های دارای نرخ مؤثر مالیاتی متوسط طبقه‌بندی می‌کنیم تا شرایط اجتناب مالیاتی شرکت‌های نمونه مشخص شود. برای این منظور شرکت‌های دارای نرخ مؤثر مالیاتی کمتر از ۱۰٪ به عنوان شرکت‌های کم مالیات، شرکت‌های دارای نرخ مؤثر مالیاتی بیشتر از ۲۲/۵٪ به عنوان شرکت‌های پرمالیات و بقیه شرکت‌ها در طبقه میانه قرار می‌گیرند. نتایج این طبقه‌بندی به شرح زیر قابل تحلیل است:

نگاره (۴): میزان اجتناب مالیاتی شرکت‌ها

نرخ مؤثر مالیاتی	اجتناب مالیاتی	فراوانی (سال-شرکت)	درصد
کمتر از ۱۰٪	زیاد	۱۸۷	٪۳۴
بین ۱۰٪ و ۲۲/۵٪	متوسط	۲۸۸	٪۵۳
بیشتر از ۲۲/۵٪	کم	۶۹	٪۱۳
جمع		۵۴۴	٪۱۰۰

همان‌طور که از نگاره فوق قابل مشاهده است، تقریباً بیش از نیمی از شرکت‌ها دارای نرخ مؤثر مالیاتی متوسط هستند. به این ترتیب، نتایج جدول فوق و نیز آماره‌های توصیفی حاکی از آن است که نرخ مؤثر مالیاتی شرکت‌های پژوهش از نرخ قانونی مالیات کمتر است.

بررسی مفروضات مدل رگرسیون

یکی از مفروضات مهم رگرسیون خطی این است که متغیر وابسته یا جملات خطا، به طور نرمال توزیع شده باشد. آزمون جارک-برا برای هر دو مدل پژوهش مورد بررسی قرار گرفت و از آنجا که احتمال آماره جارک-برا بزرگتر از ۰/۰۵ می‌باشد، فرض نرمال بودن توزیع داده‌ها تأیید می‌شود. اگر آماره دوربین واتسون بین ۱/۵ و ۲/۵ قرار گیرد، عدم وجود خودهمبستگی بین خطاها، یکی دیگر از مفروضات رگرسیون خطی تأیید می‌شود. با توجه به نگاره‌های (۵) و (۶) عدم وجود خودهمبستگی بین خطاها تأیید شده است.

از دیگر مفروضات رگرسیون خطی این است که هم‌خطی بین متغیرهای مدل وجود نداشته باشد. با توجه به میزان R^2 و آماره‌های t، عدم هم‌خطی بین متغیرها در هر دو مدل تأیید می‌شود. با استفاده از آزمون وایت فرض عدم ناهمسانی واریانس بررسی شد. نتایج حاصل از آزمون نشان می‌دهد که در مدل‌های رگرسیون پژوهش، مشکل ناهمسانی واریانس وجود دارد (زیرا احتمال‌های محاسبه‌شده کوچک‌تر از ۰/۰۵ است). بنابراین تخمین نهایی این مدل‌ها با استفاده از تصحیح وایت صورت می‌گیرد تا مشکل ناهمسانی واریانس‌ها برطرف شود. معنادار بودن معادله رگرسیون نیز با استفاده از آماره F آزمون می‌شود. با توجه به نگاره‌های (۵) و (۶)، احتمال آماره F کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد و با توجه به درجه معنادار بودن آماره F، الگوها معنادار می‌باشد.

قبل از آزمون فرضیه‌های پژوهش باید مدل مناسب برای تخمین رگرسیون انتخاب شود. برای این منظور آزمون چاو برای تعیین نوع داده‌ها پنلی (Panel) یا ترکیبی (Pool) و آزمون هاسمن برای تعیین اثرات ثابت یا تصادفی انجام شده است و نتایج مبنی بر این است که در همه نمونه‌ها روش داده‌های پنل تأیید شده است به‌جز نمونه شرکت‌های دارای نظام راهبری شرکتی قوی در مدل دوم که روش داده‌های ترکیبی مورد تأیید قرار گرفته است.

