فصلنامــه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گــذاری
سال پنجم/ شماره هفدهم/ بهار ۱۳۹۵

ارتباط بین گریز مالیاتی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

مهدی مرادی
دانشیار گروه حسابداری، دانشگاه فردوسی مشهد

محمد علی باقرپور ولاشانی
استادیار گروه حسابداری، دانشگاه فردوسی مشهد

امین رستمی
دانشجوی دکتری حسابداری، دانشگاه فردوسی مشهد (نویسنده مسئول)

تاریخ دریافت: ۹۴/۸/۲ تاریخ پذیرش: ۹۴/۱۰/۲۵

چکیده

در این پژوهش ارتباط بین گریز مالیاتی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، بر اساس داده‌های ۷۰ شرکت طی سال ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۰ بررسی شده است. در این راستا دو فرضیه تدوین و جهت آزمون آن‌ها از روش رگرسیون لجستیک و داده‌های تابلویی استفاده شده است. نتیجه حاصل از فرضیه اول نشان می‌دهد که گریز مالیاتی ارتباط مثبتی با ریسک سقوط قیمت سهام (متغیر نوسان پایین به بالا) دارد. یافته فوق با این دیدگاه سازگار است که گریز مالیاتی این امکان را فراهم می‌کند که مدیران اخبار بد در شرکت را برای مدت طولانی نگهداری و انباشته کنند. هنگامی که توده اخبار منفی انباشته به نقطه اوج رسیده و به یکباره وارد بازار می‌شود، منجر به افزایش ریسک سقوط قیمت سهام می‌گردد. با این حال، فرضیه دوم مبنی بر تاثیر ساز و کارهای نظارتی خارجی قوی مانند مالکان نهادی و مدیران غیر موظف بر رابطه بین گریز مالیاتی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام، تایید نشد.

واژه‌های کلیدی: گریز مالیاتی، ریسک سقوط آتی قیمت سهام، سهامداران نهادی، اعضای غیرموظف هیئت مدیره، رگرسیون لجستیک، داده‌های تابلویی.

۱- مقدمه

پرداخت مالیات منجر به کاهش سود و وجوه نقد متعلق به شرکت و سهامداران و انتقال این منابع به دولـت می‌گردد. این موضوع سبب می‌شود که شرکت از طریق مدیران خود و با استفاده از گزارشگری مالیاتی متهورانـه اقدام به فرار از پرداخت مالیات نمایند(هانلون و هیتزمن، ۲۰۱۰). اگرچه از دیدگاه تئوری های سنتی، اجتناب از پرداخت مالیات منجر به افزایش ارزش شرکت از طریق انتقال ثروت از دولت به سهامداران می‌گردد؛ با این حال، در این دیدگاه ویژگی مهم شرکت‌های امروزی، یعنی جدایی مالکیت از مدیریت در نظر گرفته نشده است (چن و چو، ۲۰۰۵؛ کراکر و اسلمورد، ۲۰۰۵؛ اسلمورد، ۲۰۰۴). بـر مبنـای تئـوری نماینـدگی، تحقیقـات اخیـر نشـان می‌دهند که اجتناب مالیاتی می‌تواند اقدامات فرصت طلبانه مدیران مانند دستکاری سود را افزایش دهد (دسایی و دارماپالا، ۲۰۰۶، a۲۰۰۹؛ چن و همکاران، ۲۰۱۰). چنانچه مدیریت شرکت اقدام به نگهـداری و عـدم افشـای اخبار بد برای یک مدت طولانی کند، بین ارزش ذاتی و ارزش بازار سهام، یک شـکاف یـا حبـاب قیمتـی ایجـاد می‌شود. هنگامی که توده اخبار منفی انباشت شده به نقطه اوج می‌رسد، به یکباره وارد بازار شده و بـه ترکیـدن حباب قیمتی و سقوط قیمت سهام می‌انجامد (جین و میرز، ۲۰۰۶؛ هـاتن و همکـاران، ۲۰۰۹). عـلاوه بـر ایـن، انباشت و عدم افشای اخبار منفی مانع از انجام اقدامات اصلاحی به موقع یا تصـفیه پـروژه‌هـای زیـان‌ده توسـط سهامداران و اعضای هیئت مدیره می‌شود. از اینرو این پروژه‌های زیان‌ده به فعالیت خود ادامه می‌دهند و عملکرد منفی آن‌ها به مرور زمان انباشته می‌شود. هنگامی‌که اطلاعات مربوط به چنـین پروژهـایی وارد بـازار مـی‌شـود، قیمت سهام به شدت کاهش می‌یابد (بلک و لیو، ۲۰۰۷). به عبارت دیگـر، فقـدان شـفافیت اطلاعـاتی، بـا قـادر ساختن مدیریت به انباشت اخبار بد، ریسک سقوط آتی قیمت سهام را افزایش می‌دهـد (جـین و میـرز، ۲۰۰۶؛ هاتن و همکاران، ۲۰۰۹؛ کیم و ژانگ، ۲۰۱۰). از طرف دیگر انتظار بر این است که در شرکت‌هایی که از سـاز و کارهای نظارتی خارجی قوی برخوردارند، توانایی‌ها و فرصت‌های مدیران جهت نگهـداری و عـدم افشـای اخبـار منفی محدود گردد. با توجه به آنچه بیان گردید، در این مقاله به بررسـی ارتبـاط بـین گریـز مالیـاتی و ریسـک سقوط آتی قیمت سهام و نیز بررسی اثر مکانیسم‌های نظارتی خارجی بر این رابطه در شرکت‌های پذیرفته شـده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته می‌شود.

در ادامه مقاله شامل بخش‌های زیر است: مبانی نظری و مروری بر پیشینه پـژوهش؛ توصـیف نمونـه و روش پژوهش؛ یافته‌های پژوهش؛ نتیجه گیری و بحث.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

فرار مالیاتی، رفتار غیر قانونی عمدی و یا نقض قانون مالیات‌های مستقیم برای پرداخت نکردن مالیات تعریف شده است (دایره بین‌المللی مستندات مالی[1]، ۲۰۰۱). مطالعات قبلی نشان می‌دهد که گزارش کمتر از واقع درآمد[2] معمول‌ترین روش فرار مالیاتی توسط اشخاص است (ماسون و کلوین، ۱۹۷۸، ۱۹۸۴؛ فنشتین، ۱۹۹۱؛ وارما و دوب، ۱۹۹۸). شایع‌ترین دلایل فرار مالیاتی عبارتند از: ۱) عدم گسترش فرهنگ مالیاتی در جامعه، ۲) مبادله نکردن کامل اطلاعات و نبودن نظام نظارت و پیگری در اخذ مالیات، ۳) تشخیص علی الراس و

ضعف در اجرای آن، ۴) فقدان الزامات قانونی یا ضعیف بودن ضمانت‌های اجرایی، ۵) عدم ظهور نمودهای پرداخت مالیات در جامعه، ۶) نشناختن مودیان و مستند نبودن میزان درآمدهای آن‌ها به‌خصوص در بخش مالیات مشاغل و ۷) وجود معافیت‌های وسیع، متنوع و نابرابر (مرادی و همکاران، ۱۳۹۲). در مقابل اجتناب از پرداخت مالیات، تقلیل بدهی مالیاتی بدون تخلف از قوانین مالیاتی تعریف شده است (دایره بین‌المللی مستندات مالی، ۲۰۰۱). فرار مالیاتی و اجتناب از مالیات، هر دو به منظور گریز از پرداخت مالیات انجام می شود. اما تفاوت اساسی این دو، آن است که اجتناب از مالیات رفتاری قانونی است در حالی که فرار مالیاتی رفتاری غیرقانونی است. به عبارت دیگر فرار مالیاتی یک نوع تخلف از قانون است، اما اجتناب از مالیات ناشی از خلاءهای قانونی در قانون مالیات‌ها می باشد. در اجتناب از پرداخت مالیات فرد به منظور کاهش قابلیت پرداخت مالیات دنبال راه های گریز می گردد (موسوی جهرمی و همکاران، ۱۳۸۸). به‌عنوان مثال، فرض کنید که برای فروش تجهیزاتی مالیات بر ارزش افزوده وضع شود. حال اگر فروشنده برای پرداخت مالیات کمتر، تجهیزات کمتری بفروشد رفتار وی بر پایه‌ی اجتناب از مالیات است؛ لیکن اگر همین فروشنده میزان فروش خود را کمتر از مقدار واقعی به اداره مالیات گزارش کند، رفتار وی فرار از مالیات قلمداد می شود. به هر صورت از لحاظ نظری خط مشخصی برای نشان دادن تمایز بین فرار مالیاتی قانونی و غیر قانونی وجود ندارد (کولیچ، ۲۰۰۵).

