



مقایسه مدل‌های خطی و غیرخطی برآورد اقلام تعهدی اختیاری

با کاربست روش شبیه‌سازی مونت کارلوی خطای نوع اول

وحید روح‌الهی^۱

سید عباس هاشمی^۲

مریم شریف‌دوست^۳

مریم فرهادی^۴

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۶/۱۳

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۴/۱۳

چکیده

مدل‌های استاندارد برآورد اقلام تعهدی اختیاری مانند مدل تعدیل شده جونز رابطه‌ای خطی بین تغییرات فروش و اقلام تعهدی فرض می‌کنند؛ به همین جهت غیرخطی بودن تغییرات فروش در این مدل‌ها مدنظر قرار نگرفته و این مدل‌ها متحمل تورش غیرخطی در برآوردهای اقلام تعهدی اختیاری می‌شوند. هدف این پژوهش مقایسه اقلام تعهدی اختیاری برآوردی با استفاده از مدل‌های خطی و مدل‌های غیرخطی است. برای آزمون فرضیه پژوهش، نمونه‌ای متشکل از ۱۸۰ شرکت از بین شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۹ انتخاب و از روش شبیه‌سازی مونت کارلوی خطای نوع اول استفاده شده است. بدین منظور اقلام تعهدی اختیاری برآوردی بر اساس متغیر رشد فروش به ده طبقه تقسیم و با انتخاب تصادفی ۱۰۰ مشاهده از اقلام تعهدی اختیاری برآوردی با جایگذاری و تکرار نمونه‌گیری برای ۲۵۰ بار، درصد خطای نوع اول در آزمون فرضیه‌ای با فرض صفر اقلام تعهدی اختیاری برابر با صفر در مقابل فرضیه جایگزین اقلام تعهدی اختیاری مثبت و منفی مورد آزمون قرار گرفت. نتایج به دست آمده از شبیه‌سازی مونت کارلوی خطای نوع اول نشان می‌دهد که مدل‌های خطی اقلام تعهدی اختیاری دارای خطای نوع اول و همچنین دفعات رد فرض صفر زیادی هستند، اما مدل‌های غیرخطی، خطای نوع اول و دفعات رد فرض صفر کمتری دارند. این یافته‌ها بیانگر آن است که مدل‌های برآورد اقلام تعهدی اختیاری با در نظر گرفتن متغیر غیرخطی تغییرات فروش، نسبت به مدل‌های استاندارد برآورد اقلام تعهدی اختیاری مانند جونز تعدیل شده از تصریح بهتری برخوردارند.

واژه‌های کلیدی: اقلام تعهدی، اقلام تعهدی اختیاری، مدل تعدیل شده جونز، شبیه‌سازی مونت کارلو، درون‌یابی اسپلاین.

۱ گروه حسابداری، واحد مبارکه، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران. V.rouhollahi@iau.ir

۲ گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران (نویسنده مسئول). a.hashemi@ase.ui.ac.ir

۳ گروه آمار و ریاضی، واحد خمینی‌شهر، دانشگاه آزاد اسلامی، خمینی‌شهر، ایران. Sharifdoust@iau.ac.ir

۴ گروه حسابداری، واحد مبارکه، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران. farhadim58@iau.ac.ir



۱- مقدمه

استفاده‌کنندگان از اطلاعات مالی شرکت‌ها علاوه بر اطلاعات تاریخی، نیاز به اطلاعاتی درباره آینده واحدهای اقتصادی نیز دارند و همواره به دنبال دسترسی به اطلاعاتی هستند که روند سودهای آتی را نشان دهد. سود یکی از اقلام مهم و اصلی صورت‌های مالی است که توجه استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی را به خود جلب می‌کند. سود متشکل از اقلام نقدی و تعهدی است. ماهیت اقلام تعهدی به دو دلیل مورد انتقاد است: ۱- ذهنی بودن و ۲- از طریق دستکاری سود باعث تحریف عملکرد می‌گردد (رحیمی و همکاران، ۱۴۰۱؛ صراف و همکاران، ۱۳۹۲). اقلام تعهدی سود تا حدود زیادی در کنترل مدیریت‌اند. مدیریت می‌تواند برای بهتر جلوه‌دادن عملکرد شرکت و افزایش قابلیت پیش‌بینی سودهای آینده اقدام به مدیریت سود کند؛ بدین منظور از مدیریت سود اقلام تعهدی یا مدیریت سود واقعی استفاده می‌نماید (باباجانی و تحریری، ۱۳۹۲).

مدیریت سود اقلام تعهدی از طریق جزء اختیاری اقلام تعهدی انجام می‌پذیرد. دلایل متعددی برای استفاده مدیران از اقلام تعهدی جهت انجام مدیریت سود وجود دارد: اول؛ قضاوت و ذهنی بودن اقلام تعهدی فرصتی برای تعدیل سود فراهم می‌آورد. دوم؛ مدیران می‌توانند در پایان دوره حسابداری، اقلام تعهدی را برای رسیدن به سود مورد نظر تعدیل کنند و سوم؛ مدیریت اقلام تعهدی، عملکرد واقعی را به مانند مدیریت سود واقعی به خطر نمی‌اندازد (آلماند^۱ و همکاران، ۲۰۲۳). هنگامی که یک پژوهشگر درباره مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی پژوهش می‌کند، از آنجا که مدیریت سود به صورت مستقیم قابل اندازه‌گیری نیست، باید از اقلام تعهدی اختیاری به عنوان معیار جایگزین استفاده نماید. طبق تعریف، اقلام تعهدی اختیاری بخشی از کل اقلام تعهدی است که پس از کنترل و کسر سطح اقلام تعهدی غیراختیاری، که توسط یک مدل استاندارد اقلام تعهدی اندازه‌گیری می‌شود، باقی می‌ماند. ناکارآمدی مدل مورد استفاده برای اندازه‌گیری اقلام تعهدی اختیاری، می‌تواند نتایج به دست آمده پژوهش را مخدوش سازد (قربانی، ۱۳۹۸).

برخلاف مدل بازگشت به میانگین هیلی^۲ (۱۹۸۵) و مدل گام تصادفی دی آنجلو^۳ (۱۹۸۶) که فاقد متغیرهای تعیین‌کننده اقلام تعهدی هستند، در مدل‌های استاندارد برآورد اقلام تعهدی اختیاری از جمله مدل جونز^۴ (۱۹۹۱) و مدل تعدیل شده جونز دچو^۵ و همکاران (۱۹۹۵) اقلام تعهدی تابعی از فعالیت‌های تجاری واقعی شرکت‌ها می‌باشد و معیار فعالیت تجاری هر شرکت از طریق فروش آن شرکت تعیین می‌گردد (بنکر^۶ و همکاران، ۲۰۱۶). در این مدل‌ها فرض می‌شود که اقلام تعهدی یک متغیر درون‌زا، تغییر فروش یک متغیر برون‌زا و رابطه اقلام تعهدی با تغییر فروش یک رابطه خطی است (روح‌الهی و همکاران، ۱۳۹۹). مطابق جونز

¹ Almand² Healy³ Deangelo⁴ Jones⁵ Dechow⁶ Banker

(۱۹۹۱)، اقلام تعهدی عادی کوتاه مدت، که برابر با تغییر در اجزای غیرنقدی سرمایه در گردش است، کسر ثابتی از تغییر فروش دوره است. با این وجود، هرگونه افزایش یا کاهش غیرمنتظره در میزان سرمایه‌گذاری موجودی‌ها یا تغییر خطی مشی خرید و فروش‌های اعتباری می‌تواند رابطه اقلام تعهدی و متغیر تغییر فروش را دستخوش تغییر کند. مطالعات اخیر نشان می‌دهند که تغییرات فروش بر اقلام تعهدی اثر غیرخطی دارند. بال^۱ (۲۰۱۳) نشان داد که تغییرات فروش دوره جاری و تغییرات مورد انتظار آتی بر اقلام تعهدی اثر غیرخطی دارند که این اثر غیرخطی می‌تواند برآورد اقلام تعهدی اختیاری را با خطا مواجه نماید. کولینز^۲ و همکاران (۲۰۱۷) بیان کردند که تغییرات فروش موجب تغییر در تصمیمات عملیاتی شرکت‌ها مانند تغییرات سیاست‌های اعتباری و موجودی کالا می‌شود و این تصمیمات عملیاتی اثر نامتقارن غیرخطی بر اقلام تعهدی دارد. بنکر و همکاران (۲۰۲۰) نشان دادند که تصمیمات عملیاتی مرتبط با تغییرات فروش منجر به اثر نامتقارن غیرخطی بر اقلام تعهدی شده و چون در مدل‌های برآورد اقلام تعهدی اختیار لحاظ نمی‌شوند منجر به تورش غیرخطی در برآورد این اقلام می‌گردد.

هدف این پژوهش بررسی خطای نوع اول مدل‌های خطی و غیرخطی اقلام تعهدی اختیاری است. بدین منظور برای ایجاد مدل‌های غیرخطی، رشد فروش به صورت غیرخطی و با استفاده از درون‌یابی اسپلاین به مدل جونز تعدیل شده اضافه و با روش شبیه‌سازی مونت کارلوی خطای نوع اول به مقایسه این مدل‌ها پرداخته شده است. با توجه به اینکه در ایران برای برآورد اقلام تعهدی اختیاری اغلب از مدل‌های خطی مانند جونز و تعدیل شده جونز استفاده می‌شود، این پژوهش می‌تواند به پژوهشگرانی که در پژوهش خود از اقلام تعهدی اختیاری استفاده می‌کنند، یاری رساند.

این پژوهش با طرح مبانی نظری و پیشینه پژوهش‌های مرتبط با موضوع و همچنین تبیین روش پژوهش و فرضیه برگرفته از مسئله و مبانی نظری پژوهش ادامه یافته و سپس به تشریح نتایج آزمون فرضیه‌ها پرداخته و در نهایت نتیجه‌گیری و پیشنهادها بیان می‌شود.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

مدیریت سود فرایندی است که از سوی مدیریت شرکت به قصد دستیابی به اهداف یا منافع خاص انجام می‌گیرد. از این‌رو، مدیریت برای تأثیرگذاری بر مخاطبان گزارش‌های حسابداری و برای رسیدن به اهداف و منافع مورد نظر، سودهای گزارش شده را مدیریت می‌کند. یکی از روش‌های مدیریت سود، دستکاری در اقلام تعهدی اختیاری است (جامادار^۳ و همکاران، ۲۰۲۲). در پژوهش‌های حسابداری برای کشف مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی از مدل‌های اقلام تعهدی اختیاری استفاده می‌شود. مهم‌ترین دلیل عملکرد ضعف این

¹ Ball

² Collins

³ Jamadar

مدل‌ها، خطی بودن رابطه بین تغییرات فروش و اقلام تعهدی می‌باشد. با وجود مشکل خطی بودن مدل‌های برآورد اقلام تعهدی اختیاری، معمولاً در بیشتر پژوهش‌ها برای برآورد این اقلام از مدل‌هایی مانند مدل جونز (۱۹۹۱) و مدل‌های تکامل یافته جونز مانند مدل تعدیل شده جونز (دچو و همکاران، ۱۹۹۵) و مدل کوتاری^۱ و همکاران (۲۰۰۵) استفاده شده است (روح‌الهی و همکاران، ۱۳۹۹).

