فصلنامه علمی ـ پژوهشی مطالعات تجربی حسابداری مالی ـ سال ۱۵ ـ شماره ۵۹ ـ پائیز ۱۳۹۷
صفحات ۱۵۹ تا ۱۸۸

پیامدهای همبستگی خطای اندازه‌گیری سنجه اقلام تعهدی اختیاری و متغیر جداکننده در یک آزمون کشف مدیریت سود

آرش قربانی *
محمدرضا عباس زاده **

چکیده

هدف تحقیق حاضر، که با استفاده از یک نمونه شامل ۲۶۴۲ مشاهده از داده‌های سالانه شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران برای دوره ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۴ انجام شده است، مطالعه در خصوص پیامدهای همبستگی اقلام تعهدی غیراختیاری و متغیرهای جداکننده در آزمون فرضیه‌های تئوری اثباتی حسابداری است. در آزمون‌های کشف مدیریت سود، محققین از متغیرهای جداکننده‌ای استفاده می‌کنند که نمونه را برحسب وجود یا عدم وجود انگیزه برای مدیریت سود به دو گروه تقسیم می‌کند. به دلیل همبستگی مشوق‌های مدیریت سود با متغیرهای عملکرد مالی، اهرم یا اندازه شرکت، استفاده از این متغیرها به‌عنوان متغیر جداکننده در آزمون تجربی فرضیه‌های تئوری اثباتی متداول است. همبستگی اقلام تعهدی غیراختیاری و متغیر جداکننده به این معنی است که بخشی از تغییرات اقلام تعهدی غیراختیاری ناشی از متغیر جداکننده است و اگر این همبستگی در مدل تعهدی کنترل نشود این بخش به اشتباه به اقلام تعهدی اختیاری اضافه می‌شود. مطابق شواهد تحقیق، عدم کنترل همبستگی اقلام تعهدی غیراختیاری و متغیرهای جداکننده یادشده در مدل‌های تعهدی، باعث ایجاد یک خطای اندازه‌گیری در برآورد اقلام تعهدی اختیاری می‌شود که علامت یا بزرگی همبستگیِ مورد تحقیق اقلام تعهدی اختیاری و متغیرهای جداکننده را به شکلی معنی‌دار تحت تاثیر قرار می‌دهد. یافته‌های حاصل از یک شبیه‌سازی مونت‌کارلویی خطای نوع اول همچنین نشان می‌دهد که نسخه‌های تعدیل‌شده مدل جونز که در آن‌ها رابطه اقلام تعهدی غیر اختیاری و متغیرهای عملکرد کنترل می‌شود، به‌طور نسبی، خطای نوع اول کمتری ایجاد می‌کنند.

واژگان کلیدی: *مدل‌های تعهدی، متغیرهای جداکننده، خطای اندازه‌گیری.*

---

* عضو هیات علمی گروه حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، بجنورد، ایران(نویسنده مسئول)
arash.ghorbani.acc@gmail.com
** عضو هیات علمی گروه حسابداری، دانشگاه فردوسی مشهد، ایران
تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۳/۱۱ **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۸/۲۹**

مقدمه

به‌رغم شواهدی که در خصوص شایع بودن مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی ارائه‌شده است، بال (۲۰۱۳) اذعان می‌کند که میزان مدیریت سود کشف‌شده در مطالعات تجربی بسیار بیشتر از آن است که بتوان آن را واقعی دانست. این مسئله می‌تواند ناشی از نارسایی و نقص روش‌ها و تکنیک‌های مورداستفاده در اندازه‌گیری مدیریت سود باشد. هنگامی‌که یک محقق درباره مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی تحقیق می‌کند، اقلام تعهدی اختیاری برای وی قابل‌مشاهده نیست. لذا محقق ناگزیر است از یک سنجه برای اقلام تعهدی اختیاری استفاده کند. طبق تعریف، اقلام تعهدی اختیاری بخشی از کل اقلام تعهدی مشاهده‌شده است که پس از کنترل و کسر سطح اقلام تعهدی غیراختیاری، که توسط یک مدل تعهدی مانند مدل جونز (۱۹۹۱) اندازه‌گیری می‌شود، باقی می‌ماند. ازآنجاکه ممکن است برخی از متغیرهای مؤثر بر سطح اقلام تعهدی غیراختیاری برای محقق ناشناخته باشد و در مدل تعهدی کنترل نشود، سنجه اقلام تعهدی اختیاری ممکن است دارای یک خطای اندازه‌گیری باشد (دیچاو، اسلوان، سوینی، ۱۹۹۵: ۱۹۵-۱۹۶). این خطای اندازه‌گیری، به ویژه، زمانی باعث تورش در نتایج آزمون کشف مدیریت سود می‌شود که بین اقلام تعهدی غیراختیاری و متغیر جداکننده، که نماینده وجود انگیزه برای مدیریت سود است، همبستگی وجود داشته باشد (مک‌نیکولز و ویلسون، ۱۹۸۸: ۷-۱۳؛ کانگ و سیوارماکریشنان، ۱۹۹۵: ۳۵۵؛ مک نیکولز، ۲۰۰۰: ۳۲۰). برای مثال، هیلی (۱۹۸۵) هنگام تحقیق در خصوص مدیریت سود به دلیل انگیزه افزایش پاداش از متغیرهای عملکرد مالی (سود و جریان‌های نقدی عملیاتی) به عنوان متغیر جداکننده در تحقیق خود استفاده می‌کند. هیلی سطح بالایی از اقلام تعهدی اختیاری منفی را برای عملکردهای بسیار بالا و بسیار پایین مشاهده کرد و نتیجه گرفت که به دلیل طرح‌های پاداش، هنگامی‌که سود از یک حدکمتر یا از یک حد بیشتر است، مدیر انگیزه دارد تا با کاهش عامدانه سود دوره جاری بخشی از آن را به آینده منتقل کند تا ارزش پاداش آینده را بیشتر کند. با این وجود، مطابق مک نیکولز و ویلسون (۱۹۸۸) نتایج هیلی ممکن است دارای تورش باشد، زیرا بین اقلام تعهدی غیراختیاری و عملکرد مالی همبستگی وجود دارد. در صورت عدم کنترل این همبستگی، ممکن است بخشی از اقلام تعهدی غیراختیاری به اشتباه به عنوان اقلام تعهدی اختیاری طبقه‌بندی شود. در این حالت، سنجه اقلام تعهدی اختیاری دارای یک خطای اندازه‌گیری خواهد بود که با متغیر جداکننده همبستگی خواهد داشت. بسته به علامت و

بزرگی همبستگی خطای اندازه‌گیری اقلام تعهدی اختیاری و متغیر جداکننده، خطای نوع اول یا دوم تحقیق افزایش می‌یابد (دیچاو و همکاران، ۱۹۹۵: ۱۹۶).

در مطالعات تجربی که به منظور آزمون فرضیه‌های سه‌گانه تئوری اثباتی انجام شده است، به صورت متداول از عملکرد مالی، اهرم و اندازه شرکت به عنوان متغیرهای جداکننده استفاده می‌شود زیرا انتظار می‌رود این متغیرها، به ترتیب، با مشوق‌های مدیریت سود با هدف افزایش پاداش، اجتناب از نقض مفاد قرارداد بدهی، و کاهش هزینه‌های سیاسی مرتبط هستند (برای نمونه نگاه کنید به، کالینز، روزف و دالیوال، ۱۹۸۱؛ هیلی، ۱۹۸۵؛ خوش طینت و عبدالله خانی، ۱۳۸۲؛ واتز و زیمرمن ۱۹۸۶؛ کاهان، ۱۹۹۲؛ چن، لی، لیانگ و وانگ، ۲۰۱۱؛ پورحیدری و همتی، ۱۳۸۳؛ و دیفاند و جیماولو، ۱۹۹۴). در تحقیق حاضر پیش‌بینی می‌شود که این متغیرهای جداکننده متداول (یعنی، عملکرد مالی، اهرم و اندازه شرکت) ممکن است با اقلام تعهدی غیراختیاری همبستگی داشته باشند و لذا در صورتی که این همبستگی به‌طور موثر در مدل‌های تعهدی کنترل نشود احتمالا خطای اندازه‌گیری سنجه اقلام تعهدی اختیاری با متغیر جداکننده همبسته خواهد بود. این مطالعه می‌کوشد تا پیامدهای وجود این خطای همبسته را بر نتایج آزمون فرضیه‌های تئوری اثباتی مورد بررسی قرار دهد.

ادبیات نظری و پیشینه

مطابق مک نیکولز و ویلسون (۱۹۹۸)، با فرض قابل‌مشاهده بودن اقلام تعهدی اختیاری ، یعنی DA، یک آزمون کشف مدیریت سود به شرح زیر است:

رابطه ۱ $$DA_{i,t} = \alpha + \beta PART_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

که در آن:

DA: اقلام تعهدی غیرعادی؛ و $PART$: یک متغیر جداکننده[1] است که نمونه را بر حسب وجود یا عدم وجود انگیزه برای مدیریت سود به دو گروه تقسیم می‌کند. مقدار این متغیر برای گروهی که مطابق تئوری یا فرضیه محقق دارای انگیزه مدیریت سود است یک و در غیر این صورت صفر است.

فرض صفر عدم مدیریت سود وقتی رد می‌شود که ضریب β به لحاظ آماری غیرصفر و دارای علامتی مطابق با تئوری باشد. برای مثال، برای شرکت‌هایی که به دلایل هزینه‌های

1 Partitioning variable

سیاسی انگیزه کاهش سود وجود دارد انتظار می‌رود علامت این ضریب منفی باشد.

ازآنجاکه DA_t برای محقق قابل‌مشاهده نیست، از یک سنجه (DAP) برای آن استفاده می‌شود که ممکن است دارای خطای اندازه‌گیری μ_t باشد:

رابطه ۲ $$DAP_{i,t} = DA_{i,t} + \mu_{i,t}$$

در نتیجه عدم کنترل این خطا در سنجه اقلام تعهدی اختیاری، محقق به جای مشاهده β در واقع را مشاهده می‌کند (مک نیکولز، ۲۰۰۰: ۳۱۹-۳۲۰):

رابطه ۳ $$DAP_{i,t} = \alpha + \gamma PART_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

به‌طوری که:

رابطه ۴ $$\gamma = \beta + \rho(PART, \mu) * \frac{\sigma_\mu}{\sigma_{PART}}$$

که می تواند به صورت زیر نوشته شود:

رابطه ۵ $$\gamma = \beta + bias$$

در این حالت، در صورتی که بین متغیر جداکننده و خطای اندازه‌گیری سنجه اقلام تعهدی همبستگی وجود داشته باشد، یعنی $\rho(PART, \mu) \neq 0$، آنگاه نتایج آزمون مدیریت سود دارای تورش خواهد بود. مطابق دیچاو و همکاران (۱۹۹۵)، بسته به بزرگی و علامت همبستگی و $PART$ خطای نوع اول یا دوم پژوهش ممکن است افزایش یابد، زیرا با بسط بیشتر رابطه ۴، داریم:

رابطه ۶ $$\gamma = \rho(PART, DA) * \frac{\sigma_{DA}}{\sigma_{PART}} + \rho(PART, \mu) * \frac{\sigma_\mu}{\sigma_{PART}}$$

مطابق رابطه ۶، اولا، اگر مطابق تئوری انگیزه‌ای برای مدیریت سود به دلیل متغیر جداکننده وجود نداشته باشد (یعنی زمانی که انتظار می‌رود $\beta=0$)، و در صورتی که علامت همبستگی $\rho(PART, \mu)$ و همبستگی مورد انتظار محقق برای $\rho(PART, DA)$ یکسان باشد، آنگاه ضریب β ممکن است به‌طور اریب غیر صفر باشد که باعث می‌شود فرض صفر عدم مدیریت سود به‌طور نادرست رد شود. پیامد این اریبی در برآورد ضریب متغیر جداکننده افزایش احتمال خطای نوع اول است.