آزمون فرضیه اول

فرضیه اول بیان می‌دارد که در شرایط نظام راهبری شرکتی قوی، ارتباط بین اجتناب مالیاتی شرکت‌ها و میزان نگهداشت وجه نقد ضعیف‌تر می‌شود. نتایج حاصل از الگوی رگرسیون خطی چندگانه مدل اول برای هر دو نمونه، در نگاره (۵) ارائه شده است.

آماره F در هر دو مدل نشان از معنادار بودن کل مدل رگرسیون می‌باشد. ضریب تعیین R^2 در نمونه شرکت‌هایی که نظام راهبری شرکتی ضعیف دارند بالاتر است. ضریب متغیر اجتناب مالیاتی در نمونه شرکت‌هایی که سازوکارهای نظام راهبری ضعیف‌تری دارند منفی است و سطح معناداری آن کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد. در حالی که در نمونه حاوی شرکت‌هایی که نظام راهبری قوی‌تری دارند، اگرچه ضریب این متغیر همچنان منفی است اما معنادار نمی‌باشد.

نگاره (۵): نتایج آزمون فرضیه اول

متغیرها	نمونه شرکت‌های با نظام راهبری شرکتی ضعیف			نمونه شرکت‌های با نظام راهبری شرکتی قوی		
	ضریب	آمارهt	معناداری	ضریب	آمارهt	معناداری
Constant	-۶/۱۱۶	-۵/۷۵۶	۰/۰۰۰	-۰/۱۴۶	-۰/۲۶۶	۰/۷۹۰
MBratio	۰/۲۱۷	۲/۷۷۲	۰/۰۰۶	-۰/۰۴۳	-۰/۵۰۴	۰/۶۱۴
Lnassets	۰/۵۴۹	۶/۱۶۹	۰/۰۰۰	-۰/۰۷۱	-۰/۵۶۱	۰/۵۷۵
NWC	-۲/۱۰۵	-۳/۵۲۱	۰/۰۰۰۵	-۰/۲۲۹	-۰/۵۱۹	۰/۶۰۴
CapExp	-۰/۶۹۷	-۰/۹۸۱	۰/۳۲۷	۰/۵۱۰	۰/۵۴۹	۰/۵۸۳
Leverage	-۲/۵۹۷	-۴/۱۹۹	۰/۰۰۰	۰/۳۸۷	۰/۵۳۳	۰/۵۹۴
Sale growth	۰/۰۳۷	۲/۷۹۴	۰/۰۰۵	۰/۰۰۵	۰/۰۸۹	۰/۹۲۸
Dividend dummy	-۰/۱۸۰	-۰/۸۲۰	۰/۴۱۲	-۰/۳۳۰	-۱/۳۴۴	۰/۱۸۱
CFO	۲/۴۶۱	۵/۵۰۴	۰/۰۰۰	۰/۲۵۱	۲/۵۹۵	۰/۰۱۰
IndustrySigma	۰/۰۰۰۰۶	۸/۰۷۰	۰/۰۰۰	۰-/۰۰۰۰۳	-۱/۴۷۲	۰/۱۴۳
Tax agg	-۰/۹۹۰	-۲/۳۹۰	۰/۰۱۷	-۱/۱۷۶	-۰/۸۹۵	۰/۳۷۲
ضریب تعیین (R^2)	۰/۵۵			۰/۱۳۹		
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۴۷۱			۰/۰۷۰		
دوربین واتسون	۱/۸۶			۱/۴۶		
آماره F	۶/۵۹			۲/۰۲		
سطح معناداریF	۰/۰۰۰			۰/۰۳		

نتایج نشان می‌دهد که رابطه بین اجتناب مالیاتی و سطح نگهداشت وجه نقد در شرکت‌های با نظام راهبری قوی خنثی می‌شود. در حالی که در شرکت‌هایی که سازوکارهای حاکمیتی ضعیف‌تری دارند، اجتناب مالیاتی موجب می‌شود که سطح نگهداشت وجه نقد کاهش یابد. نتایج این پژوهش دیدگاه دسای و دارماپالا (۲۰۰۹) را تایید می‌کند و با یافته‌های پژوهش دالیول و همکاران (۲۰۱۱) مطابقت دارد.