با وجود اینکه در سال های اخیر تلاش های زیادی برای اندازه گیری فرار مالیاتی صورت گرفته ولی اندازه گیری دقیق آن در ایران با مشکلاتی از جمله ناتوانی در استفاده از روش های مستقیم اندازه گیری (به دلیل عدم ابراز مقادیر فرار مالیاتی)، محرمانه بودن اطلاعات و روش‌های سنتی نمونه‌گیری مواجه بوده است (عزیزخانی و افشاری، ۱۳۸۴). این محدودیت‌ها باعث شده است که محققان از سایر منابع اطلاعاتی برای اندازه‌گیری میزان فرار مالیاتی مودیان، نظیر اطلاعات مالیاتی افشاء شده در پیوست صورت‌های مالی حسابرسی شده شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران استفاده کنند. این اطلاعات عمدتا شامل میزان مالیات ابرازی مودیان در هر سال و میزان مالیات قطعی شده توسط سازمان امور مالیاتی است.

مالیات ابرازی نشان دهنده مبلغ مالیات محاسبه و ابراز شده توسط واحد اقتصادی، و مالیات قطعی نشان دهنده مبلغ مالیات محاسبه و قطعی شده توسط ممیزان سازمان امور مالیاتی است که توسط مودی پرداخت می‌گردد. معیار مورد استفاده در این پژوهش، انحراف منفی مالیات ابرازی از مالیات قطعی (مازاد مالیات قطعی بر مالیات ابرازی) می‌باشد. این انحراف نشان دهنده میزان مالیاتی است که مودی در ابتدا قصد پرداخت آن را نداشته ولی پس از رسیدگی ممیزان، مجبور به پرداخت آن شده است. به دلیل مشخص نبودن علت انحراف مالیات ابرازی از مالیات قطعی ، نمی توان انحراف مذکور را مستقیما به یکی از دو موضوع فرار مالیاتی یا اجتناب از پرداخت مالیات نسبت داد. بنابراین، در این پژوهش همانند مطالعه باقر پور و همکاران (۱۳۹۱) ، از تفاوت مالیات ابرازی و قطعی به عنوان نماینده[۳] گریز مالیاتی استفاده شده است. گریز مالیاتی می‌تواند شامل فرار مالیاتی، اجتناب از پرداخت مالیات و یا هر علتی که باعث بروز انحراف مالیات ابرازی از مالیات قطعی شده، باشد.

مالیات بخش عمده ای از درآمد دولت را تشکیل داده (کیابل و نوکـا، ۲۰۰۹)، و متـداول‌تـرین و مهـم‌تـرین روش تامین مخارج دولت برای تامین رفاه اجتماعی می‌باشد. با وضع مالیات توانـایی افـراد در اسـتفاده از منـابع اقتصادی که برای مصارف خصوصی در اختیار دارند، کاهش می یابد؛ زیرا مالیـات باعـث انتقـال منـابع و قـدرت خرید از مردم به دولت می‌شود. از این رو، از نگـاه انسـان اقتصـادی و منـافع فـردی، پرداخـت مالیـات چنـدان خوشایند نیست و افراد همواره در تلاشند تا از پرداخت آن فرار کرده و یا معاف شوند.

به طور کلی در پژوهش‌هایی که در زمینه اجتناب مالیاتی انجام شـده دو دیـدگاه جـایگزین وجـود دارد. بـر اساس دیدگاه اول، مدیران تنها با هدف کاهش تعهدات مالیـاتی شـرکت، اجتنـاب مالیـاتی را انجـام مـی‌دهنـد. بنابراین، از دیدگاه سرمایه‌گذاران، اجتناب مالیاتی منجر به افزایش ارزش شرکت شده و مدیران به دلیـل درگیـر شدن در چنین فعالیت‌هایی مستحق پاداش می‌باشند. به عنوان مثال، فیلیپس(۲۰۰۳) نشـان داد کـه پرداخـت پاداش مدیر بر اساس سود پس از کسر مالیات، منجر به کاهش نرخ موثر مالیاتی شـرکت مـی‌گـردد. در دیـدگاه دوم، ابعاد بیشتری از تضاد نمایندگی بین مدیران و سرمایه‌گذاران شامل اقدامات فرصت طلبانه مدیران، در نظـر گرفته می‌شود (دسایی و دارماپالا، ۲۰۰۹b). دسایی و دارماپالا (۲۰۰۹a) بیان می‌کنند که اقـدامات پیچیـده در راستای اجتناب مالیاتی می‌تواند مدیریت را قادر به ظاهر آرایی و توجیه رفتار فرصت طلبانه خود مانند دستکاری سود کند. به عبارت دیگر اجتناب مالیاتی و اقدامات فرصت طلبانـه مـدیران مـی‌تواننـد مکمـل یکـدیگر باشـند. بوشمن و اسمیت (۲۰۰۱) بیان می‌کنند که ابهام ناشی از فعالیت‌های مربوط به فرار مالیاتی، می‌تواند تضادهـای نمایندگی بین مدیران و سهامداران را تشدید کند. کیم و همکاران (۲۰۱۱) نیز استدلال می‌کنند که تأثیر منفی فرار مالیاتی بر محیط اطلاعاتی شرکت به مدیران امکان می‌دهد تا از سیاست‌های مربوط به حداکثر کردن منافع صاحبان سرمایه منحرف شوند. ازاینرو می‌توان گفت در شرایطی که شرکت اقدام به اجتناب از پرداخـت مالیـات می‌کند، به دلیل ابهام و پیچیدگی محیط اطلاعاتی و ساختار گزارشگری مـالی شـرکت، مـدیران از فرصـت‌هـا و توانایی‌های بیشتری برای نگهداری و انباشت اطلاعات منفی در داخل شرکت برخوردار بوده و در چنین شرایطی ریسک سقوط قیمت سهام افزایش خواهد یافت. از طرف دیگر دسایی و دارماپالا (۲۰۰۹a,b) و هانلون و اسلمورد (۲۰۰۹) دریافتند که ساز و کارهای نظام راهبری، توانایی‌ها و فرصت‌های مدیران را جهت نگهداری و عدم افشای اخبار منفی محدود می‌کند. در نتیجه در شرکت‌هایی که از نظام راهبری قوی‌تری برخوردار هستند، رابطه مثبت بین فرار مالیاتی و ریسک سقوط قیمت سهام ضعیف‌تر است.

دسـایی و دارماپـالا (۲۰۰۹a)، رابطـه ای بـین اجتنـاب مالیـاتی و ارزش شـرکت نیافتنـد؛ بـا ایـن حـال، برای شرکت‌هایی کـه در ترکیـب سـهامداران آنهـا سـرمایه‌گـذارن نهـادی حضـور دارنـد، ایـن رابطـه مثبـت و معنـادار اسـت. یافتـه‌هـای آن‌هـا نشـان مـی‌دهـد کـه در محـیط‌هـایی کـه در آن نظـارت و کنتـرل مـوثر، اقـدامات فرصـت طلبانـه مـدیران ناشـی از اجتنـاب مالیـاتی را محـدود مـی‌کنـد، اجتنـاب مالیـاتی دارای مزیت است.

دالیوال و همکاران (۲۰۱۱)، به بررسی رابطه بین فرار مالیـاتی و میـزان وجـوه نقـد نگهـداری شـده توسـط شرکت پرداختند. نتایج بررسی‌های آنها نشان داد که بین فرار مالیاتی و میزان وجه نقـد نگهـداری شـده توسـط

شرکت‌ها رابطه منفی وجود دارد. آن‌ها همچنین دریافتند که رابطه منفی بین این دو متغیر در شرکت‌هایی که از نظام راهبری قوی‌تری برخوردارند، ضعیف‌تر است.

کیم و همکاران (۲۰۱۱)، به بررسی رابطه بین اجتناب مالیاتی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام پرداختند. بر اساس یافته های پژوهش آن‌ها، در شرکت‌هایی که اقدام به اجتناب از پرداخت مالیات کرده‌اند، ریسک سقوط آتی قیمت سهام بیشتر است. همچنین، در شرکت‌هایی که از ساز و کارهای نظارتی خارجی قوی برخوردارند، رابطه مثبت بین اجتناب مالیاتی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام، ، ضعیف‌تر است.

فروغی و همکاران (۱۳۹۱)، به بررسی رابطه بین فرار مالیاتی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۸ پرداختند. یافته‌های پژوهش آن‌ها نشان داد که بین فرار مالیاتی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام رابطه مستقیم وجود دارد. همچنین در شرایطی که یک نظام راهبری قوی در شرکت مستقر است، اثر فرار مالیاتی بر افزایش ریسک سقوط آتی قیمت سهام کمتر است. شایان ذکر است که در پژوهش فوق، برای اندازه‌گیری فرار مالیاتی از از معیار تفاوت بین سود حسابداری و سود مشمول مالیات ابرازی به مجموع دارایی‌ها استفاده شده است، که اطلاعات مربوط به سود مشمول مالیات ابرازی شرکت‌ها از طریق مشاهده و بررسی اسناد و مدارک موجود در پرونده‌های مالیاتی شرکت‌ها (از طریق تهیه فرمی بدین منظور و ارائه به سازمان امور مالیاتی جهت تکمیل آن) در دسترس قرار گرفته است. همچنین، برای ارزیابی ریسک سقوط قیمت سهام، از متغیر دوره سقوط قیمت سهام استفاده شده است. لیکن، در این پژوهش متغیر مستقل گریز مالیاتی (درصد انحراف منفی مالیات ابرازی از مالیات قطعی) است که اطلاعات آن از متن صورت‌های مالی استخراج شده است. برای ارزیابی ریسک سقوط قیمت سهام نیز از چهار متغیر دوره سقوط قیمت سهام، چولگی منفی بازده سهام، سیگمای حداکثری، و نوسان پایین به بالا استفاده شده است.