ثانیا، اگر مطابق تئوری برای مدیریت سود، به دلیل متغیر جداکننده، انگیزه وجود داشته باشد و علامت همبستگی $\rho(PART, \mu)$ و همبستگی مورد انتظار محقق برای $\rho(PART, DA)$ عکس یکدیگر باشند، آنگاه ضریب β به سمت صفر میل می‌کند و در نتیجه ممکن است فرض صفر عدم مدیریت سود به خطا پذیرفته می‌شود. پیامد این اریبی

در برآورد ضریب متغیر جداکننده افزایش احتمال خطای نوع دوم است.

همبستگی خطای اندازه‌گیری در سنجه اقلام تعهدی اختیاری و متغیر جداکننده ممکن است به دلیل عدم کنترل همبستگی احتمالی متغیر جداکننده و اقلام تعهدی غیراختیاری (NDA) ایجاد شود. اگر بین اقلام تعهدی غیراختیاری و متغیر جداکننده همبستگی وجود داشته باشد، یعنی $\rho(PART, NDA) \neq 0$، آنگاه ممکن است بخشی از اقلام تعهدی غیراختیاری (یعنی $k\times NDA$) به خطا به اقلام تعهدی اختیاری اضافه شود، یعنی:

رابطه ۷ $$DAP_{it} = DA_{it} + (k_{it}.NDA_{it} + \varepsilon_{it})$$

در نتیجه، ضریب مشاهده‌شده در آزمون مدیریت سود به شرح زیر خواهد بود:

رابطه ۸ $$\gamma = \rho(PART,\ DA) * \frac{\sigma_{DA}}{\sigma_{PART}} + \varphi.\rho(PART,\ NDA) * \frac{\sigma_{NDA}}{\sigma_{PART}}$$

بر اساس رابطه فوق، بسته به بزرگی و علامت همبستگی اقلام تعهدی غیراختیاری و متغیر جداکننده، مقدار مشاهده‌شده و به تبع آن، نتایج آزمون مدیریت سود تحت تاثیر قرار خواهد گرفت.

به دلیل اهمیت اندازه‌گیری اقلام تعهدی اختیاری در مطالعات مدیریت سود، بخشی از مطالعات تجربی به آزمون تصریح و توان مدل‌های تعهدی پرداخته است. این مطالعات با کار نظری مک نیکولز و ویلسون (۱۹۸۸) آغاز می‌شود و توسط دیچاو و همکاران (۱۹۹۵) توسعه می‌یابد. اساس آزمون تصریح یک مدل تعهدی این است که در یک نمونه که انگیزه‌ای برای مدیریت سود ندارد نباید یک مدیریت سود کشف شود. اساس آزمون توان یک مدل تعهدی این است که مدل تعهدی باید مدیریت سود را در نمونه‌ای که انگیزه برای مدیریت سود دارد کشف کند. کشف مدیریت سود در نمونه‌ای که فاقد انگیزه برای مدیریت سود است باعث افزایش خطای نوع اول و عدم کشف مدیریت سود در نمونه‌ای که دارای انگیزه قوی برای مدیریت سود است باعث افزایش خطای نوع دوم می‌گردد. در این راستا، دیچاو و همکاران (۱۹۹۵) و کوتاری و همکاران (۲۰۰۵)، شواهدی از خطای نوع اول و دوم مدل‌های تعهدی به دلیل عدم کنترل تاثیر سطح عملکرد بر اقلام تعهدی غیراختیاری ارائه می‌دهند. دیچاو و همکاران (۱۹۹۵) نشان می‌دهند که میزان اقلام تعهدی اختیاری، که با استفاده از مدل‌های تعهدی مانند مدل جونز یا هیلی برآورد می‌شود، برای نمونه‌های تصادفی از سودهای کرانی بالا، بیش‌نمایی و برای نمونه‌های تصادفی از

عملکردهای کرانی پایین، کم‌نمایی می‌شود. یک استنتاج از این یافته‌ها این است که به دلیل تصریح نادرست مدل تعهدی جونز یا هیلی، احتمال بالایی وجود دارد که محقق به‌طور نادرست یک مدیریت سود افزاینده (کاهنده) برای شرکت‌هایی که سود کرانی بالا (پایین) دارند کشف کند. بیزلف و باسو (۲۰۱۶) و کالینز، پونگالیا و ویج (۲۰۱۶) شواهد دیگری از خطای مدل‌های تعهدی به دلیل عدم کنترل کافی متغیرهای موثر بر سطح عملکرد ارائه می‌دهند. در تحقیق دیگری، چن، هریبار و ملیسا (۲۰۱۷) نشان می‌دهند که هنگامی‌که باقی‌مانده‌های مدل‌های تعهدی به عنوان سنجه اقلام تعهدی اختیاری استخراج و در مرحله بعد به عنوان متغیر وابسته با متغیرهای موثر بر سطح اقلام تعهدی اختیاری برازش می‌شوند، در صورت وجود همبستگی میان این متغیرها و یکی از متغیرهای تعیین کننده اقلام تعهدی غیراختیاری در مدل تعهدی، آنگاه خطای نوع اول و دوم تحقیق افزایش می‌یابد. نتایج تحقیق چن و همکاران، رویکرد جدیدی را برای آزمون خطای نوع اول و دوم مدل‌های تعهدی پیشنهاد می‌دهد. در ادامه تحقیقات در خصوص منابع خطای مدل‌های تعهدی، تحقیق جکسون (۲۰۱۷) شواهد دیگری ارائه می‌دهد که اقلام تعهدی اختیاری از میانگین شرطی کلیه متغیرهای موجود در مدل تعهدی تاثیر می‌پذیرد. این نتیجه نشان می‌دهد که، اثر انتخاب شرکت‌های همسان، باعث ایجاد خطا در برآورد اقلام تعهدی می‌شود. استفاده از شرکت‌های همسان در نسخه‌های مقطعی عرضی یا پانلی مدل‌های تعهدی کاربرد دارد. در این مدل‌ها فرض می‌شود که پارامترهای موثر بر ایجاد اقلام تعهدی در یک گروه از شرکت‌های همسان، که معمولا از یک صنعت انتخاب می‌شوند، تقریبا مشابه است.

تدوین فرضیه‌های تحقیق

در مطالعات تجربی برای آزمون پیش‌بینی‌های تئوری اثباتی، که با عنوان فرضیه‌های پاداش، بدهی و هزینه‌های سیاسی شناخته می‌شوند فرض می‌شود که بین عملکردهای مالی کرانی، اهرم بالا و بزرگی شرکت با مشوق‌های مدیریت سود رابطه وجود دارد (برای مثال نگاه کنید به هیلی، ۱۹۸۵؛ کاهان، ۱۹۹۲؛ مک‌کی، بل و بوتزمن ، ۱۹۸۴؛ هان و وانگ، ۱۹۹۸؛ هاند و اسکانتز، ۱۹۹۸). در تحقیق حاضر پیش‌بینی می‌شود که اقلام تعهدی غیراختیاری با این متغیرهای جداکننده همبستگی دارد و عدم کنترل این همبستگی در مدل‌های تعهدی می‌تواند باعث ایجاد یک خطای اندازه‌گیری در سنجه اقلام تعهدی

اختیاری شود که با متغیرهای عملکرد مالی، اندازه شرکت یا اهرم همبسته است.

الف- سودهای کرانی

پاداش مدیر معمولا منوط به دستیابی به یک عملکرد بالا است (برای نمونه نگاه کنید به نمازی و سیرانی، ۱۳۸۳ و نمازی و مرادی، ۱۳۸۴). بر این اساس، انتظار می‌رود بین مشوق مدیریت سود برای افزایش پاداش و عمکردهای بالا همبستگی وجود داشته باشد . سود حسابداری، به عنوان یک معیار عملکرد مالی، برابر است با جمع اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی عملیاتی. مطابق پیش‌بینی این تحقیق، شرکت‌هایی که سود حسابداری بسیار بالایی دارند به چند دلیل احتمال دارد که اقلام تعهدی غیراختیاری بالایی داشته باشند. اولا، اگر این شرکت‌ها در دوره رشد باشند، به دلیل رقابت شدید، تمایل دارند تا ظرفیت موجودی-های خود را افزایش دهند و یا محصولات خود را به صورت اعتباری به فروش برسانندکه این اقدامات باعث افزایش اقلام تعهدی سرمایه در گردش در این دسته از شرکت‌ها می-شود (دیچاو و همکاران ۱۹۹۸؛ بوشمن و همکاران ۲۰۱۱؛ و چانگ، ۲۰۱۵). ثانیا، اگر این شرکت‌ها در دوره بلوغ باشند و با مسئله بقا درگیر نباشند، بر اساس سود و نه جریان‌های نقدی عملیاتی خود در بازارهای سرمایه مورد ارزشیابی قرار می‌گیرند (کالینز، هریبار و تیان، ۲۰۱۴). در نتیجه، به دلیل عدم اضطرار برای نقدینگی و نگرانی از حساسیت بازار سهام به سطح جریان‌های نقدی عملیاتی، احتمال بالایی وجود دارد که این شرکت‌ها سرمایه‌گذاری بیشتری در موجودی‌ها انجام دهند و مضافا فروش‌های اعتباری بیشتری داشته باشند. در نتیجه، انتظار می رود که این شرکت‌ها اقلام تعهدی سرمایه در گردش مثبت بالایی داشته باشند. هنگامی‌که داده‌های تحقیق شامل بعد مقاطع (یعنی شرکت‌ها) باشد، عدم کنترل رابطه سود و اقلام تعهدی غیراختیاری در مدل‌های تعهدی که برای اندازه‌گیری اقلام تعهدی اختیاری استفاده می‌شوند ممکن است باعث شود که بخشی از این اقلام تعهدی غیراختیاری مثبت در مشاهدات دارای سود بالا به اشتباه به اقلام تعهدی اختیاری اضافه شود و باعث بیش‌نمایی آن شود. در این حالت، سنجه اقلام تعهدی اختیاری دارای یک خطای اندازه‌گیری خواهد بود که با سطح سود همبستگی دارد. این بیش‌نمایی اقلام تعهدی اختیاری برای مشاهداتی که سود کرانی بالا دارند می‌تواند دو نتیجه در بر داشته باشد. اولا اگر محقق دنبال شواهدی از یک مدیریت سود افزاینده در این دسته مشاهدات باشد (مثلا با انگیزه افزایش پاداش)، ممکن است به اشتباه شواهدی در این خصوص پیدا کند. ثانیا، اگر محقق دنبال شواهدی از یک مدیریت سود کاهنده باشد

(برای مثال در تحقیق هیلی، ۱۹۸۵)، به دلیل بیش‌نمایی اقلام تعهدی اختیاری ممکن است به‌طور نادرست شواهدی در این خصوص پیدا نکند.

از سوی دیگر، شرکت‌هایی که سود بسیار پایین و منفی دارند احتمال بالایی دارد که اقلام تعهدی غیراختیاری منفی بزرگی داشته باشند، زیرا این شرکت‌های زیان‌ده به دلیل نیاز به وجه نقد و تداوم بقا، ممکن است سرمایه‌گذاری خود در سرمایه در گردش را کاهش دهند یا پرداخت بدهی‌های جاری خود را به تعویق بیاندازند. دی آنجلو و همکاران (۱۹۹۴) و باتلر و همکاران (۲۰۰۴) شواهدی در این خصوص ارائه می‌دهند. در نتیجه، در صورت عدم کنترل رابطه سود و اقلام تعهدی غیراختیاری، این احتمال وجود دارد که بخشی از اقلام تعهدی غیراختیاری منفی عمده در این شرکت‌ها به اشتباه به اقلام تعهدی اختیاری منظور شود و باعث کم‌نمایی اقلام تعهدی اختیاری شود.