آزمون فرضیه دوم

نتایج حاصل از الگوی رگرسیون چندگانه خطی مدل دوم بر اساس نمونه‌های شرکت‌های دارای نظام راهبری شرکتی ضعیف و قوی در نگاره (۶) ارائه شده است.

نگاره (۶): نتایج آزمون فرضیه دوم

متغیرها	شرکت‌های دارای نظام راهبری شرکتی ضعیف			شرکت‌های دارای نظام راهبری شرکتی قوی		
	ضریب	آماره t	معناداری	ضریب	آماره t	معناداری
Constant	۰/۱۳۳	۱/۷۲۴	۰/۰۸۶	۰/۰۶۹	۰/۳۱۱	۰/۷۵۶
تغییرات وجه نقد	-۰/۵۰۸	-۰/۲۴۱	۰/۸۰۹	۱۸/۹۲۳	۲/۶۹۳	۰/۰۰۸
تغییرات سود قبل از مالیات	۰/۱۲۷	۲/۲۷۲	۰/۰۲۴	۰/۰۹۴	۱/۴۱۲	۰/۱۶۰
تغییرات خالص دارایی‌ها	۰/۰۶۵	۱/۶۰۵	۰/۱۰۹	۰/۱۰۵	۱/۷۶۳	۰/۰۸۰
تغییرات در هزینه بهره	-۰/۰۹۱	-۱/۹۱۷	۰/۰۵۶	-۰/۰۴۲	-۰/۶۷۱	۰/۵۰۲
تغییرات در وجه نقد دوره قبل	۰/۲۱۱	۴/۷۸۵	۰/۰۰۰	۰/۰۸۹	۰/۹۵۷	۰/۳۴۰
نسبت بدهی	۰/۲۰۷	۱/۰۹۹	۰/۲۷۲	۰/۲۶۸	۱/۰۹۴	۰/۲۷۶
تغییرات سود تقسیمی	۰/۳۰۸	۰/۸۳۳	۰/۴۰۵	۱/۴۷۹	۲/۴۸۱	۰/۰۱۴
تغییرات تأمین مالی	۰/۱۶۸	۰/۵۴۰	۰/۵۸۹	۱/۵۲۰	۲/۲۷۶	۰/۰۲۴
نرخ رشد فروش	۰/۰۶۵	۱/۳۳۴	۰/۱۸۳	-۰/۰۸۲	-۱/۳۰۸	۰/۱۹۳
اثرات متقابل تغییرات وجه نقد و وجه نقد دوره قبل	۳/۴۰۶	۱/۵۱۲	۰/۱۳۱	-۵/۸۴۵	-۰/۵۰۰	۰/۶۱۷
اثرات متقابل نسبت بدهی و تغییرات وجه نقد	۳/۵۸۷	۱/۳۸۳	۰/۱۶۸	-۲۴/۴۲	-۲/۸۳۹	۰/۰۰۵
اجتناب مالیاتی	-۰/۲۶۲	-۰/۵۱۱	۰/۶۰۹	-۰/۶۲۴	-۳/۷۰۴	۰/۰۰۰۳
اثرات متقابل اجتناب مالیاتی و تغییرات وجه نقد	-۱۰/۱۹	-۱/۷۴۷	۰/۰۸۱	-۰/۲۰۵	-۰/۰۳۰	۰/۹۷۵
ضریب تعیین (R^2)	۰/۴۳۱			۰/۳۵۵		
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۳۱۲			۰/۲۸۷		
دوربین واتسون	۲/۲۴			۲/۲۵		
آماره F	۳/۶۴۱			۵/۱۸۴		
سطح معناداری F	۰/۰۰۰			۰/۰۰۰		