با عنایت به توضیحات فوق و بر مبنای پژوهش‌های مذکور، انتظار می‌رود که گریز مالیاتی، ریسک سقوط آتی قیمت سهام را افزایش دهد. لذا فرضیه اول به شرح زیر تدوین می‌گردد:

H_1: ارتباط مثبت معناداری بین گریز مالیاتی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام وجود دارد.

همچنین انتظار می‌رود در شرکت‌هایی که از ساز و کارهای راهبری خارجی قوی برخوردارند، به دلیل نظارت موثر بر مدیریت و محدود کردن اقدامات فرصت طلبانه آنان، رابطه مثبت بین گریز مالیاتی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام، ضعیف‌تر باشد. لذا فرضیه دوم به شرح زیر تدوین می‌گردد:

H_2: در شرکت‌هایی که از ساز و کارهای نظارتی خارجی قوی برخوردارند، رابطه مثبت بین گریز مالیاتی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام، ضعیف‌تر است.

۳- روش شناسی پژوهش

جامعه آماری پژوهش متشکل از کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در قلمرو زمانی ۱۳۸۳ الی ۱۳۹۰ می باشد[۴]. برای انتخاب نمونه آماری معیارهای ذیل در نظر گرفته شده است:

۱) سال مالی شرکت‌های مورد بررسی منتهی به پایان اسفند ماه باشد.
۲) جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی و بانک‌ها و موسسات مالی و اعتباری نباشد.
۳) شرکت‌های مورد نظر طی دوره پژوهش فعالیت مستمر داشته و معاملات سهام آن‌ها بیش از سه ماه در بورس اوراق بهادار تهران متوقف نشده باشد.
۴) اطلاعات مورد نیاز (شامل مالیات ابرازی و مالیات قطعی) وجود داشته باشد.
۵) درصد انحراف مالیات ابرازی از مالیات قطعی منفی باشد. به عبارتی مالیات ابرازی شرکت ها کمتر از مالیات قطعی آنها باشد. در این حالت صرفا عوامل موثر بر انحراف مالیات ابرازی از مالیات قطعی (گریز مالیاتی) مورد بررسی قرار می‌گیرد.

با اعمال شرایط مذکور تعداد ۷۰ شرکت به عنوان نمونه آماری این پژوهش انتخاب گردید.
داده‌های پژوهش از طریق صورت‌های مالی و یادداشت‌های توضیحی شرکت‌های منتخب، و با استفاده از نرم افزارهای ره‌آورد نوین و تدبیرپرداز جمع‌آوری گردید.

تجزیه و تحلیل و آزمون فرضیه‌های پژوهش، با استفاده از نرم‌افزار Spss نسخه ۲۰ و Eviews نسخه ۷,۲ انجام شده است. با توجه به نوع داده‌ها و روش‌های تجزیه و تحلیل آماری موجود، از الگوهای لاجیت (رگرسیون لجستیک) و نیز داده‌های تابلویی استفاده شده است. به عبارت دیگر زمانی که متغیر وابسته دوره سقوط قیمت سهام که یک متغیر دامی است، باشد از الگوی لاجیت استفاده می‌شود. همچنین زمانی که متغیر وابسته چولگی منفی بازده سهام، سیگمای حداکثری، و نوسان پایین به بالا باشد، از داده های تابلویی استفاده می شود.

برای آزمون فرضیه ۱ از مدل زیر استفاده گردید:

مدل ۱) $$CRASH_{j,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 TVR_{j,t} + \sum_{q=2}^{m} \alpha_q \left(q^{th} Control\ Var_{j,t}\right) + \varepsilon_{j,t}$$

که در آن :

$CRASH_{j,t+1}$: ریسک سقوط قیمت سهام در پایان سال مالی t+1 است که با استفاده از متغیرهای دوره سقوط قیمت سهام (CRASHP)، چولگی منفی بازده سهام (NCSKEW)، سیگمای حداکثری (EXTR_SIGMA) و نوسان پایین به بالا (DUVOL) اندازه گیری می‌شود.

$TVR_{j,t}$: سطح گریز مالیاتی(نرخ انحراف مالیات ابرازی از مالیات قطعی) در پایان سال مالی t.

q^{th} : شماره مربوط به متغیر کنترلی.

$Control\ Var_{j,t}$: متغیرهای کنترلی مدل که عبارتند از:

$SIZE_{j,t}$: اندازه شرکت در پایان سال مالی t.

$LEV_{j,t}$: اهرم مالی شرکت طی سال مالی t.

$ROE_{j,t}$: بازده حقوق صاحبان سهام شرکت در پایان سال مالی t.

$MTB_{j,t}$: ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام طی سال مالی t.

$CRASH_{j,t}$: ریسک سقوط قیمت سهام در دوره قبل (در پایان سال مالی t)

به منظور آزمون فرضیه ۲، متغیرهای مالکیت سهامدارن نهادی و نسبت اعضای غیرموظف هیئت مدیره شرکت، به عنوان نماینده ساز و کارهای نظام راهبری شرکت، به صورت جداگانه در مدل فوق گنجانده می‌شوند. مدل نهایی مربوط به آزمون فرضیه ۲ به شرح زیر است:

$$CRASH_{j,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 TVR_{j,t} + \alpha_2 TVR_{j,t} * CG_{j,t} + \alpha_3 CG_{j,t} + \sum_{q=4}^{m} \alpha_q \, (q^{th} Control\ Var_{j,t}) + \varepsilon_{j,t}$$ مدل ۲)

که در آن:

$CG_{j,t}$: ساز و کارهای نظام راهبری شرکتی است که با استفاد از دو متغیر مالکیت سهامداران نهادی(INST) و نسبت اعضای غیر موظف هیئت مدیره(NED) اندازه‌گیری می‌شود. تعریف سایر متغیرها مشابه آنچه در مدل اول ذکر شد، می‌باشد.

موارد زیر در معادله رگرسیونی مورد بررسی قرار گرفت:

۱- پایا بودن سری‌های زمانی و غیرکاذب بودن رگرسیون، ۲- پذیره‌های زیربنایی رگرسیون (آزمون فروض کلاسیک)، ۳- تعیین مدل مناسب جهت تخمین رگرسیون داده‌های تابلویی با استفاده از آزمون‌های F لیمر (چاو[۵]) و هاسمن[۶]، ۴- مقدار ضریب تعیین، ۵- معنی‌داری مدل با آماره F و ضرایب آن با آماره t و والد.

۴- متغیرهای پژوهش

۴-۱- متغیر مستقل

همانگونه که قبلا اشاره شد، در این پژوهش متغیر مستقل گریز مالیاتی (درصد انحراف منفی مالیات ابرازی از مالیات قطعی) است که به شرح رابطه شماره ۱ محاسبه می‌گردد:

$$TVR = \frac{(ET - CT)}{CT} \times 100$$ رابطه ۱)

که در این رابطه:

TVR[۷] =نرخ انحراف مالیات ابرازی از مالیات قطعی

ET[۸]=میزان مالیات عملکرد ابراز شده توسط واحد اقتصادی

CT[۹]=میزان مالیات عملکرد قطعی شده توسط سازمان امور مالیاتی

همچنین رابطه مثبت بین گریز مالیاتی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام در شرکت‌هایی که از ساز و کارهای نظارتی خارجی قوی برخوردارند، بررسی می‌گردد. از اینرو از دو متغیر مالکیت سهامداران نهادی(INST) و نسبت اعضای غیرموظف هیئت مدیره(NED) به عنوان نماینده ساز و کارهای نظام راهبری شرکت استفاده شده است. بدین منظور، برای شرکت‌هایی که در ترکیب آنها سرمایه‌گذار نهادی وجود داشته باشد، مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر در نظر گرفته شده است. همچنین برای شرکت‌هایی که در

ترکیب هیئت مدیره آنها، اعضای غیر موظف بیشتر از ۵۰ درصد است، مقدار یک و در غیر این صورت مقدار صفر قرار داده شده است.