در تحقیق حاضر، برای آزمون پیش‌بینی‌های فوق، فرضیه اول تحقیق به شرح زیر تدوین می‌شود:

فرضیه ۱:

در صورت عدم کنترل همبستگی مثبت اقلام تعهدی غیراختیاری و سود، میزان اقلام تعهدی اختیاری برای سودهای کرانی بالا (پایین)، بیش‌نمایی (کم‌نمایی) می‌شود.

ب- جریان‌های نقدی عملیاتی کرانی

به دلیل نقش اقلام تعهدی در کاهش مشکلات زمانبندی و تطابق جریان‌های نقدی عملیاتی، یک رابطه معکوس میان اقلام تعهدی غیراختیاری و جریان‌های نقدی عملیاتی وجود دارد (بال و شیواکمار، ۲۰۰۶: ۲۱۲). اقلام تعهدی، دوره‌ای که پرداخت‌ها و دریافت‌های نقدی باید در سود شناسایی شوند را اصلاح می‌کند و جریان‌های نقدی عملیاتی را به سود حسابداری تعهدی تبدیل می‌کند که دارای نوسان و نویز کمتر است. به دلیل این نقش اقلام تعهدی در کاهش نویز سود حسابداری، جریان‌های نقدی عملیاتی منفی (مثبت) عمده در یک دوره منجر به ایجاد اقلام تعهدی غیراختیاری مثبت (منفی) عمده در آن دوره می‌شود (یانگ، ۱۹۹۹: ۸۴۱). بر این اساس انتظار داریم هنگامی‌که داده‌های تحقیق شامل بعد مقاطع (یعنی شرکت‌ها) است، یعنی زمانی که پارامترهای مدل تعهدی به صورت پانلی یا مقطعی عرضی برآورد می‌شود، و رابطه میان اقلام تعهدی غیراختیاری و جریان‌های نقدی عملیاتی کنترل نمی‌شود، بخشی از اقلام تعهدی

غیراختیاری مثبت (منفیِ) مشاهداتی که جریان‌های نقدی عملیاتی کرانی منفی (مثبت) دارند به اشتباه به عنوان اقلام تعهدی اختیاری منظور شود و باعث بیش‌نمایی (کم‌نمایی) مدیریت سود و افزایش خطای نوع اول شود. این فرض در قالب فرضیه زیر تدوین و آزمون می‌شود:

فرضیه ۲:

در صورت عدم کنترل همبستگی منفی اقلام تعهدی غیراختیاری و جریان‌های نقدی عملیاتی، میزان اقلام تعهدی اختیاری برای جریان‌های نقدی عملیاتی کرانی منفی (مثبت)، بیش‌نمایی (کم‌نمایی) می‌شود.

ج- شرکت‌های بزرگ

مطابق واتز و زیمرمن (۱۹۷۸: ۱۱۵) مدیران شرکت‌های بزرگ به دلیل هزینه‌های سیاسی، روش‌های حسابداری ای را انتخاب می‌کنند که این شرکت‌ها زیادی سودآور به نظر نرسند. در نتیجه انتظار می‌رود در شرکت‌های بزرگ سطح بالایی از اقلام تعهدی اختیاری منفی مشاهده شود. در تحقیق حاضر پیش‌بینی می‌شود که بین اندازه شرکت (لگاریتم طبیعی مجموع دارایی‌ها) و اقلام تعهدی غیراختیاری یک همبستگی مثبت وجود دارد و به دلیل این همبستگی مثبت و بیش‌نمایی متعاقب اقلام تعهدی اختیاری، حتی به فرض وجود یک مدیریت سود کاهنده در شرکت‌های با اندازه بزرگ، ممکن است مدل‌های تعهدی قادر به کشف آن نباشند. مطابق بال و فوستر (۱۹۸۲)، اندازه شرکت بیشتر از آن که سنجه هزینه‌های سیاسی باشد، سنجه‌ای برای عواملی دیگر مانند مزیت رقابتی و توانایی مدیریت است. مطابق بکر- بلیس، کائن، اعتباری، بومان (۲۰۱۰)، در شرکت‌های بزرگ به دلیل صرفه‌جویی در مقیاس و بهره‌جویی از تکنولوژی‌های برتر، هزینه تولید هر واحد محصول کاهش می‌یابد و در نتیجه حاشیه سود افزایش می‌یابد. حاشیه سود یک رابطه مثبت با اقلام تعهدی غیراختیاری دارد (دیچاو و همکاران، ۱۹۹۸) و در نتیجه به دلیل رابطه مثبت اندازه شرکت و حاشیه سود، می‌توان انتظار داشت که، با ثابت ماندن بقیه عوامل، یک همبستگی مثبت بین اقلام تعهدی غیراختیاری و اندازه شرکت وجود دارد. با این وجود، شدت این همبستگی مثبت ممکن است تا اندازه‌ای به دلیل همبستگی مثبت اندازه شرکت با هزینه‌های نمایندگی و هزینه‌های معامله تضعیف شود. با توجه به این توضیحات، در صورت عدم کنترل موثر رابطه مثبت اقلام تعهدی غیراختیاری و اندازه شرکت ممکن است بخشی از

اقلام تعهدی غیراختیاری مثبت شرکت‌های بزرگ به اشتباه به اقلام تعهدی اختیاری آنها منظور شود و در نتیجه اقلام تعهدی اختیاری در شرکت‌های بزرگ بیش‌نمایی شود. برای آزمون این پیش‌بینی، فرضیه زیر تدوین می‌شود:

فرضیه ۳:

در صورت عدم کنترل همبستگی مثبت اقلام تعهدی غیراختیاری و اندازه شرکت، میزان اقلام تعهدی اختیاری برای شرکت‌های بزرگ بیش‌نمایی می‌شود.

اهرم بالا

مطابق واتز و زیمرمن (۱۹۸۶)، هر چقدر نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام بالاتر باشد، احتمال بیشتری دارد که مدیران سود را به سمت بالا دستکاری کنند تا از نقض مفاد قرارداد بدهی اجتناب کنند. حتی در صورتی که شرکت در معرض نقض مفاد قرارداد بدهی نیز نباشد، همچنان مدیران برای دستکاری رو به بالای سود انگیزه دارند تا نرخ هزینه تامین مالی واحد تجاری را کاهش دهند (دیفاند و جیماولو، ۱۹۹۴). در بسیاری از مطالعات تجربی از نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام (اهرم) به عنوان سنجه‌ای برای وجود یا احتمال نقض قراردادهای بدهی مبتنی بر ارقام حسابداری استفاده شده است (برای مثال، دیفاند و جیمباولو، ۱۹۹۱؛ پورحیدری و همتی، ۱۳۸۳). در تحقیق حاضر پیش‌بینی می‌شود که یک همبستگی معکوس بین اهرم و اقلام تعهدی غیراختیاری وجود دارد. بدهی شامل بدهی جاری و بدهی بلندمدت است. بدهی جاری یک همبستگی معکوس با سرمایه در گردش دارد (چون سرمایه در گردش برابر است با دارایی جاری منهای بدهی جاری) و در نتیجه بدهی جاری رابطه معکوسی با اقلام تعهدی سرمایه در گردش دارد. همچنین بدهی-های بلند مدت نیز احتمالا یک همبستگی معکوس با اقلام تعهدی دارد، زیرا هر چقدر بدهی بلند مدت بیشتر باشد، اقلام تعهدی منفی مربوط به هزینه‌های مالی افزایش می‌یابد. بر این اساس می‌توان انتظار داشت که یک رابطه معکوس بین اقلام تعهدی غیراختیاری و اهرم وجود دارد. مضافا به دلیل درماندگی مالی احتمالی و نیاز به نقدینگی در شرکت‌های با اهرم بالا، احتمالا سطح بالایی از اقلام تعهدی غیراختیاری منفی در این شرکت‌ها به دلیل سیاست‌های انقباضی سرمایه در گردش وجود دارد. در صورتی که این همبستگی منفی اقلام تعهدی غیراختیاری و اهرم به‌طور موثر در مدل‌های تعهدی کنترل نشود، ممکن است در شرکت‌های دارای اهرم بالا بخشی از اقلام تعهدی غیر اختیاری منفی به اقلام تعهدی

اختیاری اضافه شود و باعث کم‌نمایی اقلام تعهدی اختیاری شود. بر این اساس، در حالی که محقق انتظار دارد تا یک همبستگی مثبت بین اقلام تعهدی اختیاری و نسبت اهرم مشاهده کند، به دلیل این کم‌نمایی اقلام تعهدی اختیاری در شرکت‌های دارای اهرم بالا، ممکن است شواهدی از یک مدیریت سود افزاینده کشف نکند. به منظور آزمون تجربی این پیش‌بینی، فرضیه زیر تدوین می‌شود:

فرضیه ۴: در صورت عدم کنترل همبستگی منفی اقلام تعهدی غیراختیاری و اهرم مالی، میزان اقلام تعهدی اختیاری برای شرکت‌های دارای اهرم بالا کم‌نمایی می‌شود.

داده‌ها و نمونه تحقیق

نمونه تحقیق حاضر شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که داده‌های سالانه مورد نیاز آنها برای انجام این تحقیق برای دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۴ در بانک اطلاعاتی ره آورد نوین در دسترس است. شرکت‌های سرمایه‌گذاری، موسسات مالی و بانک‌ها به دلیل ماهیت متفاوت سرمایه در گردش‌شان از نمونه کنار گذاشته می‌شوند. به دلیل برآورد پارامترهای مدل‌های تعهدی در سطح صنعت و به صورت پانلی، صنایعی که دارای داده‌های کافی برای تخمین پارامترهای این مدل‌ها برخوردار نیستند از نمونه حذف می‌شوند. شرط حضور در نمونه وجود حداقل ۳۰ مشاهده در صنعت در طی دوره تحقیق است. با اعمال این محدودیت‌ها، یک نمونه شامل ۲۶۴۲ مشاهده شرکت ـ سال از ۲۰۰ شرکت و ۱۷ صنعت به عنوان نمونه نهایی تحقیق انتخاب شد. صنعت محصولات کاغذی و صنعت خودرو و قطعات به ترتیب با ۳۶ و ۳۵۰ مشاهده دارای کمترین و بیشترین تعداد مشاهدات در نمونه هستند. به منظور کاهش ناهمسانی واریانس، کلیه مشاهدات متغیرهای تحقیق بر میانگین دارایی‌های دوره تقسیم شده‌اند. کلیه متغیرهای تحقیق، در سطح صدک یکم و صدک ۹۹ام توزیع خود ویرایش شده‌اند.

برآورد اقلام تعهدی اختیاری

در تحقیق حاضر، باقی‌مانده‌های حاصل از برازش ۷ مدل تعهدی به عنوان سنجه‌های اقلام تعهدی اختیاری تعریف می‌شود. مدل‌های تعهدی مورداستفاده در این تحقیق شامل مدل‌های شناخته شده جونز (۱۹۹۱)، جونز تعدیل‌شده مطابق دیچاو و همکاران (۱۹۹۵)، و مک نیکولز (۲۰۰۲) است. همچنین به منظور کنترل تاثیر احتمالی عملکرد دوره جاری و دوره قبل بر اقلام تعهدی، مطابق کوتاری و همکاران (۲۰۰۵)، متغیر بازده دارایی‌های دوره

جاری و دوره قبل به مدل‌های جونز و جونز تعدیل‌شده اضافه می‌شود. نتیجه حاصل، چهار مدل تعدیل‌شده دیگر است که در کنار مدل‌های متعارف فوق الذکر برای برآورد اقلام تعهدی اختیاری مورداستفاده قرار می‌گیرد.

در این تحقیق، متغیر کل اقلام تعهدی به روش جریان‌های نقدی محاسبه می‌شود. طبق این روش، کل اقلام تعهدی، برابر است با سود خالص منهای جریان‌های نقدی عملیاتی تعدیل‌شده (که برابر است با جریان‌های نقدی عملیاتی مطابق استاندارد ایران بعلاوه جریان‌های نقدی ناشی از مالیات بر درآمد و جریان‌های نقدی ناشی از بازده سرمایه گذاری و سود پرداختی بابت تامین مالی).