آماره F در هر دو مدل نشان از معنادار بودن کل مدل رگرسیون می‌باشد. ضریب تعیین R^2 در نمونه شرکت‌هایی که نظام راهبری شرکتی ضعیف دارند بالاتر است. ضریب متغیر مستقل مدل (اثرات متقابل اجتناب مالیاتی و تغییرات وجه نقد) در نمونه حاوی شرکت‌هایی که نظام راهبری ضعیف‌تری دارند، بر خلاف شرکت‌های دارای نظام راهبری قوی در سطح معنی داری ۱۰ درصد، معنادار می‌باشد. نتایج آزمون فرضیه دوم، نشان می‌دهد که سازوکارهای نظام راهبری شرکتی قوی موجب می‌شود که ارتباط منفی بین اجتناب مالیاتی و ارزش وجه نقد

شرکت خنثی شود. این امر گواهی بر این ادعاست که شرکت‌هایی که مکانیزم‌های نظام راهبری شرکتی قوی دارند از منابع وجوه نقد خود بهتر حفاظت می‌کنند و در مقابل هرچه شرکت‌ها سازوکارهای نظام راهبری ضعیف‌تری داشته باشند، مدیران توانایی بیشتری برای اقدامات سودجویانه خود دارند و از وجوه حاصل از اجتناب مالیاتی در جهت افزایش ارزش سهامداران استفاده نمی‌نمایند. نتایج فرضیه دوم مطابق با یافته‌های پژوهش دالیول و همکاران (۲۰۱۱) و دیتمار و مارت اسمیت (۲۰۰۷) می‌باشد و همچنین از نتایج تحقیق پینکوئیتز و همکاران (۲۰۰۶) و هارفرد و همکاران (۲۰۰۸) نیز حمایت می‌کند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این پژوهش اثر نظام راهبری شرکتی بر رابطه بین اجتناب مالیاتی و سطح نگهداشت وجه نقد و نیز ارزش وجوه نقد نگهداری شده در شرکت، مورد بررسی قرار گرفته است. پژوهش‌های اخیر نشان داده اند که اجتناب مالیاتی می‌تواند موجب مخدوش شدن جریان اطلاعات خاص شرکت شود و از این رو اقدامات سودجویانه بیشتری را هموار می‌نماید. به میزانی که اجتناب مالیاتی انجام فعالیت‌های سودجویانه مدیریتی را بیشتر امکان‌پذیر کند، پراکندگی و مصرف وجه نقد نیز بیشتر می‌شود و در نتیجه سطح و ارزش وجوه نقد نگهداری شده در شرکت نیز کاهش می‌یابد.

با توجه به این که فرضیه‌های اول و دوم پژوهش تأیید شده‌اند، این نتیجه‌گیری حاصل می‌شود که در شرکت‌هایی که نظام راهبری شرکتی ضعیفی دارند، اجتناب مالیاتی موجب می‌شود که وجوه نقد نگهداری شده در شرکت بیشتر مصرف شوند به گونه‌ای که این مصارف در جهت افزایش ارزش سهامداران نبوده است. در حالی که در شرکت‌های دارای ساختار نظام راهبری شرکتی قوی فعالیت‌های اجتناب مالیاتی موجب مصرف بیشتر وجوه نقد نگهداری شده در شرکت نمی‌شوند و به این ترتیب ارزش وجوه نقد نگهداری شده در شرکت را هم تغییر نمی‌دهند. بنابراین، فعالیت‌های اجتناب مالیاتی در شرکت‌هایی که سازوکارهای نظام راهبری و نظارتی ضعیف‌تری دارند چالش‌برانگیز و مسئله‌ساز خواهد بود. درحالی‌که در شرکت‌هایی که از سازوکارهای نظام راهبری مناسب برخوردارند، با کاهش اقدامات سودجویانه مدیران، ارزش وجوه نقد نگهداری شده در شرکت برای سهامداران و سرمایه‌گذاران کاهش نمی‌یابد. بنابراین،

به عنوان نتیجه‌گیری کلی می‌توان اظهار نمود که نظام راهبری شرکتی ارزش شرکت را از طریق استفاده مناسب از وجه نقد نگهداری شده در شرکت افزایش می‌دهد.