جونز (۱۹۹۱) یکی از مدل‌های پایه‌ای پژوهش‌های مربوط به کشف مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی اختیاری را ارائه نمود. فرض اصلی مدل جونز این است که اقلام تعهدی تابعی از فعالیت‌های تجاری واقعی شرکت‌ها می‌باشد و معیار فعالیت تجاری هر شرکت از طریق فروش آن شرکت تعیین می‌شود. جونز (۱۹۹۱) در مدل خود فرض نمود که اقلام تعهدی اختیاری در طول زمان ثابت هستند و درآمد عملیاتی تماماً غیراختیاری است. بنابراین برای محاسبه اقلام تعهدی کافی است که اقلام تعهدی اختیاری از کل اقلام تعهدی کم شود. از این رو، در این مدل در نخستین گام، ارتباط کل اقلام تعهدی برای یک دوره زمانی مشخص با متغیرهای درآمد عملیاتی و دارایی ثابت مشهود (اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات) برآورد می‌شود (رستمی‌نیا و همکاران، ۱۴۰۱).

دچو و همکاران (۱۹۹۵) مدل تعدیل شده جونز را ارائه نمودند. این مدل، اقلام تعهدی اختیاری را به عنوان تابعی خطی از تغییر در درآمد عملیاتی نقدی و اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات (PPE) برآورد می‌کند. در مدل جونز فرض می‌شود که درآمد عملیاتی نقدی (فروش خالص و درآمد ارائه خدمات) تماماً جزء اقلام تعهدی غیراختیاری محسوب می‌شود. در صورتی که مدیران می‌توانند با اتخاذ سیاست‌های اعتباری، فروش نسبی را افزایش و در نتیجه سود را افزایش دهند. برای رفع این مشکل، این پژوهشگران با کسر نمودن تغییر در دریافتنی تجاری (حساب‌ها و اسناد دریافتنی تجاری) از تغییرات درآمد عملیاتی، مدل تعدیل شده جونز را برای اندازه‌گیری مدیریت سود پیشنهاد دادند که به آن مدل تعدیل شده جونز گفته می‌شود (آلمان^۲ و همکاران، ۲۰۲۳). مدل تعدیل شده جونز (۱۹۹۵) شکل گسترش یافته مدل جونز (۱۹۹۱) است.

از آنجا که تصریح صحیح مدل‌های اقلام تعهدی اختیاری نقش با اهمیتی در برآورد جزء اختیاری اقلام تعهدی دارد پژوهشگران مختلفی مانند بال (۲۰۱۳)، کولینز و همکاران (۲۰۱۷) و بنکر و همکاران (۲۰۲۰) به تصریح صحیح مدل برآورد اقلام تعهدی اختیاری پرداختند. یافته‌های پژوهش این محققان مبین این است که تغییرات فروش اثر غیرخطی بر اقلام تعهدی دارد. کولینز و همکاران (۲۰۱۷) در پژوهش خود نشان دادند که تغییرات فروش موجب تغییر در تصمیمات عملیاتی شرکت‌ها شده و در نتیجه بر اقلام تعهدی اثر نامتقارن غیرخطی می‌گذارد. آنها بیان کردند که در دوره‌های سه ماهه، مدل‌های اقلام تعهدی اختیاری از نوع جونز برای اقلام تعهدی غیراختیاری که به سبب رشد فروش رخ می‌دهد به خوبی کنترل نمی‌شوند. کولینز و همکاران اذعان نمودند که رابطه بین اقلام تعهدی سه ماهه و رشد فروش گذشته و رشد فروش آینده غیر

¹ Kothari

² Almand

خطی است؛ عدم کنترل اثرات رشد شرکت و عملکرد بر اقلام تعهدی غیراختیاری منجر به نرخ‌های خطای نوع اول بسیار زیاد در آزمون‌های مدیریت سود می‌شود. بنابراین در مدل خود، متغیرهای سه ماهه بازده دارایی‌ها، رشد فروش و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار ابتدای دوره را به مدل تعدیل شده جونز اضافه نمودند.

بنکر و همکاران (۲۰۲۰) بیان کردند که تغییرات فروش اثر نامتقارن بر تصمیمات عملیاتی مرتبط با اجزای اصلی اقلام تعهدی یعنی حساب‌های دریافتنی، موجودی کالا، حساب‌های پرداختنی و استهلاک دارد. هنگامی که تقاضا کاهش می‌یابد، احتمال دارد تا مدیران برای تحریک فروش، اعطای سیاست اعتباری را تسهیل نمایند. هنگامی که تقاضا افزایش می‌یابد، بعید است که آنها سیاست اعتباری سختگیرانه در پیش گیرند. بنابراین به احتمال زیاد، کاهش حساب‌های دریافتنی در دوره کاهش فروش از افزایش حساب‌های دریافتنی در دوره افزایش فروش کمتر است و عدم تقارن عملیاتی در دریافتنی‌های تجاری ایجاد می‌شود.

مدیران سطح موجودی کالا را با توجه به تقاضای آتی مورد انتظار انتخاب می‌کنند (برنارد^۱ و نوئل^۲، ۱۹۹۱). هنگامی که تقاضا کاهش می‌یابد، آنها به احتمال زیاد موجودی‌های مازاد نگهداری می‌کنند زیرا تقاضا ممکن است در آینده‌ی نزدیک به حالت قبل برگردد. در صورت کاهش دایمی تقاضا نیز مدیران ممکن است ترجیح دهند تا برای جلوگیری از زیان بیشتر، به تدریج موجودی کالا را کاهش دهند. در مقابل، زمانی که تقاضا افزایش می‌یابد، مدیران برای جلوگیری از خالی شدن انبار نیاز به افزایش سریع موجودی کالا دارند. این امر منجر به عدم تقارن در تنظیم موجودی کالای برنامه‌ریزی شده می‌شود. تغییرات غیرمنتظره تقاضا همچنین یک اثر نامتقارن دارد. تکانه منفی تقاضا، موجودی‌های فروش نرفته را افزایش می‌دهد. در حالی که تکانه مثبت تقاضا نمی‌تواند موجودی را به زیر صفر کاهش دهد. بنابراین به احتمال زیاد، کاهش موجودی مواد و کالا در دوره کاهش فروش از افزایش موجودی مواد و کالا در دوره افزایش فروش، کمتر است و عدم تقارن عملیاتی در موجودی مواد و کالا ایجاد می‌شود (بال، ۲۰۱۳).

در مواردی که مواد و کالا به صورت نسبه خریداری شود پرداختنی‌های تجاری ایجاد می‌شود. زمانی که فروش کاهش می‌یابد، شرکت‌ها به احتمال زیاد در بحران نقدینگی قرار می‌گیرند. بنابراین مدیران ممکن است پرداخت به عرضه‌کنندگان را به تعویق اندازند تا بحران نقدینگی را کاهش دهند. برای مثال، مدیران می‌توانند از تخفیفات نقدی خرید چشم‌پوشی و برای تمدید پرداخت بدهی خود با عرضه‌کنندگان مذاکره کنند. در مقابل، هنگامی که فروش افزایش می‌یابد، مدیران بعید است زودتر از موعد به عرضه‌کنندگان وجه نقدی پرداخت کنند. بنابراین به احتمال زیاد، کاهش حساب‌های پرداختنی در دوره کاهش فروش، از افزایش

¹ Bernard

² Noel

حساب‌های پرداختنی در دوره افزایش فروش، کمتر است و عدم‌تقارن عملیاتی در پرداختنی‌های تجاری به وجود می‌آید (دنیلسون^۱ و اسکات^۲، ۲۰۰۴).

هنگامی که تقاضا کاهش می‌یابد، مدیران برخی از اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات بدون استفاده را حفظ می‌کنند تا از هزینه‌های تعدیل منابع مانند هزینه‌ها و زبان‌های مربوط به فروش سریع این‌گونه دارایی‌ها در دوره جاری و هزینه‌های آتی مورد انتظار برای خرید مجدد آنها بپرهیزند. هنگامی که تقاضا افزایش می‌یابد، مدیران نیاز به افزایش کافی اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات دارند. بنابراین به احتمال زیاد، کاهش هزینه استهلاک در دوره کاهش فروش، از افزایش هزینه استهلاک در دوره افزایش فروش، کمتر است. متغیر ناخالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات در مدل تعدیل شده جونز تا حدی می‌تواند این اثر نامتقارن را کنترل نماید. اما تغییرات تقاضا به احتمال زیاد اثر بیشتری بر تعدیل دارایی‌های با عمر کوتاه‌تر مانند وسایل نقلیه و تجهیزات تولید نسبت به دارایی‌های با عمر بلندتر مانند ساختمان دارد. دارایی‌های با عمر کوتاه‌تر، استهلاک بیشتری در هر ریال از خالص ارزش دفتری دارند. بنابراین، تغییرات فروش به احتمال زیاد اثر نامتقارن بر هزینه استهلاک حتی پس از کنترل خالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات دارد (بنکر و همکاران، ۲۰۱۶).