کلیه مدل‌های تعهدی در سطح صنعت و با استفاده از مدل‌های پانلی برازش می‌شوند. اگر چه در مطالعات پیشین، پارامترهای مدل‌های تعهدی با استفاده از دو رویکرد سری زمانی و مقطعی عرضی برآورد می‌شوند، در پژوهش حاضر مطابق دیچاو و همکاران (۲۰۱۲) رویکرد پانلی بر سایر روش‌ها ترجیح داده می‌شود. این ترجیح به چند دلیل انجام می‌شود. مدل‌های سری زمانی در سطح شرکت برازش می‌شوند و مبتنی بر این فرض هستند که اقلام تعهدی برای هر شرکت به‌طور مستقل ایجاد می‌شود. این فرض به دلیل آنکه اقلام تعهدی نتیجه معاملات بین شرکتی در یک صنعت هستند چندان واقع بینانه نیست. مضافا، مدل‌های سری زمانی حضور عوامل مشاهده نشده‌ای مانند تورم، تغییر نرخ بهره، و تغییر استانداردهای حسابداری را که در سطح یک صنعت یا اقتصاد مشترک هستند نادیده می‌گیرند. همچنین، یک مشکل مدل‌های عرضی مقطعی، که در سطح صنعت برازش می‌شوند، این است که ازآنجاکه این مدل‌ها برای هر سال به‌طور جداگانه برازش می‌شوند، اثر معکوس شدن اقلام تعهدی را کنترل نمی‌کنند و مضافا، ناهمگونی شرکت‌ها درون یک صنعت را نادیده می‌گیرند. برازش مدل‌های تعهدی با استفاده از داده‌های پانلی می‌تواند علاوه بر کنترل ناهمگونی مشاهده نشده بین مقاطع (یعنی شرکت‌ها)، با افزایش حجم نمونه در دسترس کارایی تخمین را افزایش دهد (کریستودولو و سارافیدز، ۲۰۰۸).

بررسی رابطه اقلام تعهدی اختیاری و متغیرهای انگیزاننده مدیریت سود

به منظور بررسی رابطه اقلام تعهدی اختیاری (DA) و متغیرهای انگیزاننده آن طبق فرضیه پاداش، بدهی و هزینه‌های سیاسی، از مدل رگرسیونی زیر استفاده می‌شود، که به صورت تلفیقی در سطح کل نمونه و با کنترل اثر صنعت و سال برازش می‌شود:

مدل ۱
$$DA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 NI_{i,t} + \alpha_2 CFO_{i,t} + \alpha_3 SIZE_{i,t} + \alpha_4 LEV_{i,t} + \sum \mu_k IND_K + \sum \delta_j YEAR_j + \varepsilon_{i,t}$$

که در آن:

DA: اقلام تعهدی اختیاری برآورد شده طبق هر یک از ۷ مدل تعهدی است که در قسمت قبل معرفی شدند. NI: سود خالص قبل از مالیات تقسیم بر میانگین دارایی‌ها؛ CFO: جریان‌های نقدی عملیاتی تقسیم بر میانگین دارایی‌ها؛ SIZE: اندازه شرکت (لگاریتم مجموع دارایی‌ها)؛ LEV: اهرم (نسبت بدهی به جمع دارایی‌ها. دلیل انتخاب این معیار در بخش آمار توصیفی تشریح می‌شود)؛ IND: یک متغیر مصنوعی است که اگر مشاهده به صنعت k تعلق داشته باشد ارزش یک و در غیر این صورت ارزش صفر به خود می‌گیرد؛ YEAR: یک متغیر مصنوعی است که اگر مشاهده به سال t تعلق داشته باشد ارزش یک و در غیر این صورت ارزش صفر به خود می‌گیرد؛ و ε: جزء اخلال یا خطا در مدل است.

جدول۱- علامت همبستگی مورد انتظار اقلام تعهدی اختیاری/غیراختیاری با متغیرهای جداکننده

	علامت همبستگی مورد انتظار طبق فرضیه‌های تحقیق	علامت همبستگی مورد انتظار طبق فرضیه-های تئوری اثباتی یا پیشینه
	NDA	**DA**
NI	+	+ یا −
CFO	−	+ یا −
SIZE	+	−
LEV	−	+

علامت مورد انتظار همبستگی اقلام تعهدی اختیاری و متغیرهای جداکننده NI، CFO، SIZE، LEV طبق فرضیه‌های تئوری اثباتی یا پیشینه در جدول ۱ ارائه‌شده است. برای مثال، کالینز و همکاران (۱۹۸۱) و هیلی (۱۹۸۵)، به ترتیب، انتظار یک همبستگی مثبت و منفی بین DA و متغیرهای عملکرد مالی دارند. در ستون دیگر این جدول، علامت مورد انتظار طبق فرضیه‌های تحقیق برای همبستگی متغیرهای جداکننده و اقلام تعهدی غیراختیاری (NDA) ارائه‌شده است. در صورتی که همبستگی NDA و متغیرهای جداکننده کنترل نشود، انتظار می‌رود بخشی از NDA به اشتباه به DA اضافه شود. در نتیجه، اقلام تعهدی اختیاری دارای خطایی خواهد بود که علامت همبستگی آن با متغیر جداکننده مشابه علامت همبستگی NDA و متغیر جداکننده است. مطابق توضیحات

ارائه‌شده در بخش ادبیات نظری، بسته به علامت و بزرگی این همبستگی، ضرایب مدل رگرسیونی ۱ تحت تاثیر قرار می‌گیرد. مثلا، ازآنجاکه علامت مورد انتظار همبستگی NDA و SIZE عکس علامت همبستگی DA و SIZE طبق فرضیه سیاسی است، انتظار می‌رود ضریب SIZE در مدل ۱ به سمت صفر میل کند، یا حتی دارای علامتی خلاف انتظار فرضیه سیاسی باشد. در چنین شرایطی محقق احتمالا نمی‌تواند شواهدی از مدیریت سود کاهنده در شرکت‌های بزرگ مشاهده کند.

شبیه سازی خطای نوع اول

درتحقیق حاضر، به منظور شبیه‌سازی مونت‌کارلویی خطای نوع اول از الگوی دیچاو و همکاران (۱۹۹۵) و کوتاری و همکاران (۲۰۰۵: ۱۷۵)، به شرح زیر استفاده می‌شود:

۱- اقلام تعهدی اختیاری (DA)، با استفاده از ۷ مدل تعهدی به صورت جداگانه برآورد می‌شود.

۲- اقلام تعهدی اختیاری برآورد شده بر حسب دهک‌های متغیرهای جداکننده به ده گروه تقسیم می‌شوند. دهک‌های متغیرهای جداکننده از کمترین (دهک اول) به بیشترین (دهک آخر) هستند. متغیرهای جداکننده عبارت هستند از NI، CFO، SIZE، LEV.

۳- از هر دهک توزیع شرطی اقلام تعهدی اختیاری یک نمونه تصادفی متشکل از ۳۰ مشاهده انتخاب می‌گردد.

۴- برای نمونه تصادفی انتخاب شده از اقلام تعهدی اختیاری، آزمون فرض صفر $H_0: \overline{DA} = 0$ در مقابل فرض‌های نقیض $H_a: \overline{DA} > 0$ و $H_a: \overline{DA} < 0$ انجام می‌شود. آماره این آزمون دارای توزیع t با درجه آزادی n-1 است که به شرح زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \overline{DA} / (s(DA)/\sqrt{N})$$

که در آن، $\overline{DA} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} DA_{i,t}$ و $s(DA) = \sqrt{\sum_{i=1}^{N}(DA_{i,t} - \overline{DA})^2 / N - 1}$ است. آزمون فرض صفر در مقابل هر یک از فرض‌های نقیض به صورت یک دامنه و در سطح خطای ۵ درصد انجام می‌شود.

۵- با تکرار نمونه‌گیری برای ۱۰۰ بار، و انجام آزمون فرض صفر برای هر نمونه تصادفی انتخاب شده، نرخ دفعات رد فرض صفر محاسبه می‌شود. مثلا، اگر در ۱۰۰ بار نمونه-گیری، ۴ بار فرض صفر $H_0: \overline{DA} = 0$ به نفع فرض نقیض $H_a: \overline{DA} > 0$ رد شد،

نرخ رد فرض صفر برابر ۴٪ خواهد بود.

ازآنجاکه نمونه‌های اقلام تعهدی اختیاری (DA) به صورت تصادفی از هر دهک متغیر جداکننده انتخاب می‌شود، به‌طور سیستماتیک یک رابطه علّی بین اقلام تعهدی اختیاری و متغیر جداکننده وجود ندارد (دیچاو و همکاران، ۱۹۹۵). بنابر این در صورتی که تصریح مدل‌های تعهدی باعث افزایش خطای نوع اول و دوم نشود، انتظار می‌رود که نرخ رد فرض صفر مشاهده شده با نرخ رد مورد انتظار در سطح خطای تعیین شده مغایر نباشد. نرخ اسمی و مورد انتظار رد فرض صفر در سطح خطای تعیین شده ۵ درصد برابر با ۰/۰۵ است. در صورتی که نرخ رد مشاهده‌شده به شکل معنی‌داری از نرخ مورد انتظار ۵ درصد بزرگتر باشد به این معنا است که احتمال این که محقق به نادرستی فرض صفرِ عدم وقوع مدیریت سود را به نفع فرضیه نقیضِ وقوع مدیریت سود کاهنده یا افزاینده رد کند افزایش می‌یابد. این مسئله باعث افزایش خطای نوع اول می‌شود. در صورتی که نرخ رد مشاهده‌شده به شکل معنی‌داری از نرخ مورد انتظار ۵ درصد کمتر باشد به این معنا است که احتمال این که محقق به نادرستی فرضیه صفر $H_0: \overline{DA} = 0$ را بپذیرد در حالی که فرضیه نقیض $H_a: \overline{DA} > 0$ یا $H_a: \overline{DA} < 0$ درست است افزایش می‌یابد. این مسئله باعث افزایش خطای نوع دوم می‌شود.

یافته‌های تحقیق

آمار توصیفی

آمار توصیفی متغیرهای تحقیق در جدول ۲ ارائه‌شده است. میانگین و میانه بالای نسبت بدهی به دارایی، احتمالا به دلیل پایین بودن ارزش تاریخی دارایی‌ها و تورم است. همچنین مقادیر بزرگتر از یک، به دلیل منفی بودن حقوق صاحبان سرمایه و زیان انباشته بالا است که باعث می‌شود بدهی از کل دارایی‌ها بزرگتر شود. بنابر این بخش عمده‌ای از بالاترین دهک نسبت بدهی به دارایی متعلق به شرکت‌های دارای زیان انباشته منفی کننده حقوق صاحبان سهام است. در صورت استفاده از نسبت بدهی به حقوق صاحبان سرمایه، شرکت-هایی که حقوق صاحبان سهام منفی دارند به‌طور خودکار در پایین‌ترین دهک قرار می-گیرند (اگرچه لزوما دارای بدهی پایین نیستند). به دلیل این مشکل نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام، استفاده از نسبت بدهی به دارایی مناسب‌تر است، اگرچه لازم است تا به جای استفاده از دهک بالا، به عنوان معیار اهرم بالا، از پنجک یا چارک بالا به عنوان معیار

اهرم بالا استفاده شود تا تنها شرکت‌هایی که زیان انباشته منفی کننده حقوق صاحبان سهام دارند به عنوان شرکت‌های دارای اهرم بالا طبقه‌بندی نشوند. راهکار دیگر برای کاهش نویز، حذف مشاهدات منفی حقوق صاحبان سهام از نمونه است. تعداد کل مشاهدات منفی حقوق صاحبان سهام در نمونه ۱۴۱ مشاهده است. تعداد این مشاهدات از سال ۱۳۸۷ به بعد یک روند صعودی دارد.