۴-۲- متغیر وابسته

در این پژوهش، ریسک سقوط قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بـه عنـوان متغیر وابسته در نظر گرفته می‌شود. پیرو مطالعات قبلـی (چـن و همکـاران، ۲۰۰۱؛ هـاتن و همکـاران، ۲۰۰۹؛ برادشاو و همکارن ۲۰۱۰؛ کیم و همکاران، ۲۰۱۱؛ اندرو و همکاران، ۲۰۱۲، ۲۰۱۳؛ کالین و فانگ، ۲۰۱۳)، برای انـدازه‌گیـری ایـن متغیـراز چهـار معیـار چـولگی منفـی بـازده سـهام[۱۰] (NCSKEW)، سـیگمای حـداکثری[۱۱] (EXTR_SIGMA)، نوسان پـایین بـه بـالا[۱۲] (DUVOL)، و دوره سـقوط قیمـت سـهام[۱۳] (CRASHP) اسـتفاده می‌شود.

برای اندازه‌گیری ریسک سقوط قیمت سهام، ابتدا با استفاده از رابطه (۲) بـازده ماهانـه خـاص شـرکت محاسـبه می‌شود:

$$W_{j,\theta} = Ln\ (1 + \varepsilon_{j,\theta})$$ رابطه ۲)

در رابطه فوق:

$W_{j,\theta}$: بازده ماهانه خاص شرکت j در ماه θ.

$\varepsilon_{j,\theta}$: بازده باقیمانده سهام شرکت j در ماه θ و عبارت است از باقیمانده یا پسماند مدل در رابطه (۳)

$$r_{j,\theta} = \alpha_j + \beta_{1,j}\, r_{m,\theta-2} + \beta_{2,j}\, r_{m,\theta-1} + \beta_{3,j}\, r_{m,\theta} + \beta_{4,j}\, r_{m,\theta+1} + \beta_{5,j}\, r_{m,\theta+2} + \varepsilon_{j,\theta}$$ رابطه ۳)

که در این رابطه:

$r_{j,\theta}$: بازده سهام شرکت j در ماه θ طی سال مالی؛

$r_{m,\theta}$: بازده بازار در ماه θ است. برای محاسبه بازده ماهانه بازار، شاخص ابتدای ماه از شاخص پایان ماه کسر شـده و حاصل بر شاخص ابتدای ماه تقسیم می‌شود.

سپس با استفاده از بازده ماهانه خاص شرکت، چولگی منفی بازده سهام و سـقوط بـه شـیوه‌هـای زیـر محاسـبه می‌شود:

۴-۲-۱- چولگی منفی بازده سهام

چن و همکاران (۲۰۰۱) معتقدند که نشانه‌های سقوط قیمت سهام از یک سال قبل از وقوع این پدیده شکل می‌گیرد و یکی از این نشانه‌ها وجود چولگی منفی در بازده سهام شرکت است. بنابراین، شرکت‌هایی که در سـال گذشته چولگی منفی بازده سهام را تجربه کرده‌اند، با احتمال بیشتری در سال آینده با پدیده سقوط قیمت سهام مواجه خواهند بود. هانگ و استین (۲۰۰۳) نیز بیان کردند که چولگی منفی بازده سهام یک راه جـایگزین بـرای

اندازه‌گیری عدم تقارن در توزیع بازده است. برای محاسبه چولگی منفی بازده سهام از رابطه (۴) استفاده می‌شود:

$$NCSKEW_{j,t} = -\left[N(N-1)^{3/2}\sum_{\theta=1}^{\theta=12} W^3{}_{j,\theta}\right] \Big/ \left[(N-1)(N-2)\left(\sum_{\theta=1}^{\theta=12} W^2{}_{j,\theta}\right)^{3/2}\right]$$ رابطه ۴)

در رابطه فوق:

$NCSKEW_{j,t}$: چولگی منفی بازده ماهانه سهام شرکت j طی سال مالی t .

$W_{j,\theta}$: بازده ماهانه خاص شرکت j در ماه θ.

N : تعداد ماه‌هایی که بازده آن‌ها محاسبه شده است.

۴-۲-۲- سیگمای حداکثری

برادشو و همکاران (۲۰۱۰) بیان کردند سیگمای حداکثری به منظور ایجاد یک معیار کمّی و پیوسته برای اندازه‌گیری ریسک سقوط قیمت سهام به کار می‌رود. همچنین، سیگمای حداکثری به عنوان بازده‌های پرت با توجه به انحراف معیار یک شرکت خاص تعریف می‌گردد. برای محاسبه این متغیر از رابطه (۵) استفاده می‌شود:

$$EXTR_SIGMA = -\ Min\left[\frac{W-\overline{W}}{\partial_w}\right]$$ رابطه ۵)

که در این رابطه:

$\overline{w}$: میانگین بازده ماهانه خاص شرکت

∂_w : انحراف استاندارد بازده ماهانه خاص شرکت

۴-۲-۳- نوسان پایین به بالا

چن و همکاران (۲۰۰۱) بیان کردند نوسان پایین به بالا، نوسانات نامتقارن بازده را کنترل می‌کند. همچنین، میزان بالاتر این معیار مطابق با توزیع دارای چولگی چپ بیشتر است. برای محاسبه این متغیر از رابطه (۶) استفاده می‌شود:

$$DUVOL_{j,t} = -Log((n_u-1)\ \Sigma_{DOWN}\ W^2{}_{j,\theta}\ /(n_d-1)\ \Sigma_{UP}\ W^2{}_{j,\theta})$$ رابطه ۶)

که در این رابطه:

n_u و n_d : تعداد ماه‌های بالا و پایین طی سال مالی t

۴-۲-۴- دوره سقوط قیمت سهام:

بر اساس مطالعات هاتن و همکاران (۲۰۰۹)، برادشاو و همکاران (۲۰۱۰)، و کالین و فانگ (۲۰۱۳) دوره سقوط یک سال مالی معین، دوره‌ای است که طی آن بازده ماهانه خاص شرکت برابر با ۳/۰۹ انحراف معیار کمتر از میانگین بازده ماهانه خاص آن باشد. اساس این تعریف بر این مفهوم آماری قرار دارد که با فرض نرمال بودن توزیع بازده ماهانه خاص شرکت، نوسان‌هایی که در فاصله میانگین به‌علاوه ۳/۰۹ انحراف معیار و میانگین منهای

۳/۰۹ انحراف معیار قرار می‌گیرند، از جمله نوسان‌های عادی و نوسان‌های خارج از ایـن فاصـله جزئـی از مـوارد غیرعادی قلمداد می‌شود. با توجه به این‌که سقوط قیمت سهام یک نوسان غیرعادی است، عدد ۳/۰۹ بـه عنـوان مرز بین نوسانات عادی و غیرعادی مطرح است. در این پژوهش، دوره سقوط قیمت سهام، متغیری مجازی اسـت که اگر شرکت تا پایان سال مالی حداقل یک دوره سقوط را تجربـه کـرده باشـد، مقـدار آن یـک و در غیـر ایـن صورت، صفر خواهد بود.

۴-۳- متغیر های کنترلی

به منظور کنترل سایر عوامل اثرگذار بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام، مجموعه‌ای از متغیرهای کنترلی در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفته است. این متغیرها عبارتند از:

اندازه شرکت(SIZE): عبارتست از لگاریتم طبیعی مجموع فروش‌های خالص شرکت در پایان سال مـالی. بـا توجه به نیاز شرکت‌های بزرگ، جهت تامین وجوه مورد نیاز از بازار سرمایه و سایر بازارها، آنها انگیزه دارند تـا از طریق افزایش کیفیت گزارشگری مالی و فرایند افشای اطلاعات، هزینه‌های سرمایه خود را کاهش دهند. از این‌رو در شرکت‌های بزرگ احتمال اندکی برای انباشت و عدم افشای اخبار بد وجود دارد. این موضوع از ورود ناگهـانی توده اخبار بد به بازار جلوگیری کـرده و در نتیجـه ریسـک سـقوط قیمـت سـهام را کـاهش مـی دهـد (کـیم و ژانگ، ۲۰۱۰).

ساختار بدهی یا اهرم مالی(LEV): که از طریق نسبت کل بدهی‌ها به ارزش دفتری کل دارایی‌ها اندازه‌گیری می‌شود. در شرکت‌هایی که به لحاظ تأمین منابع مالی و نقدینگی با مشکل مواجه هستند، احتمال بیشتری برای اقامه دعاوی حقوقی وجود دارد (خان و واتس، ۲۰۰۹)، که این می‌تواند احتمال سقوط قیمت سهام را افزایش دهد.

بازده حقوق صاحبان سهام(ROE): عبارتست از نسبت سود خالص به مجموع حقوق صاحبان سهام شرکت در پایان سال مالی. هاتن و همکاران (۲۰۰۹) بیان کردند شرکت‌های با بازده حقوق صاحبان سهام بالاتر (به عنوان معیاری برای عملکرد بهتر)، ریسک سقوط قیمت سهام پایین‌تری دارند.

نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام(MTB): عبارت است از نسبت ارزش بازار بـه ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام. خان و واتس (۲۰۰۹)، بیان کرده‌اند که شرکت‌های با نسبت ارزش بازار بـه ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام بالا، فرصت‌های سرمایه‌گذاری بیشتری پیش روی خود دارند. گزینه‌های بیشتر برای رشد، ارتباط مثبتی با هزینه‌های نمایندگی دارد. به علاوه انتظار می‌رود بازده سهام شرکت‌های بـا نسـبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام بالاتر، نوسان بیشتری داشته باشد، زیرا بخش بیشـتری از ارزش بـازار آنها به سبب فرصت‌های سرمایه‌گذاری است که بـازدهی آنهـا همـواره بـا نوسـان همـراه اسـت. از طـرف دیگـر شرکت‌هایی که بازده سهام آنها پر نوسان‌تر است، احتمال بیشتری وجود دارد که زیان‌های بزرگی را تجربه کنند. این موضوع احتمال اقامه دعاوی حقوقی علیه شرکت را افزایش می‌دهد. همچنین، این موارد مـی‌توانـد احتمـال سقوط قیمت سهام را نیز افزایش دهد.

ریسک سقوط قیمت سهام در دوره گذشته (CRASH): چن و همکاران (۲۰۰۱) نشان دادند شرکت‌هایی که در سال گذشته چولگی منفی بازده سهام را تجربه کرده‌اند، با احتمال بیشتری در سال آینده با پدیده سقوط قیمت سهام مواجه خواهند بود. بنابراین از وقفه های چهار متغیر چولگی منفی بازده سهام، سیگمای حداکثری، نوسان پایین به بالا، و دوره سقوط قیمت سهام نیز به عنوان متغیر کنترلی استفاده می‌شود.

۵- یافته‌های پژوهش

۵-۱- آمار توصیفی

جدول (۱) آمار توصیفی متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد. میانگین متغیر دوره سقوط قیمت سهام برابر ۰/۲۵ می‌باشد، که نشان‌دهنده این است که ۲۵ درصد از شرکت-سال‌ها، حداقل یکبار پدیده سقوط قیمت سهام را تجربه کرده‌اند. میانگین متغیر چولگی منفی بازده سهام برابر با ۰/۲۱- است که بیشتر از مقدار گزارش شده در پژوهش‌های چن و همکاران (۲۰۰۱) و کیم و همکاران (۲۰۱۱) می‌باشد. این امر نشاندهنده این است که شرکت‌های نمونه در مطالعه ما برای سقوط قیمت سهام مستعدتر هستند. همچنین، میانگین متغیر گریز مالیاتی برابر ۰/۳۵- می‌باشد.

جدول (۱): آمار توصیفی داده‌ها

نام متغیر	حداقل	میانه	میانگین	حداکثر	انحراف معیار
دوره سقوط قیمت سهام	۰	۰	۰/۲۵	۱	۰/۳۸
چولگی منفی بازده سهام	-۳/۹۷	-۰/۳۲	-۰/۲۱	۳/۸۳	۱/۸۱
سیگمای حداکثری	۰/۲۹	۱/۷۲	۱/۷۶	۳/۲۴	۰/۶۵
نوسان پایین به بالا	-۱/۱۲	۲/۶۳	۲/۵۴	۶/۸۹	۱/۳۷
گریز مالیاتی	-۱	-۰/۲۴	-۰/۳۵	۰	۰/۳۲
اهرم مالی	۰/۰۸	۰/۵۷	۰/۶۴	۱/۹۱	۰/۲۶
اندازه شرکت	۲۱/۶۶	۲۵/۳۴	۲۵/۵۲	۲۹/۶۷	۱/۵۱
بازده حقوق صاحبان سهام	-۶/۲۳	۰/۴۳	۰/۵۲	۲۶/۴۳	۱/۷۸
ارزش بازار به ارزش دفتری سهام	-۴/۴۳	۲/۱۳	۱۰/۲۱	۴۵۱/۴۴	۳۳/۶۶
مالکیت نهادی	۰	۰	۰/۱۵	۱	۰/۳۸
نسبت اعضای غیرموظف هیأت‌مدیره	۰	۱	۰/۴۵	۱	۰/۴۳
دوره سقوط قیمت سهام در دوره قبل	۰	۰	۰/۲۸	۱	۰/۳۱
چولگی منفی بازده سهام دوره قبل	-۳/۹۷	-۰/۵۸	-۰/۴۷	۳/۵۸	۱/۵۵
سیگمای حداکثری دوره قبل	۰/۵۱	۲/۰۱	۱/۹۳	۳/۱۷	۰/۵۹
نوسان پایین به بالا دوره قبل	-۰/۸۱	۲/۱۱	۲/۱۲	۴/۹۶	۱/۰۶

۵-۲- ایستایی یا پایایی

در ابتدا به بررسی ایستایی یا پایایی متغیرهای وابسته، مستقل و کنترلی پژوهش پرداخته مـی‌شـود. پایـایی متغیرهای پژوهش بدان معناست که میانگین و واریـانس متغیرهـا در طـول زمـان و کوواریـانس متغیرهـا بـین سال‌های مختلف ثابت بوده است. به این منظور، از آزمون‌های لوین، لین و چو (۲۰۰۲) ، و ایـم، پسـران و شـین (۲۰۰۳) استفاده شد، و چون مقدار احتمال کمتر از ۵٪ است، کلیه متغیرهای وابسته، مستقل و کنترلی پژوهش (به جز متغیر دامی دوره سقوط قیمت سهام که نیازی به بررسی پایایی ندارد) در طـی دوره پـژوهش در سـطح، پایا بوده‌اند.

۵-۳- نتایج رگرسیون

برای برآورد پارامترهای مدل‌های رگرسیونی به روش داده‌های تـابلویی، ابتـدا آزمـون پـذیره‌هـای زیربنـایی (شامل صفر بودن میانگین باقی‌مانده‌ها، ثابت بودن واریانس باقی‌مانده‌ها، عدم خودهمبستگی مرتبـه یـک بـاقی-مانده‌ها، و توزیع نرمال باقی‌مانده‌ها)، از طریق روش‌های توصیفی و استنباطی مورد بررسی قرار گرفت و از صحت آن‌ها اطمینان حاصل گردید.

۵-۳-۱- نتایج آزمون فرضیه اول

نتایج حاصل از برآورد معادله رگرسیونی فرضیه اول (که به بررسی ارتباط بین گریز مالیاتی و ریسک سـقوط آتی قیمت سهام می‌پردازد) با استفاده از چهار معیار مختلف سقوط قیمـت سـهام در جـدول ۲ و ۳ نشـان داده شده است. زمانی که متغیر وابسته دوره سقوط قیمت سهام است از الگوی لاجیت (جدول ۲)، و زمانی که متغیر وابسته چولگی منفی بازده سهام، سیگمای حداکثری، و نوسان پایین به بالا باشد، از داده های تـابلویی (جـدول ۳) استفاده شده است.

بر اساس نتایج حاصل از الگوی لاجیت مشاهده می‌شود که متغیـر گریـز مالیـاتی رابطـه معنـاداری بـا دوره سقوط قیمت سهام ندارد ($p>۰,۰۵$). بنابر این فرضیه اول با در نظر داشتن متغیر دوره سقوط قیمت سهام تاییـد نمی‌شود. ازبین متغیرهای کنترلی نیز تنها اندازه شرکت رابطه منفی معناداری با دوره سقوط قیمـت سـهام دارد ($p<۰,۰۵$ و ضریب بتا منفی است). بر اساس $Exp(B)=$ ۰/۶۱۱ می‌توان چنین بیان کرد کـه بـه ازای هـر واحـد افزایش در اندازه شرکت احتمال سقوط قیمت سهام به اندازه ۳۸,۹ درصد کاهش می‌یابد.

بر اساس نتایج حاصل از آزمون‌های چاو و هاسمن، روش مناسب جهت تخمین رگرسیون در هر سـه مـدل، داده های تابلویی-اثرات تصادفی است. با توجه به آماره F و P-Value به‌دست آمده می‌تـوان نتیجـه گرفـت کـه کلیه مدل‌ها معنادار است ($p<۰,۰۱$). زمانی که متغیر وابسته چولگی منفی بازده سـهام، سـیگمای حـداکثری، و نوسان پایین به بالا باشد، ضریب تعیین(R^2) به ترتیب برابر ۰/۰۶، ۰/۰۴ و ۰/۰۷ می‌باشد، به عبارت دیگر ۶، ۴ و ۷ درصد از تغییرات متغیرهای وابسته توسط متغیر مستقل قابل توضیح است. به علاوه، عـدد مربـوط بـه آمـاره دوربین- واتسن در مدل‌های برازش داده شده با این متغیرها، به‌ترتیب برابر ۲/۰۲، ۱/۹۵ و ۲/۱۶ مـی‌باشـد کـه نشان‌دهنده عدم وجود خطای خود همبستگی در مدل‌هاست.