اقلام تعهدی شامل تغییر در دارایی‌های جاری منهای تغییر در بدهی‌های جاری و استهلاک است. بنابراین، عدم‌تقارن برای اقلام تعهدی وابسته به اندازه نسبی عدم‌تقارن اجزای آن است. بنکر و همکاران (۲۰۲۰) بیان کردند که عدم‌تقارن برای بدهی‌های جاری بیشتر از عدم‌تقارن دارایی‌های جاری است. همان‌طور که بیان شد، عدم‌تقارن بدهی‌های جاری زمانی به وجود می‌آید که مدیران پرداخت‌های به عرضه‌کنندگان را در دوره کاهش فروش به تأخیر می‌اندازند تا خروجی وجه نقد جاری را کاهش دهند. عدم‌تقارن دارایی‌های جاری زمانی به وجود می‌آید که مدیران در طول دوره کاهش فروش، مواد و کالا خریداری کرده و سیاست‌های اعتباری را تسهیل می‌نمایند. در نتیجه، وجه نقد را در دوره جاری مصرف کرده تا جریان‌های ورودی آتی وجه نقد ایجاد کنند. مدیران ترجیح می‌دهند تا از کاهش زیاد در جریان نقدی عملیاتی جاری اجتناب کنند. بنابراین، به احتمال زیاد در زمان کاهش فروش، سیاست‌های عملیاتی وابسته به عدم‌تقارن بیشتر در بدهی‌های جاری که وجه نقد عملیاتی کمتری مصرف نماید را انتخاب می‌نمایند. همچنین مدیران، سیاست‌های عملیاتی مربوط به عدم‌تقارن کمتر در دارایی‌های جاری را انتخاب می‌کنند؛ زیرا موجب کاهش کمتر در وجه نقد عملیاتی جاری می‌شود. چون عدم‌تقارن در بدهی‌های جاری، با علامت منفی وارد اقلام تعهدی می‌شود (و استهلاک اثر مشابه دارد)، جهت عدم‌تقارن برای کل اقلام تعهدی برعکس اجزای آن می‌شود، یعنی کل اقلام تعهدی به احتمال زیادتر به کاهش فروش حساس‌تر از افزایش فروش است و منجر به عدم‌تقارن عملیاتی در اقلام تعهدی می‌شود.

¹ Danielson

² Scott

چون مدل جونز (۱۹۹۱) و تعدیل شده جونز (۱۹۹۵) و سایر مدل‌ها در مدل‌های خطی خود از تغییرات فروش استفاده می‌کنند و این تغییرات فروش اثر غیرخطی (نامتقارن) بر اجزای اقلام تعهدی و در نتیجه کل اقلام تعهدی دارد متحمل تورش غیرخطی می‌شوند. بنکر و همکاران (۲۰۲۰) نشان دادند که این مدل‌ها، اقلام تعهدی اختیاری را برای تغییرات شدید^۱ فروش، کمتر از حد و برای تغییرات ملایم^۲ فروش بیش از اندازه برآورد می‌کنند. این تورش غیرخطی منجر به خطای نوع اول بیش از اندازه^۳ در آزمون‌های اقلام اختیاری منفی برای دهک‌های^۴ بالایی و پایینی رشد فروش، و در آزمون‌های اقلام تعهدی اختیاری مثبت برای دهک‌های رشد میانی می‌شود. بنابراین آزمون بر مبنای مدل‌های خطی به احتمال زیاد در کمک به کشف تقلب مدیریت اقلام تعهدی رو به پایین (رو به بالا) تورش‌دار خواهد بود. این تورش غیرخطی را نمی‌توان به سادگی با اضافه کردن رشد فروش به عنوان متغیر کنترلی در رگرسیون حذف کرد زیرا این مدل باید به دقت شکل^۵ عدم تقارن را در نظر بگیرد تا از استنباط‌های تحریف‌شده دوری کند. پژوهشگران اغلب از متغیر بازده دارایی‌ها مطابق با پژوهش کوتاری و همکاران (۲۰۰۵) استفاده می‌کنند تا غیرخطی بودن بالقوه در اقلام تعهدی را کنترل نمایند. کوتاری و همکاران (۲۰۰۵) در پژوهش خود به پیروی از دجو و همکاران (۱۹۹۵) بیان نمودند زمانی که نمونه‌های شرکت‌های با عملکرد مالی بسیار زیاد به کار گرفته شود، تمامی مدل‌ها، فرضیه صفر (بدون وجود مدیریت سود) را در سطوح خاص آزمون رد می‌کنند، از این رو مدل‌های اقلام تعهدی اختیاری در زمان وجود نمونه‌های شرکت‌های با عملکرد بسیار زیاد می‌تواند نادرست باشد. به همین جهت برای کنترل عملکرد شرکت‌ها از متغیر بازده دارایی‌های جاری و سال قبل در مدل تعدیل شده جونز استفاده کرد. اما کوتاری و همکاران (۲۰۰۵) بیان کردند که مدل آنها قدرت آزمون را کاهش داده و اغلب دارای خطای نوع اول بیش از اندازه است. همچنین متغیر بازده دارایی‌ها، به صورت شدید از نظر اقتصادسنجی دارای نقص است زیرا متغیر کنترلی بازده دارایی‌ها شامل متغیر وابسته (اقلام تعهدی) می‌باشد.

بال و شیواکومار^۶ (۲۰۰۶)، به شکلی مشابه با کوتاری و همکاران، در بررسی تأثیر محافظه‌کاری بر کیفیت گزارشگری، و بدون آن که مدل‌های تعهدی را مورد بررسی قرار دهند، شواهدی از رفتار غیرخطی اقلام تعهدی به واسطه محافظه‌کاری شرطی ارائه می‌دهند. آنها در پژوهش خود، شواهدی ارائه دادند که عامل اصلی تقاضا برای محافظه‌کاری شرطی قرارداد بستن و پیگرد قانونی است و اقلام تعهدی از آنجا که سریعتر از جریان‌های نقدی عملیاتی زبان‌های تحقق نیافته اقتصادی را منعکس می‌کند، دارای یک الگوی تغییر خطی تکه‌ای است.

¹ Extreme

² Moderate

³ Excessive type-I Error

⁴ Deciles

⁵ Shape

⁶ Shivakumar

بنکر و همکاران (۲۰۲۰) به منظور مقایسه مدل غیرخطی تصریح‌شده با سایر مدل‌های برآورد اقلام تعهدی اختیاری، از درون‌یابی اسپلاین استفاده نمودند تا شکل تغییرات فروش را نشان دهند. روش‌های مختلفی برای درون‌یابی یک تابع در یک فاصله وجود دارد. روشی مناسب است که کمینه درجه‌ی چندجمله‌ای و بیشینه تعداد زیر فاصله‌های را داشته باشد که منجر به معرفی چند جمله‌ای‌های قطعه قطعه شده است. اسپلاین‌ها چندجمله‌ای‌های تکه‌ای از درجه یکسان هستند که در نقاطی خاص به نام گره به هم متصل می‌شوند؛ به عبارت دیگر در گره‌ها متصل و دارای مشتقات پیوسته تا یک درجه کمتر از چندجمله‌ای هستند. در حقیقت، خانواده اسپلاین به عنوان یک راه‌کار ناپارامتری برای برآورد مدل‌های غیر خطی رگرسیونی به کار می‌رود. روش اسپلاین از چند جهت مورد توجه می‌باشد: اولاً، در مقایسه با مدل‌های بر مبنای رگرسیون استاندارد، می‌تواند به دقت، اثر غیرخطی کلی را تخمین بزند؛ از طرفی، در مقایسه با متغیرهای مجازی برای کنترل غیرخطی بودن، امکانی را برای تقریب هموار و بدون پرش‌های گسسته در مرزهای کمی فراهم می‌کند. هم‌چنین، در مقایسه با دیگر روش‌ها، قدرت آزمون را کاهش نمی‌دهد.

آلماند و همکاران (۲۰۲۳) در پژوهش خود پیش‌بینی کردند شرکت‌های با مراحل چرخه عمر مشابه با مسائل استراتژیک، فشارهای مدیریتی، چشم‌انداز رشد و غیره روبرو هستند و اشتراک در این عوامل به فرایند ایجاد اقلام تعهدی عادی کمک می‌کند. مطابق با این پیش‌بینی، آنها شرایط مختلف مدیریت سود را شبیه‌سازی کرده و یافتند که مدل‌های اقلام تعهدی در تشخیص دستکاری در مراحل خاص چرخه عمر به اشتباه تصریح شده‌اند؛ در زمان‌هایی که مراحل چرخه عمر در برآورد اقلام تعهدی استفاده نمی‌شود، شرکت‌های در مرحله معرفی، رکود و افول، بیش از حد به عنوان دستکاری کننده شناسایی می‌شوند، در حالی که شرکت‌های در حال رشد و بالغ کمتر به عنوان دستکاری کننده شناسایی می‌شوند. همچنین یافته‌های آنها بیانگر آن است که برآورد اقلام تعهدی اختیاری در مراحل چرخه عمر، به طور قابل توجهی خطای نوع اول را در مقایسه با سایر گروه‌بندی‌ها کاهش می‌دهد.

جامادار^۱ و همکاران (۲۰۲۲) در پژوهشی با عنوان سود و اقلام تعهدی اختیاری به بررسی رفتار سود و مدیریت سود شرکت‌ها با استفاده از مدل‌های اقلام تعهدی اختیاری مانند مدل تعدیل شده جونز (۱۹۵۵)، مدل اقلام تعهدی اختیاری تطبیقی عملکرد کوتاری و همکاران (۲۰۰۵) و مدل اقلام تعهدی اختیاری جریان نقدی لارکر^۲ و ریچاردسون^۳ (۲۰۰۴) پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد شرکت‌های با گروه منفی سود در فعالیت‌های مدیریت سود بیشتری درگیر هستند.

¹ Jamadar

² Larcker

³ Richardson

پارک^۱ و همکاران (۲۰۲۱) در پژوهش خود به بررسی مدیریت سود شرکت‌های ورشکسته و همچنین پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌ها با استفاده از اقلام تعهدی اختیاری پرداختند. بدین منظور برای اندازه‌گیری اقلام تعهدی اختیاری از مدل‌های تعدیل شده جونز و وکوتاری استفاده کردند. نتایج آنها نشان داد اقلام تعهدی اختیاری شرکت‌های غیر ورشکسته از دوره یک ساله تا سه ساله قبل از ورشکستگی بیشتر از شرکت‌های ورشکسته بوده و این تفاوت با نزدیک شدن به ورشکستگی افزایش می‌یابد. همچنین یافته‌ها نشان داد که اقلام تعهدی اختیاری توان پیش‌بینی ورشکستگی یا عدم ورشکستگی شرکت‌ها را در دو تا سه سال قبل از وقوع ورشکستگی دارند و از پیش‌بینی یک سال قبل از وقوع این امر پشتیبانی نمی‌کند.

لشگری و مسگر (۱۴۰۱) در پژوهشی با استفاده از مدل جونز تعدیل شده به بررسی تأثیر رشد و عملکرد شرکت بر آزمون‌های مدیریت سود فصلی پرداختند. نتایج نشان می‌دهد شاخص‌های رشد و عملکرد شرکت بر آزمون مدیریت سود فصلی تأثیر و شاخص‌های مجازی دهکی رشد و عملکرد شرکت با آزمون مدیریت سود فصلی رابطه غیرخطی دارد. همچنین نتایج آنها بیانگر آن است که مدل‌های اقلام تعهدی اختیاری که به طور طبیعی به دلیل رشد شرکت اتفاق می‌افتد، کنترل نمی‌شوند و عدم کنترل اثرات رشد و عملکرد شرکت بر اقلام تعهدی منجر به پذیرش نادرست در آزمون‌های مدیریت سود می‌شود.