جدول ۲- آمار توصیفی متغیرهای تحقیق برای کل نمونه

	میانگین	میانه	کمترین	دهک اول	دهک آخر	بیشترین	چولگی	کشیدگی
ΔS_t	۰/۱۲۰	۰/۰۹۸	−۰/۵۵۸	−۰/۱۵۷	۰/۴۱۵	۱/۰۲۶	۰/۷۰	۲/۱۴
TA_t	۰/۱۱۰	۰/۰۹۲	−۰/۳۲۳	−۰/۰۹۲	۰/۲۹۸	۰/۶۶۷	۰/۴۷	۰/۸۳
CFO_t	۰/۰۲۳	۰/۰۲۴	−۰/۳۷۶	۰/۱۱۸	۰/۱۶۰	۰/۳۷۹	−۰/۱۵	۱/۴۴
NI_t	۰/۱۳۲	۰/۱۰۸	−۰/۲۶۲	−۰/۰۳۸	۰/۳۵۱	۰/۶۳۵	۰/۶۳	۰/۹۹
PPE_t	۰/۲۷۶	۰/۲۲۹	۰/۰۰۵	۰/۰۶۴	۰/۵۵۶	۰/۸۸۸	۱/۰۰	۰/۵۹
LEV_t	۰/۷۱۸	۰/۷۰۸	۰/۱۹۵	۰/۴۴۲	۰/۹۸۷	۱/۷۱۷	۰/۸۶	۲/۳۲
LEV_t^*	۰/۶۶۲	۰/۶۸۵	۰/۱۹۵	۰/۳۹۱	۰/۹۰۰	۰/۹۹۹	−۰/۴۷	−۰/۴۵
$SIZE_t$	۱۱/۷۰	۱۱/۶۴	۱۰/۴۶	۱۰/۹۹	۱۲/۴۶	۱۳/۷۰	۰/۷۳۱	۰/۸۵۳
تعداد مشاهدات	۲۶۴۲ مشاهده							

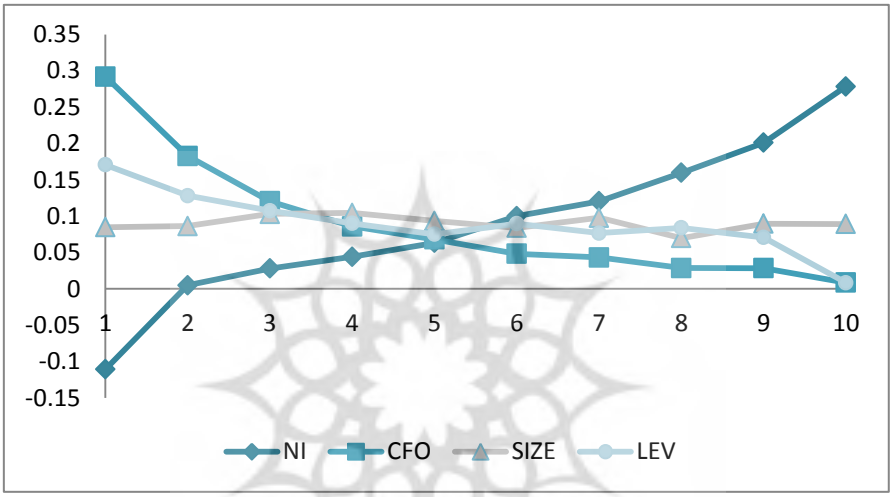
کلیه متغیرها، به منظور کاهش ناهمسانی واریانس بر میانگین دارایی‌های دوره تقسیم شده‌اند. کلیه متغیرها در سطح صدک اول و صدک نود و نهم توزیع خود وینسوره شده‌اند. کل نمونه شامل ۲۶۴۲ مشاهده از شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران برای یک دوره ۱۴ ساله از ۱۳۸۱ لغایت ۱۳۹۴ است. تعریف متغیرها به این شرح است: **S** ذ: تغییر فروش. **TA**: کل اقلام تعهدی. **CFO**: جریان‌های نقدی عملیاتی تعدیل‌شده. **NI**: سود خالص قبل از مالیات. **PPE**: اموال، ماشین آلات و تجهیزات. **LEV**: نسبت بدهی به دارایی. ***LEV**: نسبت بدهی به دارایی (با حذف مشاهدات منفی حقوق صاحبان سهام از نمونه). **SIZE**: اندازه شرکت.

جدول ۳- ضرایب همبستگی پیرسون

	ΔS_t	TA_t	CFO_t	NI_t	PPE_t	LEV_t	LEV_t^*	$LOGA_t$
ΔS_t								
TA_t	۰/۲۱۲							
CFO_t	۰/۱۴۱	−۰/۵۲۲						
NI_t	۰/۳۶۶	۰/۶۸۲	۰/۲۵۵					
PPE_t	۰/۰۳۹	−۰/۱۳۱	۰/۲۲۹	۰/۰۴۶				
LEV_t	۰/۰۲۴	−۰/۲۶۴	−۰/۱۷۱	−۰/۴۳۵	−۰/۰۹۸			
LEV_t^*	۰/۰۴۱	−۰/۱۸۱	−۰/۱۷۰	−۰/۳۵۴	−۰/۰۹۱	---		

$\mathbf{A_t}$	۰/۳۵۸	۰/۶۱۸	۰/۳۰۶	۰/۶۹۳	۰/۸۳۴	۰/۱۱۵	-۰/۰۳۲	

مقدار بحرانی ضریب همبستگی پیرسون در سطح ۵ درصد (دو دامنه) برای ۲۶۴۲ مشاهده برابر با ۰/۰۳۸ است. هنگام محاسبه ضریب همبستگی جمع دارایی‌ها (**A**) با دیگر متغیرها، از مقادیر مقیاس زدایی نشده این متغیرها استفاده شده است. تعریف متغیرها به شرح زیر است: **S** : تغییر فروش. **TA**: کل اقلام تعهدی. **CFO**: جریان‌های نقدی عملیاتی تعدیل‌شده. **NI**: سود خالص قبل از مالیات. **PPE**: اموال، ماشین آلات و تجهیزات. **LEV**: نسبت بدهی به دارایی. ***LEV**: نسبت بدهی به دارایی (با حذف مشاهدات منفی حقوق صاحبان سهام از نمونه). **SIZE**: اندازه شرکت.



نمودار ۱- میانگین کل اقلام تعهدی در دهک‌های متغیرهای جداکننده

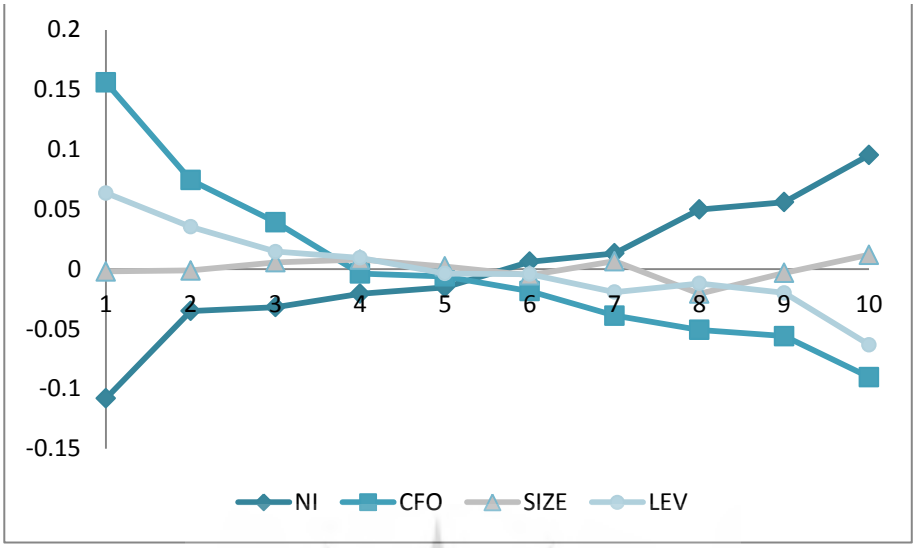
در جدول **۳**، ضرایب همبستگی پیرسون متغیرهای تحقیق ارائه‌شده است. مطابق انتظار یک همبستگی قوی و با علامت مورد انتظار بین اقلام تعهدی و متغیرهای عملکرد مالی (سود، جریان‌های نقدی عملیاتی) وجود دارد. مطابق پیش‌بینی تحقیق، یک همبستگی منفی قوی بین اقلام تعهدی و نسبت بدهی به دارایی‌ها وجود دارد (۰/۲۶۴-=). بین متغیرهای مقیاس زدایی نشده اقلام تعهدی و سود خالص با جمع دارایی‌ها یک همبستگی مثبت و قوی وجود دارد (مقادیر مقیاس زدایی شده این متغیرها، به دلیل تقسیم شدن بر میانگین دارایی‌ها، همبستگی ضعیف‌تری با جمع دارایی‌ها نشان می‌دهند، زیرا در محاسبه مقادیر مقیاس زدایی شده صورت کسر دارای همبستگی مثبت با جمع دارایی‌ها و مخرج کسر دارای همبستگی منفی با جمع دارایی‌ها است). این یافته نشان می‌دهد که، مطابق پیش‌بینی تحقیق، بین اندازه شرکت و اقلام تعهدی رابطه مثبت وجود دارد.

در نمودار ۱، میانگین کل اقلام تعهدی (TA) بر حسب دهک‌های متغیرهای جداکننده نمایش داده شده است. مطابق پیش‌بینی تحقیق، یک همبستگی مثبت بین اقلام تعهدی و سود خالص قبل از مالیات (NI) قابل‌مشاهده است و میانگین اقلام تعهدی با یک روند صعودی یکنواخت در طبقات NI افزایش می‌یابد.. به همین ترتیب، نمودار یک همبستگی معکوس بین اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی عملیاتی (CFO) را نشان می‌دهد. میانگین اقلام تعهدی از ۰/۲۹۲ در دهک اول CFO به ۰/۰۰۹ در دهک آخر آن کاهش می‌یابد. همچنین یک همبستگی معکوس با شیب ملایم‌تر بین اقلام تعهدی و اهرم وجود دارد. میانگین اقلام تعهدی از ۰/۱۷۰ در دهک اول LEV به ۰/۰۰۸ در دهک آخر آن کاهش می‌یابد. برخلاف پیش‌بینی تحقیق، میانگین اقلام تعهدی در طبقات اندازه شرکت (SIZE) تغییر محسوسی ندارد.