جدول (۲): نتایج آزمون فرضیه اول-الگوی لاجیت-متغیر وابسته دوره سقوط قیمت سهام

متغیرها	ضرایب (B)	خطای استاندارد	آماره Wald	معناداری	نسبت بخت ((Exp(B
مقدار ثابت	۱۰/۲۱	۵/۰۹	۴/۰۱	۰/۰۴۵	۲۷۳/۹۲
گریز مالیاتی	۰/۳۲	۰/۷۵	۰/۱۹	۰/۶۶۴	۱/۳۸۵
اهرم مالی	-۰/۹۵	۰/۸۶	۱/۲۱	۰/۲۷۱	۰/۳۸۶
اندازه شرکت	-۰/۴۹	۰/۱۹	۶/۶۹	۰/۰۱۱	۰/۶۱۱
بازده حقوق صاحبان سهام	-۰/۰۴	۰/۲۶	۰/۰۲	۰/۸۸۴	۰/۹۶۳
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	۰/۰۱	۰/۱۶	۰/۰۱	۰/۹۵۶	۱/۰۹۹
دوره سقوط قیمت سهام دوره قبل	۰/۳۱	۰/۶۹	۰/۱۹	۰/۶۶۲	۱/۳۵۶

بر اساس نتایج ارائه شده در جدول ۳، گریز مالیاتی با ریسک سقوط آتی قیمت سهام، زمانی که متغیر وابسته نوسان پایین به بالا باشد، ارتباط مثبت معناداری دارد ($p<۰,۰۱$ و ضریب بتا مثبت است)؛ و فرضیه اول تایید شد. به عبارت دیگر با افزایش میزان گریز مالیاتی (افزایش انحراف منفی مالیات ابرازی از مالیات قطعی)، ریسک سقوط قیمت سهام افزایش می‌یابد. لیکن زمانی که متغیرهای چولگی منفی بازده سهام و سیگمای حداکثری به عنوان متغیر وابسته در مدل قرار گرفت، ارتباط معناداری بین گریز مالیاتی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام مشاهده نگردید.

در مورد متغیرهای کنترلی نیز مشخص گردید که متغیرهای بازده حقوق صاحبان سهام، اندازه شرکت، و چولگی منفی بازده سهام در دوره قبل به ترتیب رابطه منفی معناداری با متغیرهای سیگمای حداکثری، نوسان پایین به بالا، و چولگی منفی بازده سهام دارند؛ زیرا p-value محاسبه شده برای این متغیرها کمتر از ۵٪ و ضریب برآورد شده آن‌ها منفی است. به عبارت دیگر با افزایش بازده حقوق صاحبان سهام و اندازه شرکت، ریسک سقوط قیمت سهام کاهش می‌یابد. همچنین شرکت‌هایی که در سال گذشته چولگی منفی بازده سهام را تجربه کرده‌اند، با احتمال کمتری در سال آینده با پدیده سقوط قیمت سهام مواجه خواهند شد. سایر متغیرهای کنترلی ارتباط معناداری با ریسک سقوط قیمت سهام در هیچ‌کدام از مدل‌ها نداشتند.

۵-۳-۲- نتایج آزمون فرضیه دوم

نتایج حاصل از برآورد معادله رگرسیون فرضیه دوم با استفاده از چهار معیار مختلف سقوط قیمت سهام در جدول ۴ و ۵ نشان داده شده است.

بر اساس نتایج حاصل از الگوی لاجیت مشاهده می‌شود که متغیر گریز مالیاتی رابطه معناداری با دوره سقوط قیمت سهام ندارد($p>۰,۰۵$). همچنین هیچکدام از متغیرهای ساز و کارهای نظام راهبری شرکتی (مالکیت نهادی و درصد مدیران غیر موظف) و حاصلضرب این متغیرها در گریز مالیاتی (مالکیت نهادی* گریز مالیاتی، و درصد مدیران غیر موظف*گریز مالیاتی) که جهت بررسی اثر ساز و کارهای نظارت خارجی بر رابطه

بین گریز مالیاتی و دوره سقوط قیمت سهام استفاده شده است، معنادار نمی‌باشند (p>۰,۰۵). با عنایت به نتـایج حاصل، فرضیه دوم زمانی که متغیر دوره سقوط قیمـت سـهام متغیـر وابسـته باشـد، تاییـد نمـی‌گـردد. ازبـین متغیرهای کنترلی نیز تنها اندازه شرکت رابطه منفی معناداری با دوره سقوط قیمت سهام دارد(p<۰,۰۵ و ضریب بتا منفی است). بر اساس Exp(B)= ۰/۶۸۵ می‌توان چنین بیان کرد که به ازای هر واحد افزایش در اندازه شرکت احتمال سقوط قیمت سهام به اندازه ۳۱,۵ درصد کاهش می‌یابد.

جدول (۳): نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول- متغیر وابسته چولگی منفی بازده سهام، سیگمای حداکثری، و نوسان پایین به بالا

		چولگی منفی بازده سهام	سیگمای حداکثری	نوسان پایین به بالا
مقدار ثابت	β	-۲,۲۹۸	۱,۴۳۳	۳,۶۴۶
	(t)	-۱,۶۵۵	(۲,۶۳)**	(۴,۰۱)**
گریز مالیاتی	β	۰,۴۵۰	۰,۱۴۲	۰,۲۸۹
	(t)	۱,۹۱	۱,۵۹	(۲,۰۴)*
اهرم مالی	β	۰,۳۲۳	۰,۱۱۷	۰,۰۵۶
	(t)	۱,۲۲	۱,۱۶	۰,۳۴
اندازه شرکت	β	-۰,۰۵۱	-۰,۰۳۱	-۰,۰۶۸
	(t)	-۰,۹۹۹	-۱,۵۲۳	(-۲,۰۸)*
بازده حقوق صاحبان سهام	β	-۰,۲۱۶	-۰,۰۷۳	-۰,۰۱۲
	(t)	-۱,۴۶	(-۱,۹۸)*	-۰,۱۳
ارزش بازار به ارزش دفتری	β	۰,۰۸۱	۰,۰۰۴	۰,۰۳۹
	(t)	۱,۷۵	۱,۲۷	۱,۳۵
ریسک سقوط قیمت سهام دوره قبل	β	-۰,۱۲۴	-۰,۰۷۸	۰,۰۵۳
	(t)	(-۲,۷۷)**	-۱,۷۲۴	۱,۲۲
ضریب تعیین (R^2)		۰,۰۶	۰,۰۴	۰,۰۷
ضریب تعیین تعدیل شده		۰,۰۵	۰,۰۲	۰,۰۵
آماره F		۲,۶۴*	۲,۴۱*	۴,۶۱**
آماره دوربین واتسن		۲,۰۲	۱,۹۵	۲,۱۶
روش برازش مدل		داده های تابلویی- اثرات تصادفی	داده های تابلویی- اثرات تصادفی	داده های تابلویی- اثرات تصادفی
**، * به‌ترتیب نشان دهنده معناداری در سطح ۰/۰۱ و ۰/۰۵ (p<۰,۰۱ و p<۰,۰۵)				

جدول (۴): نتایج آزمون فرضیه دوم-الگوی لاجیت-متغیر وابسته دوره سقوط قیمت سهام

متغیرها	ضرایب (B)	خطای استاندارد	آماره Wald	معناداری	نسبت بخت ((Exp(B
مقدار ثابت	۷/۳۱	۵/۲۴	۱/۹۵	۰/۱۶۳	۱۴۹/۷۴۹
گریز مالیاتی	-۰/۰۲	۲/۵۸	۰/۰۱	۰/۹۹۲	۰/۹۷۵
مالکیت نهادی	-۰/۷۵	۰/۶۴	۱/۳۱	۰/۲۵۴	۰/۴۷۱
مالکیت نهادی*گریز مالیاتی	۱/۷۵	۱/۷۶	۰/۹۷	۰/۳۲۸	۵/۷۵۷
مدیران غیر موظف	۰/۱۲	۰/۶۷	۰/۰۳	۰/۸۶۴	۱/۱۲۸
مدیران غیرموظف*گریز مالیاتی	-۰/۴۱	۲/۸۸	۰/۰۲	۰/۸۸۳	۰/۶۶۹
اهرم مالی	۱/۴۴	۰/۸۶	۲/۲۱	۰/۱۳۸	۱/۲۳۷
اندازه شرکت	-۰/۳۸	۰/۱۷	۴/۳۴	۰/۰۴۱	۰/۶۸۵
بازده حقوق صاحبان سهام	-۰/۰۹	۰/۲۶	۰/۱۱	۰/۷۴۱	۰/۹۱۴
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	۰/۰۶	۰/۱۵	۰/۱۲	۰/۷۳۱	۱/۱۴۳
دوره سقوط قیمت سهام دوره قبل	۰/۱۷	۰/۷۴	۰/۰۸	۰/۸۱۱	۱/۱۸۶

بر اساس نتایج حاصل از آزمون‌های چاو و هاسمن، روش مناسب جهت تخمین رگرسیون در هر سه مدل، داده های تابلویی-اثرات ثابت است. با توجه به آماره F و P-Value به‌دست آمده می‌توان نتیجه گرفت که کلیه مدل‌ها معنادار است ($p<۰,۰۱$). زمانی که متغیر وابسته چولگی منفی بازده سهام، سیگمای حداکثری، و نوسان پایین به بالا باشد، ضریب تعیین(R^2) به ترتیب برابر ۰/۲۶، ۰/۳۹ و ۰/۱۶ می‌باشد، به عبارت دیگر ۲۶ ، ۳۹ و ۱۶ درصد از تغییرات متغیرهای وابسته توسط متغیر مستقل قابل توضیح است. به علاوه، عدد مربوط به آماره دوربین- واتسن در مدل‌های برازش داده شده با این متغیرها، به‌ترتیب برابر ۲/۰۵، ۲/۳۲ و ۲/۱۱ می‌باشد که نشان‌دهنده عدم وجود خطای خود همبستگی در مدل‌هاست.