برزگر (۱۴۰۰) به این نتیجه رسید که اقلام تعهدی اختیاری می‌تواند بر بازده سهام تأثیر بگذارد ولی سرمایه‌گذاران هنگام مقایسه شرکت‌ها، اقلام تعهدی اختیاری را به میزان کمتر در نظر می‌گیرند. سطح بالاتری از مقایسه، محیط اطلاعات را بهبود می‌بخشد و به مدیران این امکان را می‌دهد تا اقلام تعهدی اختیاری را با دقت بیشتری تخمین بزنند.

روح‌الهی و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهش خود به بررسی حساسیت اقلام تعهدی و اجزای آن نسبت به عدم تقارن عملیاتی ناشی از تغییرات فروش پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد حساسیت اجزای اقلام تعهدی در زمان کاهش فروش کمتر از حساسیت این اجزا در زمان افزایش فروش است. حساسیت اقلام تعهدی نیز در زمان کاهش فروش کمتر از حساسیت این اقلام در زمان افزایش فروش است.

خیری و حیدرپور (۱۳۹۹) در پژوهش خود با عنوان تأثیر تفکیک اقلام تعهدی در قدرت پیش‌بینی آنها درباره جریان‌ات نقدی آتی به این نتیجه رسیدند که تقسیم‌بندی اقلام تعهدی بر اساس نقش آنها در همترازی وجه نقد توانایی آنها را در پیش‌بینی وجه نقد را افزایش می‌دهد.

۳- فرضیه پژوهش

بخش قابل توجهی از مطالعات تجربی حسابداری مستلزم اندازه‌گیری اقلام تعهدی اختیاری است. این مطالعات تنها به حوزه مدیریت سود محدود نمی‌شود و طیفی از موضوعات کلی مانند کیفیت سود، کیفیت حسابداری،

¹ Park

پیش‌بینی جریان‌های نقدی عملیاتی، پیش‌بینی سود، ضریب پاسخ سود، محافظه‌کاری و پایداری سود را شامل می‌شود. تکنیک‌ها و مدل‌هایی که برای اندازه‌گیری اقلام تعهدی اختیاری مورد استفاده قرار می‌گیرند ممکن است دارای خطای اندازه‌گیری سیستماتیک باشند. یک خطای اندازه‌گیری سیستماتیک خطایی است که به صورت تصادفی ایجاد نمی‌شود و مربوط به ساخت مدل اندازه‌گیری است. پژوهش درباره منابع خطای سیستماتیک مدل‌های تعهدی می‌تواند به این پرسش پاسخ دهد که برآوردهای این مدل‌ها تا چه اندازه قابل اتکا هستند. از آنجا که اعتبار نتایج پژوهش‌هایی که درباره مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی صورت می‌گیرد، و همچنین اعتبار طیف دیگری از پژوهش‌های حسابداری به خطای اندازه‌گیری اقلام تعهدی اختیاری وابسته است، پژوهش درباره منابع خطای مدل‌های مورد استفاده می‌تواند پیشنهاداتی جهت کنترل این منابع خطا برای پژوهش‌های آتی فراهم نماید.

مطالعه حاضر می‌کوشد تا افزوده‌هایی برای ادبیات مدیریت سود و مدل‌های تعهدی داشته باشد و پیامدهای عدم کنترل برخی از متغیرهای مؤثر بر اقلام تعهدی عادی را که پیشتر در مطالعات تجربی بررسی نشده است مورد مطالعه قرار دهد. در پژوهش‌های مدیریت سود و برآورد اقلام تعهدی اختیاری از مدل‌های خطی سنتی به ویژه مدل‌های جونز (۱۹۹۱)، جونز تعدیل شده (۱۹۹۵) و مدل کوتاری و همکاران (۲۰۰۵) استفاده شده است. این مدل‌های خطی رابطه خطی بین اقلام تعهدی و تغییرات فروش را فرض می‌نمایند. از آنجایی که تغییرات فروش، اثر نامتقارن (غیرخطی) بر اقلام تعهدی دارد، مدل‌های خطی دارای خطای نوع اول زیاد و موجب تورش در برآورد اقلام تعهدی اختیاری می‌شوند. این تورش غیر خطی را نمی‌توان به سادگی با اضافه کردن رشد فروش به عنوان متغیر کنترلی رگرسیون حذف کرد (مانند کولینز و همکاران، ۲۰۱۷) زیرا این مدل باید به دقت شکل عدم تقارن را در نظر بگیرد تا از استنباط‌های تحریف شده دوری کند. لذا ارائه مدل غیرخطی که این اثر غیرخطی را بر اقلام تعهدی نشان دهد و همچنین در مقایسه با مدل‌های سنتی اقلام تعهدی اختیاری دارای خطای نوع اول کمتری باشد حائز اهمیت می‌باشد.

با توجه به مطالب بیان شده در فوق و مبانی نظری و پیشینه پژوهش، فرضیه پژوهش به شرح زیر بیان می‌شود:
فرضیه پژوهش: در برآورد اقلام تعهدی اختیاری، مدل‌های غیرخطی نسبت به مدل‌های خطی برآورد اقلام تعهدی اختیاری، خطای نوع اول کمتری دارند.

۴- روش‌شناسی، جامعه و نمونه آماری پژوهش

با توجه به اینکه نتایج حاصل از این پژوهش در فرایند تصمیم‌گیری استفاده می‌شود، این پژوهش از لحاظ هدف کاربردی و از نظر ماهیت توصیفی-همبستگی است. برای جمع‌آوری مبانی نظری و متون موضوع پژوهش از روش کتابخانه‌ای و به منظور آزمون فرضیه پژوهش از الگوهای رگرسیونی چندگانه و شبیه‌سازی مونت کارلوی خطای

نوع اول استفاده شده است. داده‌های مورد نیاز و اطلاعات مالی به روش اسنادکاوی و از طریق مراجعه به صورت-های مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و بانک اطلاعاتی ره‌آورد نوین جمع‌آوری و برای انجام محاسبات و تجزیه و تحلیل آنها نرم‌افزارهای اکسل، استتا و R به کار گرفته شده است. جامعه آماری این پژوهش، کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و قلمرو زمانی این پژوهش، دوره‌ی زمانی ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۹ است. شایان ذکر است که برای محاسبه متغیرهای پژوهش از اطلاعات صورت‌های مالی شرکت‌های نمونه از سال ۱۳۸۸ تا ۱۴۰۰ استفاده شده است. روش نمونه‌گیری در این پژوهش روش حذف نظام‌مند می‌باشد؛ بدین‌منظور کلیه شرکت‌هایی که حائز شرایط زیر بوده‌اند به عنوان نمونه انتخاب شدند:

- (۱) جزء شرکت‌های واسطه‌گری مالی (بانک‌ها، سرمایه‌گذاری‌ها و لیزینگ) نباشد.
 - (۲) به منظور قابل مقایسه بودن اطلاعات، سال مالی شرکت منتهی به پایان اسفند ماه باشد.
 - (۳) در طول قلمرو زمانی پژوهش، تغییر سال مالی نداشته باشند.
 - (۴) کلیه داده‌های مورد نیاز پژوهش برای شرکت‌های مورد بررسی موجود باشد.
- بر اساس شرایط و محدودیت‌های گفته شده از بین شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در مجموع ۱۸۰ شرکت انتخاب شدند.

۵- الگوهای پژوهش و نحوه اندازه‌گیری متغیرهای آن

در این پژوهش، به پیروی از پژوهش بنکر و همکاران (۲۰۲۰) برای توسعه مدل‌های اقلام تعهدی اختیاری از تعدیل شده جونز (۱۹۹۵) به عنوان مدل مبنا استفاده شده است. لذا متغیر رشد فروش با استفاده از روش درونیابی چندجمله‌ای اسپلین به صورت خطی، درجه دوم و درجه سوم به این مدل اضافه شده و الگوهای (۱) تا (۳) به شرح زیر ایجاد گردید.

الگوی (۱): مدل تعدیل شده جونز + اسپلین درجه اول (خطی) برای رشد فروش

$$TACC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{ASSET_{i,t-1}} \right) + \beta_2 PPE_{i,t} + \beta_3 (\Delta SALES_{i,t} - \Delta AR_{i,t}) + \gamma_1 spSGR_{1,t} + \gamma_2 spSGR_{2,t} + \gamma_3 spSGR_{3,t} + \gamma_4 spSGR_{4,t} + \gamma_5 spSGR_{5,t} + \varepsilon_t$$

الگوی (۲): مدل تعدیل شده جونز + اسپلین درجه دوم برای رشد فروش

$$TACC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{ASSET_{i,t-1}} \right) + \beta_2 PPE_{i,t} + \beta_3 (\Delta SALES_{i,t} - \Delta AR_{i,t}) + \gamma_1 spSGR_{1,t} + \gamma_2 spSGR_{2,t} + \gamma_3 spSGR_{3,t} + \gamma_4 spSGR_{4,t} + \gamma_5 spSGR_{5,t} + \gamma_6 spSGR_{1,t}^2 + \gamma_7 spSGR_{2,t}^2 + \gamma_8 spSGR_{3,t}^2 + \gamma_9 spSGR_{4,t}^2 + \gamma_{10} spSGR_{5,t}^2 + \varepsilon_{i,t}$$

الگوی (۳): مدل تعدیل شده جونز + اسپلاین درجه سوم برای رشد فروش

$$TACC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{ASSET_{i,t-1}} \right) + \beta_2 PPE_{i,t} + \beta_3 (\Delta SALES_{i,t} - \Delta AR_{i,t}) + \gamma_1 spSGR_{1,t} \\ + \gamma_2 spSGR_{2,t} + \gamma_3 spSGR_{3,t} + \gamma_4 spSGR_{4,t} + \gamma_5 spSGR_{5,t} + \gamma_6 spSGR_{1,t}^2 \\ + \gamma_7 spSGR_{2,t}^2 + \gamma_8 spSGR_{3,t}^2 + \gamma_9 spSGR_{4,t}^2 + \gamma_{10} spSGR_{5,t}^2 + \gamma_{11} spSGR_{1,t}^3 \\ + \gamma_{12} spSGR_{2,t}^3 + \gamma_{13} spSGR_{3,t}^3 + \gamma_{14} spSGR_{4,t}^3 + \gamma_{15} spSGR_{5,t}^3 + \varepsilon_{i,t}$$

که در این الگوها:

$TACC_{i,t}$: کل اقلام تعهدی شرکت i در سال t که با استفاده از رابطه زیر اندازه‌گیری می‌شود.