جدول ۴- آمار توصیفی برای توزیع شرطی اقلام تعهدی اختیاری بر حسب دهک‌های کرانی متغیرهای جداکننده

		مدل جونز	مدل جونز تعدیل‌شده	مدل مک نیکولز	مدل جونز با کنترل ROA_t	مدل جونز با کنترل ROA_{t-1}	مدل جونز تعدیل‌شده با کنترل ROA_t	مدل جونز تعدیل‌شده با کنترل ROA_{t-1}
		میانگین	میانگین	میانگین	میانگین	میانگین	میانگین	میانگین
NI	دهک اول	-۰/۱۰۸*	-۰/۱۲۰*	-۰/۰۳۳*	-۰/۰۵۷*	-۰/۰۷۸*	-۰/۰۵۸*	-۰/۰۸۸*
	دهک آخر	۰/۰۹۵*	۰/۱۰۶*	۰/۰۳۷*	۰/۰۲۲*	۰/۰۴۶*	۰/۰۲۱*	۰/۰۵۴*
CFO	دهک اول	۰/۱۷۵*	۰/۱۷۹*	۰/۰۰۸	۰/۱۸۷*	۰/۱۷۹*	۰/۱۸۷*	۰/۱۸۴*
	دهک آخر	-۰/۱۰۰*	-۰/۰۹۷*	۰/۰۶۶	-۰/۱۳۴*	-۰/۱۲۱*	-۰/۱۳۱*	-۰/۱۱۹*
SIZE	دهک اول	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۷	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۵
	دهک آخر	۰/۰۱۲	۰/۰۱۲	۰/۰۰۴	۰/۰۰۱	۰/۰۰۵	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۴
LEV	پنجک اول	۰/۰۴۱*	۰/۰۴۰*	۰/۰۲۲*	۰/۰۱۴*	۰/۰۲۲*	۰/۰۱۲*	۰/۰۲۰*
	پنجک آخر	-۰/۰۲۴*	-۰/۰۲۲*	-۰/۰۱۹*	-۰/۰۰۸	-۰/۰۱۴*	-۰/۰۰۶	-۰/۰۱۲
LEV*	دهک اول	۰/۰۶۶*	۰/۰۶۴*	۰/۰۵۷*	۰/۰۲۱*	۰/۰۲۶*	۰/۰۱۹*	۰/۰۲۴*
	دهک آخر	-۰/۰۱۲*	-۰/۰۱۱	-۰/۰۱۷*	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	۰/۰۰۱

جدول فوق، میانگین اقلام تعهدی اختیاری را برای هر یک از طبقات متغیرهای جداکننده مشخص شده نشان می‌دهد. متغیرهای مشخص شده به این شرح هستند: NI سود خالص قبل از مالیات، CFO جریان‌های نقدی عملیاتی، SIZE اندازه شرکت (لگاریتم طبیعی جمع دارایی‌ها)، و LEV اهرم (نسبت بدهی به دارایی) است. *LEV نسبت بدهی به دارایی با حذف مشاهدات منفی حقوق صاحبان سهام است. برای هر میانگین، آزمون غیرصفر بودن آن با استفاده از آزمون تفاوت میانگین نسبت به عدد ثابت که دارای توزیع t است انجام شده است. مقادیر ستاره دار شده در سطح ۵ درصد متفاوت از صفر هستند.



نمودار ۲- میانگین اقلام تعهدی اختیاری برآوردی طبق مدل جونز در دهک‌های متغیر جداکننده

جدول ۴، میانگین اقلام تعهدی اختیاری را برای دهک‌های کرانی متغیرهای جداکننده نشان می‌دهد. نتایج این جدول نشان می‌دهد که میانگین اقلام تعهدی اختیاری در دهک-های کرانی متغیرهای جداکننده (به استثنای اندازه شرکت) اختلاف معنی‌داری با صفر دارد. میانگین اقلام تعهدی اختیاری محاسبه شده توسط مدل جونز در دهک اول و دهم NI به ترتیب ۰/۱۰۸- و ۰/۰۹۵ است که به شکل معنی‌داری با صفر اختلاف دارد. به‌طور کلی روند تغییر علامت میانگین DA از دهک اول به دهک آخر مطابق علامت همبستگی مورد انتظار اقلام تعهدی غیراختیاری و متغیرهای جداکننده است. نمودار ۲، شواهد دیگری در پشتیبانی از فرضیه‌های تحقیق فراهم می‌آورد. در این نمودار، میانگین شرطی اقلام تعهدی اختیاری که با استفاده از مدل جونز برآورد شده در دهک‌های متغیرهای جداکننده ارائه‌شده است. همچنان که مشاهده می‌شود رفتار میانگین اقلام تعهدی اختیاری در دهک‌های متغیرهای جداکننده تا حد بالایی مطابق رفتار میانگین اقلام تعهدی در دهک‌های متغیرهای جداکننده است.

نتایج برازش مدل رگرسیونی ۱

نتایج برازش مدل رگرسیونی ۱ در جدول ۵ ارائه‌شده است. این مدل به صورت تلفیقی و در کل نمونه با کنترل اثر سال و صنعت برازش شده است. به منظور تحلیل حساسیت نتایج،

این مدل با استفاده از مدل اثرات ثابت نیز در کل نمونه برازش گردید و نتایج یکسانی مشاهده شد (این نتایج در جداول ارائه نشده است). همچنان‌که در جدول ۵ مشاهده می‌شود، در رگرسیون اقلام تعهدی اختیاری با متغیرهای جداکننده، علامت ضرایب رگرسیون با علامت مورد انتظارِ همبستگی خطای اقلام تعهدی اختیاری و متغیرها جداکننده، که انتظار می رود به دلیل عدم کنترل همبستگی اقلام تعهدی غیراختیاری و متغیرهای جداکننده ایجاد شده باشد، انطباق دارد. ضریب متغیر اندازه شرکت (SIZE) برای مدل برازش شده با DAهای برآوردی طبق مدل جونز، جونز تعدیل‌شده و مک نیکولز مثبت و معنی‌دار است، که خلاف همبستگی مورد انتظار DA و SIZE طبق فرضیه سیاسی است. ضریب SIZE هنگامی‌که بازده دارایی‌های دوره جاری یا دوره قبل در مدل جونز و جونز تعدیل‌شده کنترل می‌شود، معنی‌دار نیست. این یافته مطابق انتظار است، زیرا همچنانکه در فرضیه سوم تحقیق اشاره شد، به دلیل افزایش حاشیه سود ناشی از مزیت رقابتی و صرفه‌جویی در مقیاس، انتظار می‌رود یک همبستگی مثبت بین اقلام تعهدی غیراختیاری و اندازه شرکت وجود داشته باشد. کنترل بازده دوره جاری یا دوره قبل در مدل تعهدی می‌تواند تا اندازه‌ای این همبستگی NDA و SIZE را کنترل کند. به همین ترتیب، و خلاف ضریب مورد انتظار طبق فرضیه بدهی، ضریب اهرم (LEV) در مدل رگرسیونی منفی و معنی‌دار است. این یافته می‌تواند نشان دهد که به دلیل عدم کنترل همبستگی NDA و اهرم، بخشی از NDA به DA اضافه شده است.

بخش عمده تغییرات متغیر وابسته DA در مدل ۱، ناشی از دو متغیر سود و جریان‌های نقدی عملیاتی است که، همچنانکه پیشتر مشاهده شد، دارای یک همبستگی قوی با اقلام تعهدی هستند. به همین دلیل هنگامی‌که در برآورد اقلام تعهدی اختیاری، رابطه سود یا جریان‌های نقدی عملیاتی با اقلام تعهدی غیراختیاری کنترل می‌شود (برای مثال در مدل مک نیکولز و مدل‌های کوتاری و همکاران)، خطای اندازه‌گیری DA، که ناشی از وجود بخشی از اقلام تعهدی غیراختیاری در DA است، کاهش می‌یابد و نتیجتا ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل رگرسیونی ۱ کوچکتر می‌شود. در حالتی که تمام اقلام تعهدی مشاهده‌شده یعنی TA به عنوان DA در نظر گرفته شود، ضریب تعیین مدل ۱ نزدیک یک خواهد بود. بر این اساس، هرچقدر ضریب تعیین مدل مزبور بیشتر باشد، خطای اندازه‌گیری DA بیشتر است. ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل برازش شده با DA برآوردی طبق مدل مک نیکولز ۰/۲۳ است که اختلاف قابل ملاحظه‌ای با مدل جونز و جونز تعدیل‌شده

(به ترتیب، با ضریب تعیین تعدیل‌شده ۰/۸۸ و ۰/۹۲) دارد.

جدول ۵- نتایج برازش مدل رگرسیونی ۱

	ESDA	ESE	مدل جونز	مدل جونز تعدیل‌شده	مدل مک نیکولز	مدل جونز با کنترل ROA_t	مدل جونز با کنترل ROA_{t-1}	مدل جونز تعدیل‌شده با کنترل ROA_t	مدل جونز تعدیل‌شده با کنترل ROA_{t-1}
Intercept	؟	؟	−۰/۱۸۸ (−۶/۱۲۱)	−۰/۲۱۰ (−۶/۴۵۸)	−۰/۱۲۷ (−۳/۹۶۰)	−۰/۰۹۰ (−۳/۲۵۹)	−۰/۰۷۸ (−۲/۷۷۸)	−۰/۰۸۵ (۳/۰۲۶)	−۰/۰۸۷ (−۲/۹۳۳)
NI	−/+	+	۰/۶۸۴ (۴۸/۸۹)	۰/۷۵۱ (۵۵/۵۸)	۰/۲۲۱ (۴/۲۹۰)	۰/۳۱۹ (۱۷/۲۳)	۰/۳۹۳ (۱۸/۸۵)	۰/۳۱۷ (۱۶/۳۸)	۰/۴۴۳ (۲۰/۲۶)
CFO	+/−	-	−۰/۹۳۱ (−۷۰/۵۵)	−۰/۹۴۱ (−۷۵/۳۲)	−۰/۰۸۶ (−۴/۲۹۰)	−۰/۹۴۷ (−۷۰/۱۶)	−۰/۹۰۰ (−۵۷/۶۴)	−۰/۹۳۱ (−۶۶/۷۷)	−۰/۹۱۰ (−۵۷/۸۹)
SIZE	−	+	۰/۰۰۶ (۳/۳۳۸)	۰/۰۰۶ (۳/۱۳۸)	۰/۰۱۰ (۴/۴۹۸)	۰/۰۰۱ (۰/۴۵۹)	۰/۰۰۱ (۰/۶۳۱)	۰/۰۰۰ (۰/۲۲۵)	۰/۰۰۰ (۰/۲۵۲)
LEV	+	−	−۰/۰۴۱ (−۶/۱۳۳)	−۰/۰۲۰ (−۳/۷۴۴)	−۰/۰۸۶ (−۶/۷۴۹)	−۰/۰۳۸ (−۴/۲۹۴)	−۰/۰۲۰ (−۲/۰۹۷)	−۰/۰۳۲ (−۳/۵۵۶)	−۰/۰۰۳ (−۰/۲۶۵)
$\sum IND$			--	--	--	--	--	--	--
$\sum YEAR$			--	--	--	--	--	--	--
ضریب تعیین تعدیل‌شده			۰/۸۸	۰/۹۲	۰/۲۶	۰/۸۳	۰/۷۶	۰/۸۱	۰/۷۷

کلیه مدل‌ها در سطح کل نمونه (با ۲۶۴۲ مشاهده برای دوره زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۴) و به صورت تلفیقی برازش شده‌اند. به منظور تصحیح ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی، خطای استاندارد مورد نیاز برای محاسبه مقدار آماره t ضرایب با استفاده از تخمین زن Newey-West با ۲ مرتبه تاخیر برآورد شده است. مقدار آماره t ضرایب رگرسیون در پرانتز ارائه‌شده است. قدر مطلق مقدار بحرانی آماره t در سطح خطای پنج درصد (دو دامنه)، ۱/۹۶ است. ESDA علامت مورد انتظار ضریب رگرسیونی طبق تئوری اثباتی یا پیشینه تحقیق را نشان می‌دهد. ESE علامت مورد انتظار همبستگی خطای اندازه‌گیری اقلام تعهدی اختیاری و متغیر جداکننده را طبق فرضیه‌های تحقیق، و با فرض عدم کنترل رابطه اقلام تعهدی غیراختیاری و متغیر جداکننده، نشان می‌دهد.

نتایج شبیه‌سازی خطای نوع اول

نتایج شبیه‌سازی خطای نوع اول مدل‌های تعهدی در جدول ۶ ارائه‌شده است. در تابلوی اول و دوم، به ترتیب، نرخ دفعات رد فرض صفر عدم وقوع مدیریت سود در مقابل فرض نقیض مدیریت سود افزاینده و کاهنده قابل‌مشاهده است. در مرحله اول شبیه‌سازی، آزمون تصریح مدل‌های تعهدی با استفاده از نمونه‌های تصادفی از کل نمونه انجام شد. همچنانکه در این جدول مشاهده می‌شود، به‌طور کلی، هنگامی‌که نمونه‌های تصادفی اقلام تعهدی اختیاری از کل نمونه انتخاب می‌شوند، کلیه مدل‌های تعهدی عملکرد خوبی دارند و خطای نوع اول را افزایش نمی‌دهند.