با توجه به رابطه منفی بین اجتناب مالیاتی و میزان و ارزش وجه نقد شرکت به سرمایه‌گذاران و تحلیلگران مالی توصیه می‌شود که در تصمیم‌گیری‌ها و تخصیص منابع خود، اجتناب مالیاتی شرکت‌ها را مدنظر قرار دهند، علاوه بر این با توجه به اینکه نظام راهبری مطلوب فرصت‌طلبی مدیران از منابع و وجوه حاصل از اجتناب مالیاتی را محدود می‌کند، توصیه می‌شود که سرمایه‌گذاران در انتخاب بین فرصت‌های سرمایه‌گذاری پیش رو، به عوامل و سازوکارهای نظام راهبری شرکتی توجه داشته باشند.

آمار و اطلاعات مربوط به میزان نرخ مؤثر مالیاتی شرکت‌های نمونه این پژوهش نشان می‌دهد که به طور میانگین حدود ۸۷٪ شرکت‌های نمونه دارای نرخ مؤثر مالیاتی کمتر از نرخ قانونی (۲۲/۵٪) هستند که نرخ مؤثر مالیاتی ۳۴٪ از این شرکت‌ها کمتر از ۱۰٪ است. بنابراین می‌توان اظهار داشت که به طور متوسط میزان اجتناب مالیاتی شرکت‌ها زیاد است. و این امر یکی از دلایل افزایش نیافتن درآمدهای مالیاتی است. از این رو به سازمان امور مالیاتی پیشنهاد می‌شود که تمهیدات لازم در خصوص تغییرساختار نظام مالیاتی صورت گیرد تا فشار مالیاتی کمتری به شرکت‌ها وارد شود و به این ترتیب اجتناب مالیاتی شرکت‌ها و اثرات نامطلوب ناشی از آن کاهش یابد.

برای پژوهش‌های آتی نیز پیشنهاد می‌شود که موضوع پژوهش به تفکیک صنایع مختلف و نیز با استفاده از سایر ویژگی‌های نظام راهبری شرکتی انجام شود. از آنجا که پژوهش‌های داخلی در زمینه اجتناب مالیاتی اندک است، لذا پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی اثر اجتناب مالیاتی بر سایر ویژگی‌های شرکت مورد بررسی قرار گیرد.

لازم به ذکر است یکی از محدودیت‌های تحقیق این است که به منظور تعیین قدرت نظام راهبری شرکتی، مطابق پژوهش‌های پیشین (ابراهیمی کردلر، ۱۳۸۴) تنها از دو سنجه درصد اعضای غیرموظف هیأت‌مدیره و درصد سهامداران نهادی برای تقسیم‌بندی شرکت‌های نمونه به دو گروه شرکت‌های دارای نظام راهبری شرکتی قوی و ضعیف استفاده شده است، در پژوهش‌های آتی می‌توان سایر سنجه‌هایی که در این خصوص وجود دارد را نیز مورد استفاده و تجزیه و تحلیل قرار داد.

پی نوشت

۱ Tax Avoidance
۲ Long-run Cash Effective Tax Rate
۳ Benchmark portfolio

منابع

ابراهیمی کردلر، علی. (۱۳۸۴). تبیین رابطه ترکیب سهامداران با تقارن اطلاعات و سودمندی معیارهای حسابداری عملکرد. رساله دکتری، دانشکده مدیریت دانشگاه تهران.

ایزدی‌نیا، ناصر؛ رسائیان، امیر. (۱۳۸۹). ابزارهای نظارتی راهبردی شرکتی، سطح نگهداشت وجه نقد و عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال هجدهم، شماره ۵۵*، صص ۱۴۱-۱۵۴.

بولو، قاسم؛ باباجانی، جعفر؛ محسنی ملکی، بهرام. (۱۳۹۰). عوامل موثر در تعیین وجه نقد شرکت ها. *پژوهش‌های تجربی حسابداری، سال اول، شماره۱*، صص ۲۱-۳۷.