$$TACC_{i,t} = \Delta CA_{i,t} - \Delta CL_{i,t} - DP_{i,t}$$

$\Delta CA_{i,t}$: تغییر در دارایی‌های جاری به جز وجه نقد شرکت i در سال t نسبت به سال $t-1$

$\Delta CL_{i,t}$: تغییر در بدهی‌های جاری (پس از کسر حصة جاری بدهی‌های بلند مدت) شرکت i در سال t نسبت

به سال $t-1$

$DP_{i,t}$: هزینه استهلاک شرکت i در سال t

$ASSETS_{i,t-1}$: کل دارایی‌های شرکت i در سال $t-1$

$PPE_{i,t}$: ناخالص اموال، ماشین آلات و تجهیزات شرکت i در سال t

$\Delta SALES_{i,t}$: تغییرات فروش شرکت i در سال t نسبت به سال $t-1$

$\Delta AR_{i,t}$: تغییر در حساب‌ها و اسناد دریافتی شرکت i در سال t نسبت به سال $t-1$

متغیر اسپلاین یعنی $spSGR_{k,t}$ برای پنج‌های $k=1, \dots, 5$ تغییرات فروش ($SGR_{k,t}$) به صورت زیر تعریف می‌شود:

صفر: اگر SGR_t پایینتر از پنج k باشد

$SGR_t - spSGR_k^{low}$: اگر SGR_t در پنج k باشد

$spSGR_k^{high} - spSGR_k^{low}$: اگر SGR_t بالاتر از پنج k باشد

$spSGR_k^{low}$ و $spSGR_k^{high}$ مرزهای پنج تغییرات فروش (k) می‌باشند

سپس این الگوها با الگوهای خطی برآورد اقلام تعهدی اختیاری (الگوهای ۶ تا ۱۱) مقایسه می‌شوند.

الگو (۴): مدل جونز (۱۹۹۱)

$$TACC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{ASSET_{i,t-1}} \right) + \beta_2 PPE_{i,t} + \beta_3 \Delta SALES_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

الگو (۵): مدل تعدیل شده جونز (۱۹۹۵)

$$TACC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{ASSET_{i,t-1}} \right) + \beta_2 PPE_{i,t} + \beta_3 (\Delta SALES_{i,t} - \Delta AR_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

الگو (۶): مدل تعدیل شده جونز + رشد فروش

$$TACC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{ASSET_{i,t-1}} \right) + \beta_2 PPE_{i,t} + \beta_3 (\Delta SALES_{i,t} - \Delta AR_{i,t}) + \beta_4 spSGR_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

الگو (۷): مدل بال و شیواکومار (۲۰۰۶)

$$TACC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{ASSET_{i,t-1}} \right) + \beta_2 PPE_{i,t} + \beta_3 (\Delta SALES_{i,t} - \Delta AR_{i,t}) + \beta_4 DC_{i,t} + \beta_5 CF_{i,t} + \beta_6 DC_{i,t} \times CF_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

الگو (۸): مدل مک نیکولز و همکاران (۲۰۰۲)

$$TACC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{ASSET_{i,t-1}} \right) + \beta_2 PPE_{i,t} + \beta_3 (\Delta SALES_{i,t} - \Delta AR_{i,t}) + \beta_4 CF_{i,t-1} + \beta_5 CF_{i,t} + \beta_6 CF_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$$

الگو (۹): مدل کوتاری و همکاران (۲۰۰۵) با کنترل ROA

$$TACC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{ASSET_{i,t-1}} \right) + \beta_2 PPE_{i,t} + \beta_3 (\Delta SALES_{i,t} - \Delta AR_{i,t}) + \beta_4 ROA_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

الگو (۱۰): مدل کوتاری و همکاران (۲۰۰۵) با کنترل تأخیر مرتبه اول ROA

$$TACC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{ASSET_{i,t-1}} \right) + \beta_2 PPE_{i,t} + \beta_3 (\Delta SALES_{i,t} - \Delta AR_{i,t}) + \beta_4 ROA_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

که در الگوهای فوق:

SGR_t : متغیر رشد فروش در سال t که از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$SGR_t = \frac{\Delta SALES_t}{SALES_{t-1}}$$

DC_t : متغیر مجازی که در صورت منفی بودن جریان‌های نقدی عملیاتی برابر یک و در غیر این صورت صفر می‌باشد.

CF_t : جریان‌های نقدی عملیاتی شرکت i در سال t

ROA_t : بازده دارایی‌های شرکت در سال t

کلیه متغیرهای پژوهش با استفاده از دارایی‌های پایان دوره قبل ($ASSETS_{t-1}$) هم‌مقیاس شده‌اند. در این پژوهش به منظور شبیه‌سازی خطای نوع اول از الگوی پیشنهادی مک نیکولز^۱ و ویلسون^۲ (۱۹۹۸)، دیچو و همکاران (۱۹۹۵) و کوتاری و همکاران (۲۰۰۵) استفاده گردیده است. در این روش، به دلیل انتخاب تصادفی نمونه‌های ارقام تعهدی اختیاری از دهک‌های متغیرهای جداکننده، عامل علی برای مدیریت سود حذف می‌شود و در این شرایط بررسی می‌شود که آیا فرض صفر عدم وقوع مدیریت سود برای این نمونه‌های تصادفی بیش از میزان مورد انتظار رد خواهد شد یا خیر. بر اساس پژوهش دیچو و همکاران (۱۹۹۵)، رد شدن بیش از انتظار فرض صفر، در شرایطی که به دلیل انتخاب تصادفی، نمونه‌های ارقام تعهدی اختیاری عامل علی مدیریت سود وجود ندارد، به معنی افزایش خطای نوع اول است. افزایش خطای نوع اول به معنای افزایش احتمال کشف نادرست مدیریت سود و رد نادرست فرض صفر عدم وقوع مدیریت سود می‌باشد. به عبارت دیگر، در جایی که مدیریت سود اتفاق نیفتاده است، پژوهشگر به اشتباه وجود مدیریت سود افزاینده یا کاهنده را می‌پذیرد. همچنین با توجه به رابطه معکوس خطای نوع اول و دوم در صورت ثابت بودن حجم نمونه، رد شدن کمتر از حد انتظار فرض صفر به نفع فرضیه‌های نقیض مدیریت سود افزاینده یا کاهنده، می‌تواند به منزله افزایش خطای نوع دوم باشد، که این به معنای ناتوانی مدل‌های ارقام تعهدی در کشف مدیریت سود می‌باشد.

با توجه به توضیحات فوق و با پیروی از مطالعات یاد شده، به منظور شبیه‌سازی مونت کارلوی خطای نوع اول به شرح زیر عمل می‌شود:

- (۱) ارقام تعهدی اختیاری با استفاده از ۱۰ مدل تعهدی مورد بررسی در پژوهش برآورد می‌شود.
- (۲) ارقام تعهدی اختیاری برآوردی بر حسب دهک‌های مشخصه‌های جداکننده به ده طبقه تقسیم می‌شوند. دهک‌های متغیرهای جداکننده از کمترین (دهک اول) به بیشترین (دهک دهم) هستند. در این پژوهش، مشخصه جدا کننده رشد فروش (SGR) است. بدین منظور ارقام تعهدی اختیاری بر اساس متغیر رشد فروش از کمترین به بیشترین دسته‌بندی می‌شوند. از آنجا که تعداد داده‌ها ۱۸۰۰ داده-سال است، هر طبقه شامل ۱۸۰ داده-سال می‌باشد.
- (۳) از هر دهک توزیع شرطی ارقام تعهدی اختیاری یک نمونه تصادفی متشکل از ۱۰۰ مشاهده از ارقام تعهدی اختیاری (DA) با جایگذاری انتخاب می‌گردد. اندازه نمونه تصادفی، بر اساس حداقل نمونه مورد نیاز برای آزمون t و دو دامنه تفاوت میانگین نسبت به یک عدد ثابت، با فرض $\alpha=0/05$ و اندازه تأثیر متوسط انتخاب شده است.

¹ McNichols

² Wilson

۴) در مرحله بعد، برای نمونه تصادفی 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:

$$\overline{DA} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N DA_{i,t}$$

$$S(DA) = \sqrt{\sum_{i=1}^N (DA_{i,t} - \overline{DA})^2 / (N - 1)}$$

برای هر نمونه، 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 ۲۵۰ بار و آزمون فرض صفر، نرخ دفعات رد فرض صفر که عبارت است از $\bar{P} = x/n$ محاسبه می‌شود که در آن x تعداد دفعات مشاهده رد فرض صفر و n تعداد امتحان‌ها است (که در این آزمون برابر با ۲۵۰ است). برای آزمون تفاوت نرخ رد مشاهده شده و نرخ رد مورد انتظار فرض صفر از آزمون دو جمله‌ای استفاده می‌شود که آماره آن دارای توزیع Z است. سطح اسمی و مورد انتظار فرض صفر در جامعه برای خطای ۵ درصد برابر $P=0.05$ است. مطابق آزمون دو جمله‌ای (دو دامنه)، فاصله اطمینان $1-\alpha$ برای نرخ رد مورد انتظار P به شرح زیر محاسبه می‌شود:

$$(P - Z_{\frac{\alpha}{2}} \times \sqrt{P(1-P)/n}, P + Z_{\frac{\alpha}{2}} \times \sqrt{P(1-P)/n})$$

بر این اساس، فاصله اطمینان ۹۵ درصدی برای سطح اسمی 0.05 (۰/۰۹، ۰/۰۱) است. در صورتی که نرخ رد مشاهده شده خارج از فاصله اطمینان ۹۵ درصدی قرار بگیرد، می‌توان گفت که نرخ مشاهده با نرخ مورد انتظار متفاوت است. با این وجود، پژوهش حاضر بیشتر به دنبال آن است تا مشخص کند که آیا نرخ رد بیشتر یا کمتر از سطح اسمی ۵٪ است یا خیر. بر این اساس، برای آزمون فرض صفر $H_0: \bar{P} = 0.05$ در مقابل این فرض نقیض که آیا نرخ رد مشاهده شده بیشتر از سطح اسمی رد 0.05 (یا کمتر از سطح اسمی رد 0.05) است، از آزمون دو جمله‌ای یک دامنه استفاده می‌شود. در صورتی که نرخ دفعات رد مشاهده شده بیشتر (کمتر) از مقدار بحرانی ۸ درصد (۲/۴ درصد) باشد با اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت که نرخ دفعات رد فرض صفر بیشتر (کمتر) از نرخ رد مورد انتظار 0.05 است (بنکر و همکاران، ۲۰۲۰). در صورتی که نرخ رد مشاهده شده به شکل معنی‌داری از نرخ مورد انتظار ۵٪ بزرگتر باشد به این

معنا است که احتمال این که محقق به نادرستی فرض صفر عدم وقوع مدیریت سود را به نفع فرضیه نقیض وقوع مدیریت سود کاهنده یا افزایشی رد کند، افزایش می‌یابد (افزایش خطای نوع اول). خطای نوع اول به تصریح مدل اقلام تعهدی اختیاری در کشف مدیریت سود مربوط است.