در شبیه‌سازی دوم، نمونه‌های تصادفی اقلام تعهدی اختیاری از دهک‌های کرانی متغیرهای جداکننده انتخاب شدند. مطابق دیچاو و همکاران (۱۹۹۵: ۲۰۶)، به دلیل انتخاب

تصادفی نمونه‌های اقلام تعهدی اختیاری از دهک کرانی متغیر جداکننده، سناریویی ایجاد می‌شود که در آن خود متغیر جداکننده عامل علّی مدیریت سود نیست، و در نتیجه، افزایش نرخ دفعات رد فرض عدم وقوع مدیریت سود به منزله افزایش خطای نوع اول است.

مطابق تابلوی اول جدول ۶، که نرخ رد فرض صفر در مقابل فرض نقیض مدیریت سود افزاینده را نشان می‌دهد، نرخ رد فرض صفر برای نمونه‌های تصادفی اقلام تعهدی اختیاری مدل جونز و جونز تعدیل‌شده که از دهک اول (دهک آخر) NI انتخاب شده‌اند به ترتیب ۰٪ (۹۷٪) و ۰٪ (۱۰۰٪) است که به‌طور معنی‌داری از نرخ رد مورد انتظار ۵٪ اسمی کمتر (بیشتر) است. در تابلو دوم، که نرخ رد فرض صفر در مقابل فرض نقیض وقوع مدیریت سود کاهنده را نشان می‌دهد، نرخ رد فرض صفر برای نمونه‌های تصادفی اقلام تعهدی اختیاری مدل جونز و جونز تعدیل‌شده از دهک اول (دهک آخر) NI به ترتیب ۱۰۰٪ (۰٪) و ۱۰۰٪ (۰٪) است که به‌طور معنی‌داری از نرخ رد مورد انتظار ۵٪ اسمی بیشتر (کمتر) است. مطابق این شواهد، احتمال این که در صورت استفاده از مدل جونز و جونز تعدیل‌شده، در شرکت‌های با سود کرانی پایین (بالا) یک مدیریت سود افزاینده (کاهنده) کشف شود اندک است. همچنین، احتمال این که در شرکت‌های با سود کرانی بالا (پایین) به نادرستی فرض صفر در مقابل فرض نقیض مدیریت سود افزاینده (کاهنده) رد شود بالا است. این یافته با شواهد دیچاو و همکاران (۱۹۹۵) و کوتاری و همکاران (۲۰۰۵) انطباق دارد و فرضیه اول تحقیق را تایید می‌کند. همچنین، نتایج ارائه‌شده نشان می‌دهد که کنترل ROA دوره جاری و دوره قبل اگر چه باعث بهبود در کاهش خطای نوع اول مدل‌های تعهدی
جونز و جونز تعدیل‌شده می‌گردد با این وجود اضافه کردن این متغیرها به مدل قادر نیست خطای نوع اول مدل‌های تعهدی را به سطح قابل قبول کاهش دهد.

جدول ۶- نتایج شبیه سازی خطای نوع اول

تابلوی اول		$H_a: \overline{DA} > 0$						
		مدل جونز	مدل جونز تعدیل‌شده	مدل مک نیکولز	مدل جونز با کنترل ROA_t	مدل جونز با کنترل ROA_{t-1}	مدل جونز تعدیل‌شده با کنترل ROA_t	مدل جونز تعدیل‌شده با کنترل ROA_{t-1}
کل نمونه		٪۴	٪۴	٪۴	٪۵	٪۵	٪۴	٪۴
NI	دهک اول	٭٪۰	٭٪۰	٭٪۰	٭٪۰	٭٪۰	٭٪۰	٭٪۰
	دهک آخر	٭٭٪۹۷	٭٭٪۱۰۰	٭٭٪۸۹	٭٭٪۱۸	٭٭٪۴۲	٭٭٪۱۵	٭٭٪۵۵
CFO	دهک اول	٭٭٪۱۰۰	٭٭٪۱۰۰	٭٭٪۱۴	٭٭٪۱۰۰	٭٭٪۱۰۰	٭٭٪۱۰۰	٭٭٪۱۰۰
	دهک آخر	٭٪۰	٭٪۰	٭٭۰/۱۶	٭٪۰	٭٪۰	٭٪۰	٭٪۰
SIZE	دهک اول	٪۲	٪۳	٪۵	٭٪۱	٭٪۱	٭٪۰	٭٪۱
	دهک آخر	٭٭٪۱۳	٭٭٪۱۱	٪۶	٪۴	٭٭٪۱۰	٪۴	٪۷
LEV	پنجک اول	٭٭٪۵۰	٭٭٪۴۸	٭٭٪۶۲	٭٭٪۱۵	٭٭٪۲۲	٭٭٪۱۴	٭٭٪۱۹
	پنجک آخر	٭٪۰	٭٪۰	٭٪۰	٭٪۰	٭٪۰	٭٪۰	٭٪۰
LEV*	دهک اول	٭٭٪۹۳	٭٭٪۸۹	٭٭٪۹۵	٭٭٪۴۶	٭٭٪۴۶	٭٭٪۴۱	٭٭٪۳۷
	دهک آخر	٭٪۰	٭٪۰	٭٪۰	٪۳	٪۳	٪۳	٪۴
تابلوی دوم		$H_a: \overline{DA} < 0$						
کل نمونه		٪۵	٪۵	٪۶	٪۵	٪۶	٪۶	٪۵
NI	دهک اول	٭٭٪۱۰۰	٭٭٪۱۰۰	٭٭٪۶۲	٭٭٪۸۶	٭٭٪۹۹	٭٭٪۹۰	٭٭٪۱۰۰
	دهک آخر	٭٪۰	٭٪۰	٭٪۰	٭٪۰	٭٪۰	٭٪۰	٭٪۰
CFO	دهک اول	٭٪۰	٭٪۰	٪۳	٭٪۰	٭٪۰	٭٪۰	٭٪۰

	دهک آخر	٪۱۰۰**	۰/۹۸**	٪۱*	٪۱۰۰**	٪۱۰۰**	٪۱۰۰**	٪۱۰۰**
SIZE	دهک اول	٪۱۵**	٪۱۴**	٪۱۷**	٪۲۲**	٪۱۶**	٪۲۲**	٪۱۹**
	دهک آخر	۰/۰۳	۰/۰۳	٪۰*	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۳
LEV	پنجک اول	٪۰*	٪۰*	٪۰*	٪۳	٪۲	٪۲	٪۲
	پنجک آخر	٪۳۸**	٪۳۴**	٪۸۲**	٪۱۲**	٪۱۷**	٪۱۲**	٪۱۵**
LEV*	دهک اول	٪۰*	٪۰*	٪۰*	٪۰*	٪۰*	٪۰*	٪۰*
	دهک آخر	٪۱۸**	٪۱۶**	٪۳۴**	٪۶	٪۸	٪۵	٪۸

جدول فوق، شبیه سازی خطای نوع اول مدل‌های تعهدی را برای توزیع شرطی اقلام تعهدی اختیاری بر حسب متغیرهای مشخص شده نشان می‌دهد. متغیرهای مشخص شده به این شرح هستند: **NI** سود خالص، **CFO** جریان‌های نقدی عملیاتی تعدیل‌شده ، **SIZE** اندازه شرکت و **LEV** نسبت بدهی به دارایی است. ***LEV** نسبت بدهی به دارایی با حذف مشاهدات منفی حقوق صاحبان سهام است. در تابلوی اول، نرخ دفعات رد فرض صفر عدم وقوع مدیریت سود در مقابل فرض نقیض وقوع مدیریت سود افزاینده ارائه‌شده است. در تابلوی دوم، نرخ رد فرض صفر در مقابل فرض نقیض وقوع مدیریت سود کاهنده ارائه‌شده است. شبیه سازی خطای نوع اول برای کل نمونه و دهک‌های کرانی بر اساس به ترتیب ۱۰۰۰ و ۱۰۰ بار نمونه گیری تصادفی ۱۰۰ و ۳۰ تایی از مشاهدات اقلام تعهدی اختیاری انجام شده است. معنی داری تفاوت نرخ های رد مشاهده‌شده از مقدار ۵٪ اسمی با آزمون دوجمله‌ای آزمون شده است. مقادیر با یک ستاره (*) با اطمینان ۹۵ درصد (آزمون یک طرفه) کمتر از نرخ ۵٪ اسمی هستند و مقادیر با دو ستاره (**) با اطمینان ۹۵ درصد (آزمون یک طرفه) بیشتر از نرخ ۵٪ اسمی هستند.

مطابق تابلوی اول جدول، نرخ رد فرض صفر در مقابل فرض نقیض مدیریت سود افزاینده برای مدل جونز و جونز تعدیل‌شده برای نمونه‌های تصادفی از دهک اول (دهک آخر) جریان‌های نقدی عملیاتی (CFO) به ترتیب ۱۰۰٪ (۰٪) و ۱۰۰٪ (۰٪) است که به‌طور معنی‌داری از نرخ رد مورد انتظار ۵٪ اسمی بیشتر (کمتر) است. مطابق تابلوی دوم، نرخ رد فرض صفر در مقابل فرض نقیض مدیریت سود کاهنده برای مدل جونز و جونز تعدیل‌شده برای نمونه‌های تصادفی از دهک اول (دهک آخر) جریان‌های نقدی عملیاتی CFO به ترتیب ۰٪ (۱۰۰٪) و ۰٪ (۹۸٪) است که به‌طور معنی‌داری از نرخ رد مورد انتظار ۵٪ اسمی کمتر (بیشتر) است. مطابق این شواهد، احتمال این که در صورت استفاده از مدل جونز و جونز تعدیل‌شده، در شرکت‌های با جریان‌های نقدی عملیاتی کرانی پایین (بالا) یک مدیریت سود کاهنده (افزاینده) کشف شود اندک است. همچنین، احتمال این که

در شرکت‌های با جریان‌های نقدی عملیاتی کرانی پایین (بالا) به نادرستی فرض صفر در مقابل فرض نقیض مدیریت سود افزاینده (کاهنده) رد شود بالا است. این یافته‌ها به‌طور کلی با یافته‌های دیچاو و همکاران (۱۹۹۵) و یانگ (۱۹۹۹) همخوانی دارد و شواهدی در تایید فرضیه دوم ارائه می‌دهد. همچنین مطابق شواهد ارائه‌شده، عملکرد مدل مک نیکولز به دلیل آن که سطح جریان‌های نقدی عملیاتی در آن کنترل می‌شود، به‌طور نسبی در مقایسه با سایر مدل‌ها بهتر است.

مطابق تابلوی دوم، در شرکت‌های بزرگ، که مطابق فرضیه سیاسی برای مدیریت سود کاهنده انگیزه دارند، نرخ رد فرض صفر در مقابل مدیریت سود کاهنده، برای مدل جونز و جونز تعدیل‌شده ۳٪ است که با نرخ مورد انتظار مغایرت ندارد. این یافته نشان می‌دهد که این مدل‌ها احتمالا می‌توانند یک مدیریت سود کاهنده را در شرکت‌های بزرگ کشف کنند. نرخ رد فرض صفر برای مدل جونز با کنترل بازده دوره جاری ۵٪ است. این مدل، ازآنجاکه رابطه حاشیه سود و اقلام تعهدی غیراختیاری در شرکت‌های بزرگ را کنترل می‌کند، شانس بیشتری در مقایسه با مدل مک نیکولز برای کشف یک مدیریت سود کاهنده در شرکت‌های بزرگ دارد.