جهت تایید فرضیه دوم مبنی بر اینکه رابطه مثبت گریز مالیاتی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام (متغیر نوسان پایین به بالا) در شرکت‌هایی که از ساز و کارهای نظارت خارجی قوی برخوردارند، ضعیف‌تر است، انتظار داریم که ضریب برآورد شده برای گریز مالیاتی در این فرضیه، از ضریب برآورد شده در آزمون مربوط به فرضیه نخست (یعنی در شرایطی که متغیرهای نماینده نظام راهبری شرکت در مدل نهایی گنجانده نشده‌اند)، کوچکتر باشد.

بر اساس نتایج ارائه شده در جدول ۵، گریز مالیاتی با ریسک سقوط آتی قیمت سهام، در هر سه مدل ارتباط معناداری ندارد ($p<۰,۰۵$). بنابر این فرضیه دوم تایید نمی‌شود. در مورد سایر متغیرهای مستقل نیز مشاهده شد که متغیر مالکیت نهادی، حاصلضرب مالکیت نهادی در گریز مالیاتی، و حاصلضرب متغیر درصد مدیران غیرموظف در گریز مالیاتی در هر سه مدل معنادار نمی باشد ($p<۰,۰۵$)، و تنها متغیر درصد مدیران غیر موظف با ریسک سقوط قیمت سهام (زمانی که متغیر وابسته چولگی منفی بازده سهام و سیگمای حداکثری است)

رابطه منفی معناداری دارد (p<۰,۰۵ و ضریب بتا منفی است).

در مورد متغیرهای کنترلی نیز مشخص گردید که متغیرهای اهرم مالی و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری رابطه مثبت معنادار و متغیرهای اندازه شرکت و بازده حقوق صاحبان سهام رابطـه منفـی معنـاداری بـا ریسـک سقوط آتی قیمت سهام (سیگمای حداکثری و نوسان پایین به بالا) در سطح خطای ۱٪ دارنـد. همچنـین وقفـه های متغیرهای چولگی منفی بازده سهام و سیگمای حداکثری رابطه منفی معناداری با این متغیرها دارند.

جدول (۵): نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم- متغیر وابسته چولگی منفی بازده سهام، سیگمای حداکثری، و نوسان پایین به بالا

		چولگی منفی بازده سهام	سیگمای حداکثری	نوسان پایین به بالا
مقدار ثابت	β	۱,۶۱۳	۶,۴۰۶	۵,۴۵۹
	(t)	۱,۰۸	(۳,۱۳) **	(۴,۳۶) **
گریز مالیاتی	β	۱,۶۷۹	۰,۱۶۳	۰,۱۱۱
	(t)	۱,۹۳	۰,۴۹	۰,۲۰۶
مالکیت نهادی	β	-۰,۳۴۸	-۰,۰۱۷	-۰,۱۹۸
	(t)	-۱,۶۸	-۰,۱۴	-۱,۴۶
مالکیت نهادی*گریز مالیاتی	β	۰,۲۴۹	۰,۱۹۹	۰,۳۹۲
	(t)	۰,۴۸	۰,۸۷	۱,۱۷
مدیران غیر موظف	β	-۰,۶۰۴	-۰,۲۲۸	-۰,۳۱۴
	(t)	(-۲,۱۳)*	(-۱,۹۹)*	-۱,۸۷
مدیران غیرموظف*گریز مالیاتی	β	۱,۱۰۸	۰,۵۹۴	۰,۴۲۲
	(t)	۱,۲۴	۱,۶۹	۰,۷۲
اهرم مالی	β	۰,۱۴۱	۱,۵۳۶	۰,۱۶۳
	(t)	۰,۴۹	(۶,۰۵) **	۰,۸۸
اندازه شرکت	β	-۰,۰۰۸	-۰,۱۳۲	-۰,۱۴۸
	(t)	-۰,۱۴	-۱,۷۵	(-۲,۹۸)**
بازده حقوق صاحبان سهام	β	-۰,۲۲۲	-۰,۱۳۴	-۰,۳۲۱
	(t)	-۱,۱۴	-۱,۵۸	(-۲,۶۳) **
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	β	۰,۰۳۱	۰,۰۷۵	۰,۰۱۶
	(t)	۰,۶۴	(۲,۸۹) **	۰,۵۲

		چولگی منفی بازده سهام	سیگمای حداکثری	نوسان پایین به بالا
ریسک سقوط قیمت سهام دوره قبل	β	-۰,۱۷۴	-۰,۳۳۸	۰,۰۳۹
	(t)	(-۳,۴۹)**	(-۵,۸۲)**	۰,۸۶
ضریب تعیین (R^2)		۰,۲۶	۰,۳۹	۰,۱۶
ضریب تعیین تعدیل شده		۰,۲۳	۰,۳۵	۰,۱۲
آماره F		۸,۱۱**	۲,۷۶**	۴,۵۱**
آماره دوربین واتسن		۲,۰۵	۲,۳۲	۲,۱۱
روش برازش مدل		داده های تابلویی- اثرات ثابت	داده های تابلویی- اثرات ثابت	داده های تابلویی- اثرات ثابت
**، * به‌ترتیب نشان دهنده معناداری در سطح ۰/۰۱ و ۰/۰۵ (p<۰,۰۱ و p<۰,۰۵)				

۶- نتیجه گیری و بحث

این پژوهش به بررسی ارتباط بین گریز مالیاتی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال ۱۳۸۳ الی ۱۳۹۰ پرداخت. از متغیر درصد انحراف منفی مالیات ابرازی از مالیات قطعی جهت اندازه‌گیری گریز مالیاتی، و از متغیرهای دوره سقوط قیمت سهام، چولگی منفی بازده سهام، سیگمای حداکثری، و نوسان پایین به بالا به‌عنوان معیارهای سقوط آتی قیمت سهام استفاده شد. همچنین، در این پژوهش اثر ساز و کارهای نظام راهبری شرکتی بر ارتباط بین گریز مالیاتی و ریسک سقوط آتی قیمت سهام نیز بررسی گردید. لذا از دو متغیر مالکیت سهامداران نهادی و نسبت اعضای غیرموظف هیئت مدیره به عنوان نماینده ساز و کارهای نظام راهبری شرکت استفاده شد. برای آزمون فرضیات از رگرسیون لجستیک و مدل داده‌های تابلویی استفاده گردید.

نتایج پژوهش نشان می‌دهد که گریز مالیاتی با ریسک سقوط آتی قیمت سهام، زمانی که متغیر وابسته نوسان پایین به بالا باشد، ارتباط مثبت معناداری دارد. به عبارت دیگر با افزایش میزان گریز مالیاتی (افزایش انحراف منفی مالیات ابرازی از مالیات قطعی)، ریسک سقوط قیمت سهام افزایش می‌یابد. این امر می‌تواند به این دلیل باشد که انجام اقدامات مبنی بر گریز مالیاتی مستلزم استفاده از یک سیستم گزارشگری مبهم و پیچیده است، که خود فرصت و توانایی مدیران جهت نگهداری و انباشت اطلاعات منفی در داخل شرکت را افزایش داده و در صورت ورود ناگهانی توده اخبار بد به بازار، ریسک سقوط آتی قیمت سهام افزایش می‌یابد. یافته‌های مطالعه حاضر در این خصوص، مشابه نتایجی است که در پژوهش‌های کیم و همکاران (۲۰۱۱) و فروغی و همکاران (۱۳۹۱) به دست آمده است. همچنین مشاهده گردید که سازوکارهای نظام راهبری شرکتی اثری بر تضعیف این رابطه ندارد، که با نتایج پژوهش‌های کیم و همکاران (۲۰۱۱) و فروغی و همکاران (۱۳۹۱) مطابقت ندارد.