۶- یافته‌های پژوهش

۶-۱- آمار توصیفی

جدول ۱ خلاصه‌ای از آمارهای توصیفی متغیرهای پژوهش را گزارش می‌کند. آمار توصیفی برای کل مجموعه داده‌ها که شامل ۱۸۰۰ مشاهدات سال-شرکت است، محاسبه شده است.

جدول ۱- آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد	میانگین	میان	انحراف- معیار	پیشینه	کمینه
اقلام تعهدی	TACC	-۰/۰۱۹	-۰/۰۱۵	۰/۱۴	۰/۹۱	-۱/۲۳
تغییرات فروش	ΔSALES	۰/۱۱	۰/۰۷۵	۰/۴۴	۲/۵۲	-۲/۲۸
تغییرات نقدی فروش	ΔSALES-ΔAR	۰/۰۷	۰/۰۴	۰/۳۹	۱/۸۲	-۲/۱۶
اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات	PPE	۰/۲۷	۰/۲۱	۰/۲۵	۱/۴۲	۰/۰۲
رشد فروش	SGR	۰/۱۱	۰/۱۷	۰/۴۳	۲/۰۲	-۰/۳۰
جریان‌های نقدی عملیاتی	CF	۰/۱۴	۰/۱۲	۰/۱۸	۱/۲۱	-۰/۸۲
بازده دارایی‌ها	ROA	۷/۸	۷/۲۶	۱۵/۶۹	۵۶/۷۴	-۲۶/۱۵

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۶-۲- آزمون فرضیه پژوهش

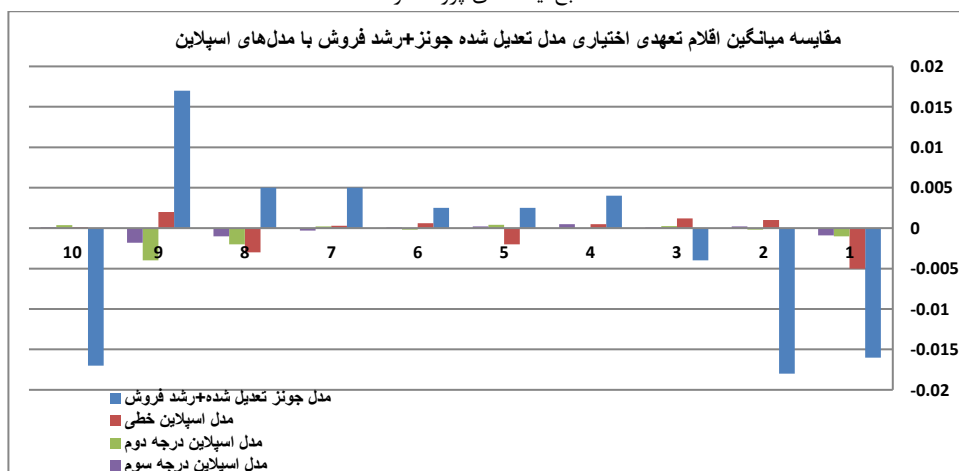
همان‌گونه که پیشتر بیان شد، تورش غیرخطی در مدل تعدیل شده جونز استنباط‌های آزمون‌های مربوط به مدیریت سود، کیفیت سود و غیره که نیاز به برآورد اقلام تعهدی اختیاری دارد را دچار تحریف می‌کند. در نمودار ۱ میانگین اقلام تعهدی اختیاری در مدل تعدیل شده جونز ارائه شده است. برای تغییرات ملایم فروش، برآوردهای اقلام تعهدی اختیاری به سمت بالا سوگیری دارند که می‌تواند منجر به یافته‌های نادرست مدیریت اقلام تعهدی رو به بالا شود. برای تغییرات شدید فروش (دهک‌های بالا و پایین نمودار ۱) برآوردهای اقلام تعهدی به سمت پایین سوگیری دارند که آزمون‌ها را برای یافتن مدیریت اقلام تعهدی رو به پایین تحریف می‌کند. بنابراین، زمانی که فرضیه صفر مبنی بر عدم مدیریت سود درست باشد، احتمالاً به نادرست به نفع فرضیه جایگزین اقلام تعهدی اختیاری مثبت (منفی) برای شرکت‌های با تغییرات ملایم (شدید) فروش رد می‌شود. نمودار ۲ مقایسه بین مدل تعدیل شده جونز به اضافه متغیر رشد فروش و متغیرهای اسپلاینی خطی،

درجه دو و سه را نشان می‌دهد. با اضافه شدن متغیر رشد فروش به عنوان متغیر کنترلی به مدل تعدیل شده جونز، برای تغییرات ملایم فروش، برآوردهای اقلام تعهدی اختیاری به سمت بالا و برای تغییرات شدید فروش برآوردهای اقلام تعهدی به سمت پایین سوگیری دارند؛ در نتیجه با اضافه کردن متغیر رشد فروش، این مدل بهبود نمی‌یابد. اما با اضافه شدن متغیرهای اسپلین‌ی رشد فروش به مدل تعدیل شده جونز اقلام تعهدی اختیاری برآوردی بهبود یافته و به سمت صفر تمایل پیدا کرده و نتایج دارای سوگیری نیست.



نمودار ۱- میانگین اقلام تعهدی اختیاری در هر دهک رشد فروش در مدل تعدیل شده جونز.

منبع: یافته‌های پژوهشگر



نمودار ۲- مقایسه میانگین اقلام تعهدی اختیاری در هر دهک رشد فروش در مدل تعدیل شده جونز+رشد

فروش و مدل‌های اسپلین خطی، درجه دوم و درجه سوم.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۲- خطاهای نوع اول دهک‌های رشد فروش در آزمون‌های مدیریت سود شبیه‌سازی شده

دفعات رد فرض صفر HA: DA = 0 (انحراف) معنادار از ۵٪	میانگین قدر مطلق انحراف از ۵٪	دهک ۱۰	دهک ۹	دهک ۸	دهک ۷	دهک ۶	دهک ۵	دهک ۴	دهک ۳	دهک ۲	دهک ۱	
مدل جونز												
۱۷	۹/۱۲	۳۱/۲	۶/۴	۰	۲۵/۶	۱/۲	۱/۶	۳۵/۶	۰/۴۰	۶/۸	۰/۴	HA: DA > 0
		۰/۸	۴/۴	۲۲/۰	۰/۰۴	۲۰/۰	۱۳/۲	۰	۳۶/۰	۱/۶	۱۶/۴	HA: DA < 0
مدل تعدیل شده جونز												
۱۸	۱۲/۹۸	۰/۰۴	۰	۳/۶	۶/۰	۴۳/۲	۴۰/۴	۱۰/۸	۲/۰	۰/۰۴	۰/۰۴	HA: DA > 0
		۳۴/۴	۳۲/۴	۱۴/۸	۱/۶	۰	۰/۰۴	۱/۲	۱۰/۴	۱۸/۴	۵۰/۸	HA: DA < 0
مدل مکنیکولز												
۱۴	۱۰/۶۲	۶۲/۴	۴/۸	۵۴/۴	۳/۲	۱۴/۸	۱۴/۴	۰/۸	۱۹/۶	۰/۸	۴/۴	HA: DA > 0
		۰	۵/۶	۰	۳/۶	۰	۰/۸	۱۷/۶	۰/۴	۲۶/۸	۵/۶	HA: DA < 0
مدل تعدیل شده جونز + رشد فروش												
۱۷	۱۰/۹۲	۰	۴/۴	۰/۸	۰	۱۰/۰	۰	۳۵/۶	۹/۲	۳۲/۴	۱۲/۴	HA: DA > 0
		۳۸/۴	۶/۸	۴۲/۰	۲۹/۶	۴/۸	۲۶/۰	۰/۴	۱/۶	۰/۰۴	۱/۶	HA: DA < 0
مدل تعدیل شده جونز با کنترل ROA												
۱۶	۸/۸۶	۰	۲۳/۲	۰/۰۸	۱۵/۲	۱۰/۰	۲/۸	۱۵/۲	۱/۲	۸/۰	۲۴/۰	HA: DA > 0
		۵۴/۴	۱/۲	۱۸/۰	۰/۰۸	۱/۶	۷/۶	۲/۴	۱۵/۶	۲/۰	۱/۲	HA: DA < 0
مدل تعدیل شده جونز با کنترل تأخیر مرتبه اول ROA												
۱۵	۱۱/۱۶	۳/۶	۳۱/۶	۰	۹/۶	۰	۰/۸	۱۸/۰	۰	۶/۸	۲۷/۲	HA: DA > 0
		۶/۰	۰/۴	۶۰/۴	۰/۸	۱۳/۲	۱۵/۲	۲/۴	۴۷/۲	۶/۸	۰/۸	HA: DA < 0
مدل بال و شیواکومار												
۱۶	۱۴/۳۸	۶۰/۸	۴/۰	۶۰/۸	۴/۸	۱۸/۰	۱۳/۲	۰/۸	۱۹/۶	۰/۸	۰	HA: DA > 0
		۰	۶/۸	۰	۲/۴	۰	۰/۴	۳۴/۸	۰/۸	۳۰/۰	۵۷/۶	HA: DA < 0
مدل تعدیل شده جونز + اسپلایین خطی رشد فروش												
۴	۲/۶۴	۷/۶	۴/۰	۳/۲	۴/۴	۴/۰	۱/۲	۱۵/۶	۴/۰	۸/۰	۳/۲	HA: DA > 0
		۵/۲	۴/۸	۴/۸	۵/۶	۸/۰	۱۶/۴	۱/۶	۵/۲	۱/۶	۸/۰	HA: DA < 0
مدل تعدیل شده جونز + اسپلایین درجه دوم رشد فروش												
۳	۲/۰۲	۴/۴	۸/۰	۳/۶	۵/۶	۸/۰	۴/۸	۳/۲	۸/۰	۲/۰	۸/۰	HA: DA > 0
		۳/۶	۳/۲	۴/۸	۶/۸	۳/۶	۵/۶	۱۱/۲	۳/۲	۷/۶	۲/۰	HA: DA < 0
مدل تعدیل شده جونز + اسپلایین درجه سوم رشد فروش												
۱	۱/۳۶	۴/۰	۴/۰	۴/۴	۴/۴	۳/۶	۴/۰	۲/۴	۲/۸	۵/۲	۳/۲	HA: DA > 0
		۹/۶	۷/۲	۵/۲	۳/۶	۳/۲	۴/۴	۲/۸	۶/۰	۴/۴	۵/۲	HA: DA < 0

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۲ نرخ دفعات رد فرض صفر عدم وقوع مدیریت سود را در مقابل فرضیه جایگزین وقوع مدیریت سود کاهنده یا افزایشنده در دهک‌های متفاوت رشد فروش نشان می‌دهد. همان‌طور که پیشتر بیان شد در صورتی که نرخ دفعات رد مشاهده شده بیشتر (کمتر) از مقدار بحرانی ۸ درصد (۲/۴ درصد) باشد با اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت که نرخ دفعات رد فرض صفر بیشتر (کمتر) از نرخ رد مورد انتظار ۰/۰۵ است. برای خلاصه کردن عملکرد دهک‌ها، میانگین قدر مطلق انحراف از ۰/۵٪ و تعداد دفعات رد فرض صفر در جدول ۲ ارائه شده است. در مدل جونز، نرخ دفعات رد فرض صفر در مقابل فرضیه‌های جایگزین ۱۷ دهک از ۲۰ دهک (۱۰ دهک ضریب ۲ آزمون) و با میانگین قدر مطلق انحراف از ۰/۵٪ برابر با ۹/۱۲ درصد است.