مطابق تابلوی اول، شانس کشف یک مدیریت سود افزاینده در شرکت‌های با اهرم بالا (پنجک آخر LEV) بسیار پایین است. نرخ رد فرض صفر در مقابل فرض نقیض مدیریت سود افزاینده برای همه مدل‌ها صفر است. به همین ترتیب، شانس کشف مدیریت سود در دهک آخر *LEV (نسبت بدهی به دارایی با حذف مشاهدات منفی حقوق صاحبان سهام از نمونه) در مدل جونز، جونز تعدیل‌شده و مک نیکولز پایین است. نرخ رد فرض صفر برای این مدل‌ها صفر است که به شکل معنی‌داری از نرخ رد اسمی ۵ درصد کوچکتر است. با این وجود، نرخ رد فرض مدل جونز با کنترل بازده دارایی‌ها و مدل جونز تعدیل‌شده با کنترل بازده دارایی‌ها با نرخ مورد انتظار تفاوت معنی‌داری ندارد. این یافته نشان می‌دهد که کنترل عملکرد مالی در مدل جونز و جونز تعدیل‌شده، احتمالا به دلیل آن که تاثیر اقلام تعهدی منفی مربوط به هزینه‌های مالی را کنترل می‌کند، خطای نوع دوم را در آزمون فرضیه بدهی کاهش می‌دهد.

نتیجه‌گیری

تحقیق حاضر شواهدی ارائه می‌دهد که خطای اندازه‌گیری اقلام تعهدی اختیاری با

متغیرهای جداکننده متداول در آزمون فرضیه‌های تئوری اثباتی حسابداری، که با عنوان فرضیه‌های پاداش، بدهی و هزینه‌های سیاسی شناخته می‌شوند، همبستگی دارد. مطابق یافته‌های تحقیق، به دلیل وجود این همبستگی، علامت و بزرگی همبستگی اقلام تعهدی اختیاری و متغیرهای جداکننده مزبور تحت تاثیر قرار می‌گیرد. این شواهد فرضیه‌های تحقیق را تایید می‌کند که مطابق آنها، در صورت عدم کنترل رابطه اقلام تعهدی غیراختیاری و متغیرهای جداکننده، بخشی از اقلام تعهدی غیراختیاری به اقلام تعهدی اختیاری اضافه می‌شود. به‌طور کلی، یافته‌های تحقیق، با شواهد دیچاو و همکاران (۱۹۹۵)، یانگ (۱۹۹۹) و کوتاری و همکاران (۲۰۰۵) همخوانی دارد. نتایج شبیه‌سازی خطای نوع اول در تحقیق حاضر نشان می‌دهد که اگرچه مدل جونز و جونز تعدیل‌شده عملکرد قابل قبولی در خصوص نمونه‌های تصادفی از کل نمونه دارند، با این وجود این مدل‌ها میزان اقلام تعهدی اختیاری را برای دهک بالا و پایین سود به ترتیب بیش‌نمایی و کم‌نمایی می‌کنند. یافته‌های تحقیق همچنین نشان می‌دهد که مدل جونز و جونز تعدیل‌شده، میزان اقلام تعهدی اختیاری را برای دهک بالا و پایین جریان‌های نقدی عملیاتی به ترتیب کم‌نمایی و بیش‌نمایی می‌کنند. این شواهد نشان می‌دهد که در صورت استفاده از این مدل‌ها، محقق ممکن است به اشتباه یک مدیریت سود کاهنده یا افزاینده را در تحقیق خود کشف کند. مطابق یافته‌های تحقیق، مدل مک نیکولز (۲۰۰۲)، به ویژه هنگامی‌که آزمون‌های مدیریت سود برای نمونه‌های تصادفی از دهک‌های کرانی جریان‌های نقدی عملیاتی انجام می‌شود، عملکرد بهتری در مقایسه با مدل جونز، جونز تعدیل‌شده و همچنین مدل‌های کوتاری و همکاران (۲۰۰۵) دارد و خطای نوع اول کمتری در مقایسه با این مدل‌ها ایجاد می‌کند. یک توضیح برای این یافته این است که در مدل مک نیکولز، سطح جریان‌های نقدی عملیاتی دوره جاری، دوره قبل و دوره آتی در مدل کنترل می‌شود.

یافته‌های دیگر تحقیق نشان می‌دهد که شانس کشف یک مدیریت سود افزاینده توسط مدل جونز و جونز تعدیل‌شده در شرکت‌های دارای اهرم بالا پایین است، زیرا همبستگی منفی اقلام تعهدی غیراختیاری و اهرم احتمالا در این مدل‌ها به‌طور موثر کنترل نمی‌شود. این یافته، می‌تواند توضیحی برای نتایج پورحیدری و همتی (۱۳۸۳) باشد، که یک همبستگی منفی بین اهرم و اقلام تعهدی اختیاری مشاهده کردند.

در تفسیر نتایج تحقیق باید توجه شود که این شواهد نمی‌تواند به‌طور مستقیم به معنی خطا در نتایج مطالعاتی باشد که به‌طور مثال از مدل جونز یا جونز تعدیل‌شده استفاده کرده-

اند. چنین ادعایی نیازمند تحقیقات مستقیم و جامع‌تر است. نمونه‌ای از یک چنین مطالعه جامعی، تحقیق هولساسن و همکاران (۱۹۹۵) است که با تحقیق و کنترل بیشتر، شواهد مستقیمی برای پشتیبانی از ادعای مک نیکولز و ویلسون (۱۹۹۸) در خصوص تورش نتایج هیلی (۱۹۸۵) فراهم آورد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

حیدری، امید پور، و همتی، داود. (۱۳۸۳). بررسی اثر قراردادهای بدهی، هزینه های سیاسی، طرح های پاداش و مالکیت بر مدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی‌های حسابداری وحسابرسی*، ۱۱(۲)، ۴۷-۶۳.

خوش طینت، محسن، و خانی، عبدالله. (۱۳۸۲). مدیریت سود و پاداش مدیران: مطالعه‌ای جهت شفاف‌سازی اطلاعات مالی. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۱(۳)، ۱۲۷-۱۵۳.

نمازی، محمد، و مرادی، جواد. (۱۳۸۴). بررسی تجربی سازه‌های موثر در تعیین پاداش هیئت مدیره شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۳(۱۰)، ۷۳-۱۰۱.

نمازی، محمد، و سیرانی، محمد. (۱۳۸۳). بررسی تجربی سازه‌های مهم در تعیین قراردادها، شاخص‌ها و پارامترهای پاداش مدیران عامل شرکت‌ها در ایران. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۲(۵)، ۲۵-۶۰.

Ball, R. (2013). Accounting informs investors and Earnings management is rife: Two questionable beliefs. *Accounting Horizons 27(4)*, 847 853.

Ball, R., & Foster, G. (1982). Corporate financial reporting: A methodological review of empirical research. *Journal of accounting Research*, 161-234.

Ball, R., & Shivakumar, L. (2006). The role of accruals in asymmetrically timely gain and loss recognition. *Journal of accounting research*, *44*(2), 207-242.

Becker-Blease, J. R., Kaen, F. R., Etebari, A., & Baumann, H. (2010). Employees, Firm Size and Profitability of US Manufacturing Industries. *Investment Management and Financial Innovations*.

Butler, M., Leone, A., Willenborg, M., (2004). An empirical analysis of auditor reporting and its association with abnormal accruals. *Journal of Accounting & Economics 37*, 139˚165.

Bushman, R., Smith, A., & Zhang, F. (2011). Investment cash flow sensitivities really reflect related investment decisions, Working paper, University of North Carolina at Chapel Hill, University of Chicago, Yale University.

Byzalov, D., and Basu, S. (2016). Conditional conservatism and disaggregated bad news indicators in accrual models, *Review of Accounting Studies*, Forthcoming:1-39.

Cahan, S. F. (1992). The effect of antitrust investigations on discretionary accruals: A refined test of the political-cost hypothesis. *Accounting Review*, 77-95.

Chang, H. S. (2015). Firm life cycle and detection of accrual-based earnings manipulation. University of Illinois at Urbana-Champaign.

Chen, W., Hribar, P., & Melessa, S. (2017). Incorrect Inferences When Using Residuals as Dependent Variables, working paper.

Chen, D., Li, J., Liang, S., & Wang, G. (2011). Macroeconomic control, political costs and NIings management: Evidence from Chinese listed real estate companies. China Journal of Accounting Research, 4(3), 91-106.

Collins, D. W., Rozeff, M. S., & Dhaliwal, D. S. (1981). The economic determinants of the market reaction to proposed mandatory accounting changes in the oil and gas industry: A cross-sectional analysis. *Journal of Accounting and Economics*, *3*(1), 37-71.

Collins, D. W., Pungaliya, R. S., & Vijh, A. M. (2016). The effects of firm growth and model specification choices on tests of earnings management in quarterly settings. *The Accounting Review*, *92*(2), 69-100.

Collins, D. W., Hribar, P., & Tian, X. (2014). Cash flow asymmetry: Causes and implications for conditional conservatism. *Journal of Accounting and Economics*, *58(2–3)*, 173˚200.

Christodoulou, D., & Sarafidis, V. (2008). The Econometrics of Estimating Unexpected Accruals. *Part de" Sydney based multi-disciplinary research initiative Methodological and Empirical Advances in Financial Analysis*, 1-26.

DeAngelo, Harry, Linda Elizabeth DeAngelo, and Douglas J. Skinner. (1994). Accounting choice in troubled companies. *Journal of Accounting and Economics*, *17(1-2)*, 113˚143.

Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. (1995). Detecting earnings management. *The Accounting Review 70*, 193˚225.

Dechow, P., Kothari, S., Watts, R., (1998). The relation between earnings and cash flows. *Journal of Accounting & Economics*, *25*, 133˚168.

Dechow, P. M., A.P. Hutton, J. H. Kim, and R. G. Sloan. (2012). Detecting earnings management: A new approach. *Journal of Accounting Research*, 50(2), 275˚334.

DeFond, M. L., & Jiambalvo, J. (1994). Debt covenant violation and manipulation of accruals. *Journal of accounting and economics*, *17*(1-2), 145-176.

Han, J. C., & Wang, S. W. (1998). Political costs and earnings management of oil companies during the 1990 Persian Gulf crisis. *Accounting Review*, 103-117.

Hand, J. R., & Skantz, T. R. (1997). The economic determinants of accounting choices: The unique case of equity carve-outs under SAB 51. *Journal of accounting and economics*, *24*(2), 175-203.

Healy, P. M. (1985). The Effect of Bonus Schemes on Accounting Decisions. *Journal of Accounting and Economics 7*, 85˚107.

Healy P.M. and Wahlen J.M. (1999). A Review of the earnings Management Literature and its Implication for Standard Setting., Accounting Horizons, 13(4): 365-383.

Holthausen R.W., Larcker D.F. and Sloan R.G. (1995). Annual Bonus Schemes and the Manipulation of Earnings., Journal of Accounting and Economics, 19(1): 29-74.

Kang, S., and K. Sivaramakrishnan. (1995). Issues in testing earnings management and an instrumental variable approach. Journal of Accounting Research 33: 353˚367.

Jackson, A. B. (2016). Discretionary Accruals: Earnings Management... or Not?. *Abacus*, doi: 10.1111/abac.12117.

Jones, J. (1991). Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research 29*, 193˚228.

Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. Wasley. (2005), Performance matched discretionary accrual measures, *Journal of Accounting and Economics* 39: 163˚197.

McNichols, M. F., and G. P. Wilson.(1988), Evidence of Earnings Management from the Provision for Bad DNIs, *Journal of Accounting Research*, 26: 1˚31.

McNichols, M. F. (2000). Research design issues in earnings management studies. *Journal of Accounting and Public Policy 19 (4-5)*, 313˚45.

McNichols, M. F. (2002). Discussion of the quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *The Accounting Review*, *77*, 293-315.

McKee Jr, A. J., Bell, T. B., & Boatsman, J. R. (1984). Management preferences over accounting standards: A replication and additional tests. *Accounting Review*, 647-659.

Watts, R., & Zimmerman, J. (1986). Positive theory of accounting. *Englewood Cliffs, NY: Prentice-Hall*.

Watts, R. L., & Zimmerman, J. L. (1978). Towards a positive theory of the determination of accounting standards. *Accounting review*, 112-134.

Young, S. (1999). Systematic Measurement Error in the Estimation of Discretionary Accruals: An Evaluation of Alternative Modeling Procedures, Journal of Business Finance & Accounting, 26(7) & (8): 833-866.