در مورد متغیرهای کنترلی نیز مشخص گردید که متغیرهای بازده حقوق صاحبان سهام و اندازه شرکت رابطه منفی معنادار و متغیرهای اهرم مالی و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری رابطه مثبت معناداری با ریسک سقوط آتی قیمت سهام (در برخی از مدل‌های مورد آزمون) دارند. این امر می‌تواند به این دلیل باشد که در شرکت‌های بزرگ احتمال اندکی برای انباشت و عدم افشای اخبار بد وجود دارد که این موضوع ریسک سقوط قیمت سهام را کاهش می دهد. از طرف دیگر در شرکت‌هایی که به لحاظ تأمین منابع مالی و نقدینگی با مشکل مواجه هستند (اهرم مالی بالاتر)، و بازده سهام آن‌ها پرنوسان تر است(دارای فرصت رشد یا نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالاتر)، احتمال بیشتری برای سقوط قیمت سهام وجود دارد. همچنین وقفه‌های متغیرهای چولگی منفی بازده سهام و سیگمای حداکثری رابطه منفی معناداری با این متغیرها دارند. به عبارت دیگر شرکت‌هایی که در سال گذشته چولگی منفی بازده سهام را تجربه کرده‌اند، با احتمال کمتری در سال آینده با پدیده سقوط قیمت سهام مواجه خواهند شد که با پژوهش چن و همکاران (۲۰۰۱) مطابقت ندارد.

فهرست منابع

* باقرپور ولاشانی، محمدعلی؛ باقری، مصطفی؛ خادم، حمید؛ و حسینی پور، رضا (۱۳۹۱). "بررسی عوامل مالی و غیرمالی موثر بر گریز مالیاتی با استفاده از تکنیک های داده کاوی: صنعت خودرو و ساخت قطعات"، مطالعات تجربی حسابداری مالی، شماره ۳۴، صص ۴۴-۲۲.
* عزیزخانی، فاطمه؛ و افشاری، غلامرضا. (۱۳۸۴). "فرار مالیاتی و تاثیر آن بر تولید ناخالص داخلی و توزیع درآمد". مجلس و پژوهش، سال ۱۲، شماره ۴۹-۵۰، ص ۳۹۵-۴۲۲.
* فروغی، داریوش؛ میرزایی منوچهر؛ و رسائیان، امیر (۱۳پ۹۱). "تأثیر فرار مالیاتی بر ریسک سقوط آتی قیمت سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، پژوهشنامه مالیات، دوره ۲۰ (شماره ۱۳)، صص ۱۰۲-۷۱.
* مرادی، مهدی؛ رستمی، امین؛ و تقی زاده، رضا (۱۳۹۲). "بررسی عوامل مؤثر بر فرار از پرداخت مالیات با تأکید بر عوامل فرهنگی"، پژوهشنامه مالیات، دوره ۲۱ (شماره ۱۸)، صص ۲۰۲-۱۸۱.
* موسوی جهرمی، یگانه؛ طهماسبی بلداجی، فرهاد؛ و خاکی، نرگس. (۱۳۸۸). "فرار مالیاتی در نظام مالیات بر ارزش افزوده : یک مدل نظری". فصلنامه تخصصی مالیات، شماره پنجم (مسلسل ۵۳)، ص ۲۷-۳۸.
* Andreou, P.C., Antoniou, C., Horton, J., C. Louca (2012). "Corporate Governance and Stock Price Crashes." Available At URL: Http://Www.Ssrn.Com.
* Andreou, P.C., Antoniou, C., Horton, J., C. Louca (2013). "Corporate Governance and Firm-Specific Stock Price Crashes." Available At URL: Http://Www.Ssrn.Com.
* Atwood, T.J., Drake, M.S. and Myers, L.A., (2010). Book- Tax Conformity, Earnings Persistence and the Association between Earnings and Future Cash Flow. Forthcoming Journal of Accounting and Economics.
* Bleck, A. and Liu, X., (2007). Market Transparency and the Accounting Regime. Journal of Accounting Research, 45, 229–256.

* Bradshaw, M. T., Hutton, A. P., Marcus, A. J., H. Tehranian (2010). "Opacity, Crashes, and the Option Smirk Curve." SSRN elibrary.
* Bushman, R. and Smith, A., (2001). Financial Accounting Information and Corporate Governance. Journal of Accounting and Economics, 32, 237-333.
* Callen, J. L., and Fang, X. (2013). "Institutional Investor stability and Crash Risk: Monitoring or Expropriation?" Journ al of Banki ng & Finance.
* Chen, J., Hong, H., Stein, J. (2001). "Forecasting Crashes: Trading Volume, Past Returns, and Conditional Skewness in Stock Prices." Journal of Financial Economics, Vol. 61, pp. 345–381.
* Chen, K.-P., Chu, C.Y.C., (2005). Internal control versus external manipulation: a model of corporate income tax evasion. The RAND Journal of Economics, 36, 151–164.
* Chen, S., Chen, X., Cheng, Q. and Shevlin, T., (2010). Are Family Firms More Tax Aggressive than Non-Family Firms? Journal of Financial Economics, 95, 41–61.
* Crocker, K.J., Slemrod, J., (2005). Corporate tax evasion with agency costs. Journal of Public Economics, 89, 1593–1610.
* Desai, M. and Dharmapala, D., (2009a). Corporate Tax Avoidance and Firm Value. Review of Economics and Statistics, 91, 537–546.
* Desai, M. and Dharmapala, D., (2009b). Earnings Management, Corporate Tax Shelters, and Book-Tax Alignment. National Tax Journal, 62, 169–186.
* Desai, M., Dharmapala, D., (2006). Corporate tax avoidance and high-powered incentives. Journal of Financial Economics, 79, 145–179.
* Dhaliwal , D.S., Huang, S.X., Moser, W. and Pereira, R., (2011). Corporate Tax Avoidance and the Level and Valuation of Firm Cash Holdings. Availble at URL: Http://Www.Ssrn.Com.
* Feinstein, J. S., (1991). An econometric analysis of income tax evasion and its detection. RAND Journal of Economics, 22, 14–35.
* Hanlon, M. and Slemrod, J., (2009). What Does Tax Aggressiveness Signal? Evidence from Stock Price Reactions to News about Tax Shelter Involvement. Journal of Public Economics, 93, 126-141.
* Hanlon, M., Heitzman, S., (2010). A review of tax research. Journal of Accounting and Economics, 50, 127–178.
o Hong, H. and J. C. Stein (2003). "Differences of Opinion, Short-sales Constraints, and Market Crashes." The Review of Financial and Studies, Vol. 16, No. 2, pp. 487-525.
* Hutton, A.P., Marcus, A.J. and Tehranian, H., (2009). Opaque Financial Reports, R^2, and Crash Risk. Journal of Financial Economics, 94, 67-86.
* Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. Journal of Econometrics. No. 115, pp. 53-74.
* International Bureau of Fiscal Documentation, (2001). International Tax Glossary (4^{th} Ed.). Amsterdam, Netherlands: IBFD Publications.
* Jin, L., Myers, C.S., (2006). R^2 around the world: new theory and new tests. Journal of Financial Economics, 79, 257–292.
* Khan, M. and R. L. Watts (2009). "Estimation and Empirical Properties of a Firm-Year Measure of Accounting Conservatism." Journal of Accounting and Economics, Vol. 48, pp. 132-150.
* Kiabel, B.D., & N. G. Nwokah, (2009). Curbing Tax Evasion and Avoidance in Personal Income Tax Administration: A Study of the South-South States of Nigeria. European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences
* Kim, J.B., Li, Y. and Zhang, L., (2011). Corporate Tax Avoidance and Stock Price Crash Risk: Firm-Level Analysis. Journal of Financial Economics, 100, 639–662.
* Kim, J.-B., Zhang, L., (2010). Does accounting conservatism reduce stock price crash risk? Firm-level evidence. Unpublished Working Paper, City University of Hong Kong.

* Levin, A., Lin, C. F., & Chu, J. (2002). Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties. Journal of Econometrics. No.108, pp. 1-24.
* Mason, R., & L. D. Calvin, (1978). A study of admitted income tax evasion. Law & Society Review, 13, 73–89.
* Mason, R., & L. D. Calvin, (1984). Public confidence and admitted tax evasion. National Tax Journal, 37, 489–496.
* Kulić, M, (2005). Economic and Social Aspects of Tax Evasion. Faculty of Business Studies, Megatrend University of Applied Sciences, Belgrade, 177-195.
* Slemrod, J., (2004). The economics of corporate tax selfishness. National Tax Journal, 57, 877–899.
* Varma, K. N., & A. N. Doob, (1998). Deterring economic crimes: The case of tax evasion. Canadian Journal of Criminology, 40, 165–184.

یادداشت‌ها

[1] International Bureau of Fiscal Documentation (IFBD)
[2] under-reporting of income
[3] proxy
[4] به دليل طولاني بودن روند رسيدگي ماليات بر عملكرد شركت هاي بورسي، اطلاعات مالياتي اكثر نمونه هاي مورد بررسي در صورت هاي مالي سال ۱۳۹۱ كامل نبود، بنابراين سال ۱۳۹۱ از دوره زماني تحقيق حذف شد.
[5] Chow
[6] Hausman
[7] Tax Variance Rate
[8] Expression Tax
[9] Certain Tax
[10] Negative Skewness of Stock Returns
[11] Extreme Sigma
[12] down-to-up volatility
[13] Stock Price Crash Period