در دهک‌های رشد فروش بالا و پایین، مدل تعدیل شده جونز با نرخ دفعات رد فرض صفر ۱۸/۴ تا ۵۰/۸ درصد برای فرضیه جایگزین ارقام تعهدی اختیاری منفی ($HA: DA < 0$)، به سمت یافته‌های نادرست مدیریت سود رو به پایین سوگیری دارد. در دهک‌های رشد فروش میانی، با نرخ رد شدن ۱۰/۸ تا ۴۳/۲ درصد برای فرضیه جایگزین ارقام تعهدی اختیاری مثبت ($HA: DA > 0$)، استنباط‌ها در جهت مخالف هستند. بنابراین، همان‌گونه که پیش‌بینی می‌شد، مدل تعدیل شده جونز در آزمون‌های مدیریت سود تورش غیرخطی دارد که به صورت سیستماتیک با رشد فروش تغییر می‌کند. میانگین قدر مطلق انحراف از ۰/۵٪ مدل تعدیل شده جونز ۱۲/۹۸ درصد و دفعات رد فرض صفر ۱۷ می‌باشد. هر دو معیار نشان دهنده خطای نوع اول زیاد این مدل است.

در این پژوهش چندین تعدیل استاندارد برای مدل تعدیل شده جونز را بررسی شده است. ابتدا مطابق داس^۱ و همکاران (۲۰۱۱)، فرانسیس^۲ و میچاس^۳ (۲۰۱۳) و هوی^۴ و همکاران (۲۰۱۳) رشد فروش به عنوان متغیر کنترلی اضافه گردید. همان‌گونه که در جدول ۲ مشاهده می‌گردد، دفعات رد فرضیه صفر بهبود پیدا نکرد (۱۷ نرخ از ۲۰ نرخ به صورت معنادار از ۵ درصد انحراف دارد) و این مدل دارای خطای نوع اول زیادی می‌باشد. سپس مطابق بال و شیواکومار (۲۰۰۶) متغیر کنترلی محافظه‌کاری به مدل تعدیل شده جونز اضافه گردید. میانگین قدر مطلق انحراف از ۰/۵٪ بدتر شده و با دفعات رد فرضیه صفر ۱۶ به ۱۴/۳۸ درصد رسید. مدل مک نیکولز (۲۰۰۲) کمی بهتر عمل کرده و میانگین قدر مطلق انحراف از ۰/۵٪ و دفعات رد فرضیه صفر آن به ترتیب به ۱۰/۶۲ و ۱۴ می‌باشد. با اضافه کردن ROA و تأخیر مرتبه اول ROA به عنوان متغیر کنترلی به مدل رگرسیون، میانگین قدر مطلق انحراف از ۰/۵٪ به ۸/۸۶ و ۱۱/۱۶ کاهش پیدا می‌کند با دفعات رد فرضیه صفر به ترتیب ۱۶ و ۱۵ که نشان دهنده این است که این مدل‌ها به صورت قابل توجهی به نادرستی تصریح

¹ Das

² Francis

³ Michas

⁴ Hoi

شده‌اند. با توجه به نتایج می‌توان بیان کرد که تمامی مدل‌های خطی برآورد اقلام تعهدی اختیاری دارای دفعات رد صفر و در نتیجه خطای نوع اول زیادی هستند.

با اضافه کردن متغیرهای اسپلاینی به مدل تعدیل شده جونز و بررسی خطای نوع اول آنها، نتایج بیانگر آن است که برای تصریح اسپلاین خطی، میانگین قدر مطلق انحراف از پنج درصد، به $2/64$ درصد کاهش یافته و دفعات رد فرضیه صفر در سطح اسمی ۵ درصد تنها ۴ است که منجر به بهبود در خطای نوع اول می‌گردد. برای اسپلاین‌های درجه دوم و درجه سوم، میانگین قدر مطلق انحراف بهبود بیشتری یافته و به عدد $2/02$ و $1/36$ می‌رسد و دفعات رد فرضیه صفر برای آنها به ترتیب ۳ و ۱ است. بدین ترتیب می‌توان اذعان کرد که مدل‌های غیر خطی برآورد اقلام تعهدی اختیاری دارای دفعات رد صفر و در نتیجه خطای نوع اول کمی می‌باشند.

۷- بحث و نتیجه‌گیری

بررسی نتایج پژوهش نشان داد مدل‌های استاندارد اقلام تعهدی اختیاری مانند مدل تعدیل شده جونز اثر غیرخطی تغییرات فروش بر اقلام تعهدی را نادیده می‌گیرند؛ به همین دلیل در کشف مدیریت سود، برای تغییرات ملایم فروش اقلام تعهدی اختیاری را بیش از حد (رو به بالا) و برای تغییرات شدید فروش اقلام تعهدی اختیاری را کمتر از حد برآورد می‌کنند؛ بنابراین، منجر به خطای نوع اول زیاد می‌گردند. مطابق بررسی‌های پژوهش، کنترل خطی ساده برای رشد فروش، موجب بهبود عملکرد آزمون نگردیده و دارای خطای نوع اول بسیار زیادی است. همچنین مطابق پژوهش‌هایی از جمله مک‌نیکولز (۲۰۰۲)، بال و شیواکومار (۲۰۰۶)، کوتاری و همکاران (۲۰۰۵) اصلاحات مختلفی مانند بازده دارایی‌ها و جریان‌های نقدی عملیاتی به مدل تعدیل شده جونز اضافه و خطای نوع اول آنها مورد آزمون قرار گرفت که بهبود قابل توجهی در خطای نوع اول و به دنبال آن افزایش توانمندی مدل‌های برآورد اقلام تعهدی اختیاری نگردید. در آخر، برای کنترل اثر غیرخطی رشد فروش، از مدل‌های اسپلاینی برآورد اقلام تعهدی اختیاری بنکر و همکاران (۲۰۲۰) که به صورت خطی، درجه دوم و درجه سوم تصریح شده‌اند استفاده شد. یافته‌های پژوهش نشان داد که اصلاحات اسپلاینی برای رشد فروش، تصریح نادرست مدل تعدیل شده جونز و سایر مدل‌های اقلام تعهدی اختیاری را کاهش داده و منجر به بهبود زیادی در خطای نوع اول آزمون می‌شود. بنابراین بر پایه شواهد حاصل از پژوهش حاضر می‌توان به این نتیجه رسید که استفاده از مدل‌های اسپلاینی و به ویژه درجه سوم، قابل اعتمادترین نتایج را در برآورد اقلام تعهدی اختیاری و در نتیجه کشف مدیریت سود در میان مدل‌های موجود دارد. این نتایج با یافته‌های پژوهش بنکر و همکاران (۲۰۲۰) مطابقت دارد.

در ارتباط با موضوع پژوهش و نتایج به دست آمده، پیشنهادها زیر ارائه می‌شود:

- در این پژوهش اقلام تعهدی به روش ترازنامه‌ای محاسبه شده است. استفاده از روش ترازنامه‌ای ممکن است خطایی ایجاد کند که با مشخصه‌های اقتصادی شرکت از جمله رشد فروش همبسته

است. در پژوهش‌های آتی می‌توان علاوه بر بررسی این همبستگی، برای محاسبه اقلام تعهدی از روش صورت جریان‌های نقدی استفاده نمود.

- در این پژوهش برای آزمون فرضیه پژوهش از اطلاعات سالانه صورت‌های مالی استفاده شده است. از آنجا که تغییرات فصلی می‌تواند بر فروش اثر بگذارد، پیشنهاد می‌گردد در پژوهش‌های آتی از اطلاعات فصلی استفاده گردد.
- بر اساس آزمون فرضیه پژوهش، مدل‌های خطی برآورد اقلام تعهدی اختیاری از خطای نوع اول زیادی برخوردار هستند. به همین جهت موجب تحریف در نتایج پژوهش‌های مربوطه می‌شود. پیشنهاد می‌گردد در پژوهش‌های مدیریت سود، کیفیت سود، کیفیت گزارشگری مالی و غیره که نیاز به برآورد اقلام تعهدی اختیاری است از مدل‌های غیرخطی برآورد اقلام تعهدی اختیاری بنکر و همکاران (۲۰۲۰) استفاده گردد. همچنین پیشنهاد می‌گردد در پژوهش‌های آتی بررسی مدل‌های اقلام تعهدی اختیاری، خطی یا غیرخطی بودن رابطه سایر متغیرهای مستقل از جمله جریان‌های نقدی عملیاتی با اقلام تعهدی بررسی گردد.
- با استفاده از نتایج این پژوهش، پژوهشگران و تحلیل‌گران مالی و بازار سرمایه که در تحلیل‌های خود از مدل‌های ارزیابی مدیریت سود بر پایه مدل‌های استاندارد اقلام تعهدی اختیاری مانند جونز تعدیل شده استفاده می‌کنند، لازم است غیرخطی بودن روابط اقلام تعهدی و متغیرهای مستقل از جمله تغییرات فروش را در نظر بگیرند تا به نتایج دقیق‌تری در ارزیابی و پیش‌بینی‌های مربوط به بازارهای سرمایه نائل آیند.