حساس یگانه، یحیی؛ گل محمدی شورکی، مجتبی. (۱۳۹۰). رابطه بین نرخ مؤثر مالیات و ویژگی‌های شرکت‌ها. *پژوهشنامه مالیات، شماره دوازدهم (مسلسل ۶۰)*، صص۲۳۹-۲۶۳.

فروغی، داریوش؛ محمدی، شکوفه. (۱۳۹۲). بررسی رابطه بین اجتناب مالیاتی و ارزش و میزان نگهداشت وجه نقد در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهشنامه مالیات، شماره بیستم (مسلسل ۶۸)، زمستان ۱۳۹۲*، صص ۱۰۱-۱۲۲.

مجتهدزاده، ویدا؛ طارمی، مریم. (۱۳۸۵). آزمون مدل سه عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران جهت پیش‌بینی بازده سهام. *پیام مدیریت، شماره ۷ و ۸، زمستان۸۴ و بهار ۸۵*، صص ۱۰۹-۱۳۲.

مشایخ، شهناز؛ رامشه، منیژه؛ قاسمی، مهسا. (۱۳۹۲). بررسی رابطه بین پایداری سود و یکنواختی نرخ مالیات پرداختی در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های تجربی حسابداری، سال سوم، شماره ۱۰*، صص ۱۴۷-۱۶۶.

ولی‌پور، هاشم؛ خرم، علی. (۱۳۹۰). اثربخشی سازوکارهای نظام راهبری شرکت به منظور کاهش هزینه‌های نمایندگی. *مجله حسابداری مدیریت، سال چهارم، شماره هشتم*، صص ۶۱-۷۵.

Desai, M. Dharmapala, D. (2009). Corporate Tax Avoidance and Firm Value. *Review of Economics and Ststistics, 91*, 537-546 .

Desai, MihirA. ,Dharmapala, D. (2007). Taxation and Corporate Governance: An Economic Approach. *Conference on Taxation and Corporate Governance at the Max Planck Institute in Munich* .

Dhaliwal, D. S. , Newberry, K. J. and Weaver, C. D.) 2005 (. Corporate Taxes and Financing Methods for Taxable Acquisitions. *Contemporary Accounting Research, 22 (1)* , 1-30 .

Dhaliwal,D. S. , Huang, S. X. , Moser, W. and Pereira, R. , (2011). Corporate Tax Avoidance and the Level and Valuation of Firm Cash Holdings. Working paper, Available at URL: Http: //Www. Ssrn. Com

Dittmar, A. , Mahrt-Smith J. (2007). Corporate Governance and the Value of Cash Holdings. *Journal of Financial Economics, 83*, 599-634 .

Dyreng, S. D. , Hanlon, M. and Maydew, E. L. (2008). LongRun Corporate Tax Avoidance. *The Accounting Review, 83*, 61-82.

Fama E. , French, K. , (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics, 33*, 3-56 .

Faulkender, M. ,Wang, R. (2006). Corporate financial policy and the value of cash. *Journal ofFinance, 61*, 1957-1990 .

Harford, J. , Mansi, S. , Maxwell, W. (2008). Corporate Governance and Firm Cash Holdings in the US. *Journal of Financial Economics. 87*, 535-555.

Jensen, M. (1986). Agency Costs of Free Cash Flow Corporate Finance and Takeover. *American Economic Review, 76*, 323–9 .

Kholbadalov, Utkir, (2012). The relationship of corporate tax avoidance, cost of debt and institutional ownership: evidence from Malaysia. *Atlantic Review of Economics, 2st Volume* .

Lee, K. , Lee, C. (2009). Cash Holdings Corporate Governance Structure and Firm Valuation. *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies, 12*, 475-508.

Opler, T. , Pinkowitz, L. , Stultz, R. , Williamson, R. (1999). The determinants and implications of corporate cash holdings. *Journal of Financial Economics, 52*, 3-46.