۸- محدودیت‌های پژوهش

همواره گام نهادن در راه رسیدن به هدف، با محدودیت‌هایی همراه است که باعث می‌شود رسیدن به هدف مورد نظر با کندی همراه شود. پژوهش نیز به عنوان فرآیندی در جهت نیل به هدف حل مسئله پژوهش، از این امر مستثنی نیست. لذا در این قسمت با ارائه محدودیت‌های پژوهش، سعی بر آن است که به خواننده این پیام داده شود تا بتواند در تعمیم نتایج پژوهش با آگاهی بیشتری عمل کند و در مورد فرآیند پژوهش قضاوت عادلانه‌ای داشته باشد. در این راستا محدودیت‌های پژوهش حاضر به شرح زیر قابل ذکر است:

- در این پژوهش از روش حذف سیستماتیک برای نمونه‌گیری استفاده شده است و برخی از صنایع از نمونه آماری حذف شده‌اند، لذا در تعمیم نتایج به دست آمده به کلیه صنایع با احتیاط عمل شود.
- قلمرو زمانی مطالعه حاضر از سال ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۹ می‌باشد. بنابراین باید در تعمیم نتایج پژوهش به سال‌های قبل و بعد با احتیاط عمل شود.
- داده‌های استخراج شده از صورت‌های مالی شرکت‌ها، از بابت تورم تعدیل نگردیده است. با توجه به تورم بالای سال‌های اخیر، در صورت تعدیل اطلاعات مذکور ممکن است نتایج متفاوتی از نتایج فعلی حاصل شود.

- با توجه به آنکه در تمامی مدل‌های مورد بررسی از متغیرهای اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات (PPE) و کل دارایی‌ها (ASSETS) استفاده و اطلاعات این متغیر در صورت‌های مالی اکثراً بر اساس بهای تمام شده تاریخی منعکس شده است، تعدیل این اطلاعات بر اساس بهای جاری می‌تواند منجر به نتایج متفاوت گردد.

فهرست منابع

- باباجانی، جعفر و آرش تحریری. (۱۳۹۲). اطلاعات بازار درباره عوامل بنیادی و مدیریت سود. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره بیستم، شماره ۱، صص ۱۹-۳۴.
- برزگر، معصومه. (۱۴۰۰). بررسی تأثیر قابلیت مقایسه حسابداری بر کیفیت گزارشگری مالی و ارقام تعهدی اختیاری. فصلنامه چشم‌انداز حسابداری و مدیریت، دوره چهارم، شماره ۴۴، صص ۳۴-۴۷.
- خیر، مرتضی و فرزانه حیدرپور. (۱۳۹۹). تأثیر تفکیک ارقام تعهدی در قدرت پیش‌بینی آن‌ها درباره جریان‌ات نقدی آتی. پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی. سال دوازدهم، شماره ۴۵، صص ۱۶۱-۱۸۹.
- رستمی‌نیا، بارانه، عظیمی یانچشمه، مجید، فرهادی، مریم و مهنام ملایی. (۱۴۰۱). بررسی نوع رابطه ارقام تعهدی و ارقام تعهدی اختیاری با رشد فروش، رشد و کارکرد شرکت در دوره‌های فصلی. فصلنامه حسابداری مالی، سال چهاردهم، شماره ۵۳، صص ۳۷-۶۵.
- رحیمی، علیرضا، فروغی، عارف و مجید آزادی ششده (۱۴۰۱). رابطه بین پیش‌بینی سود و تعدیل پیش‌بینی با ارقام تعهدی غیرعادی. پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، دوره چهاردهم، شماره ۲، صص ۱۷۹-۲۰۶.
- روح‌الهی، وحید، هاشمی، سیدعباس، فرهادی، مریم و مریم شریف‌دوست. (۱۳۹۹). حساسیت ارقام تعهدی و اجزای آن نسبت به عدم تقارن عملیاتی ناشی از تغییرات فروش. پژوهش‌های حسابداری مالی، سال دوازدهم، شماره ۴۵، صص ۶۳-۸۲.
- صراف، فاطمه، ثقفی، علی، حساس یگانه، یحیی و مقصود امیری. (۱۳۹۲). مدل‌های رگرسیونی خطی و غیرخطی جهت برآورد جریان نقدی وجوه نقد. دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت، سال دوم، شماره ۸، صص ۱۴۱-۱۵۵.
- قربانی، آرش، ودیعی نوقابی، محمدحسین، عباس‌زاده، محمدرضا و محمود لاری دشت بیاض. (۱۳۹۸). شواهدی از الگوی تغییر خطی تکه‌ای ارقام تعهدی و ریشه‌های اقتصادی آن. پژوهش‌های تجربی حسابداری، شماره ۳۴، صص ۱۲۳-۱۶۷.
- لشگری، زهرا و محمد مسگر. (۱۴۰۱). رشد، عملکرد شرکت و آزمون‌های مدیریت سود فصلی. پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، دوره ۱۴، شماره ۱، صص ۲۵۵-۲۷۶.

- Almand, A., B. Cantrell, and V. Dickinson. (2023). Accruals and firm life cycle: Improving regulatory earnings management detection. *Advances in Accounting*, Vol. 60, Pp. 1–19
- Ball, R. (2013). Accounting Informs Investors and Earnings Management Is Rife: Two Questionable Beliefs. *Accounting Horizons*, Vol 27, Pp. 847–853.
- Ball, R., and L. Shivakumar. (2006). “The Role of Accruals in Asymmetrically Timely Gain and Loss Recognition.” *Journal of Accounting Research*, Vol. 44, Pp. 207–242.
- Banker, R. D., S. Basu, D. Byzalov, and J. Chen. (2016). The Confounding Effect of Cost Stickiness on Conservatism Estimates. *Journal of Accounting and Economics*. Vol. 61, Pp. 203–220
- Banker, R. D., D. Byzalov., S. Fang, and B. JIN. (2020). Operating Asymmetries and Non-Linear Spline Correctin in Discretionary Accruak Models". *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol 54, Pp. 803-850.
- Bernard, V., and J. Noel. (1991). Do Inventory Disclosures Predict Sales and Earnings?" *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, Vol. 6, Pp. 145–181.
- Collins, D. W., R. S. Pungaliya, and A. M. Vijh. (2017). The Effects of Firm Growth and Model Specification Choices on Tests of Earnings Management in Quarterly Settings. *The Accounting Review*, Vol. 92, Pp. 69–100.
- Das S, Kim K, Patro S (2011) An analysis of managerial use and market consequences of earnings management and expectation management. *The Accounting Review* , 86(6). Pp.1935–1967.
- Deangelo, L. E. (1986). Accounting Numbers as Market Valuation Substitutes: A Study of Management Buyouts of Public Stockholders. *The Accounting Review* 61, Pp. 400–420.
- Danielson, M. G., and J. A. Scott. (2004). Bank Loan Availability and Trade Credit Demand." *Financial Review*, Vol. 39, Pp. 579–600.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. (1995). “Detecting Earnings Management.” *The Accounting Review*, Vol. 70, Pp. 193–225.
- Francis JR, Michas PN (2013) The contagion effect of low-quality audits. *The Accounting Review* 88(2), Pp. 521–552
- Healy, P. M. (1985). The Effect of Bonus Schemes on Accounting Decisions. *Journal of Accounting and Economics* 7, Pp. 85–107.
- Hoi CK, Wu Q, Zhang H (2013) Is corporate social responsibility (CSR) associated with tax avoidance? Evidence from irresponsible CSR activities. *The Accounting Review* 88(6), Pp. 2025–2059.
- Jamadar, Y., T. San Ong., A. Atqa Abdulkah, and F. Kamarudin. (2022). Earnings nad discretionary accruals". *Managerial and Decision Economics*, Vol 43, Pp. 431-439.
- Jones, J. (1991). Earnings Management During Import Relief Investigations." *Journal of Accounting Research*, Vol. 29, Pp. 193–228.
- Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. Wasley. (2005). “Performance Matched Discretionary Accrual Measures.” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 39, Pp. 163–197.
- Larcker, D. F., & Richardson, S. A. (2004). Fees paid to audit firms, accrual choices, and corporate governance. *Journal of Accounting Research*, 42(3), Pp. 625–658.
- McNichols, M. F., and G. P. Wilson. (1988). Evidence of Earnings Management from the Provision for Bad Debts. *Journal of Accounting Research*, 26: Pp. 1–31.
- McNichols, Maureen F. (2002). Discussion of the quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation error. *The Accounting Review*, 77 (Supplement), Pp. 61–69.
- Park. S., S. Kim, and S. Lee. (2021). Earnings Management of Insolvent Firms and the Prediction of Corporate Defaults via Discretionary Accruals. *International Journal of Financial Studies*. 60. Pp. 9-17

Abstract

Comparison between Linear and Non-Linear Models of Estimating Discretionary Accruals applying Type I Error Monte Carlo Simulation Method

Vahid Rouhollahi¹
Sayed Abbas Hashemi²
Maryam Sharifdoust³
Maryam Farhadi⁴

Received: 4 / July / 2025

Accepted: 4 / September / 2025

Abstract

Standard discretionary accrual models such as modified Jones model assume a linear relationship between sales changes and accruals. As the non-linearity of sales changes are not considered in these models, they suffer from non-linear bias in discretionary accrual estimates. The aim of this study is comparing the estimated discretionary accruals using linear models and non-linear models. To test the hypothesis of the research, sample of 180 listed companies on Tehran Stock Exchange are selected during the years 2010 to 2020 and type I error Monte Carlo simulation is applied. For this purpose, estimated discretionary accruals are divided into ten deciles based on the sales growth variable then 250 random samples of 100 observations are taken with replacement from the estimated discretionary accruals, the type I error percentage are tested with the null hypothesis of zero discretionary accruals against the alternative hypotheses of positive and negative discretionary. The results obtained from type I error Monte Carlo simulation show that the linear discretionary accrual models have high type I error and high rejection rates for null hypothesis, whereas the nonlinear models have less type I error and less rejection rates for null hypothesis. These findings suggest that the non-linear estimation models of discretionary accruals, have a better specification than the Standard discretionary accrual models such as modified Jones model.

Keywords: Accruals, Discretionary Accruals, Modified Jones Model, Monte Carlo Simulation, Spline Interpolation

¹ Department of Accounting, Mo. C., Islamic Azad University, Isfahan, Iran. V.rouhollahi@iau.ir

² Department of Accounting, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran. a.hashemi@ase.ui.ac.ir

³ Department of Statistics and Mathematics, Kho. C., Islamic Azad University, Khomeinishahr, Iran. Sharifdoust@iau.ac.ir

⁴ Department of Accounting, Mo. C., Islamic Azad University, Isfahan, Iran. farhadim58@iau.ac.ir