فصلنامه حسابداری مالی/سال یازدهم/ شماره ۴۲ /تابستان ۹۸/صفحات ۹۹- ۷۵

پیامدهای الگوی تغییر خطی تکه‌ای اقلام تعهدی

آرش قربانی *

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۹/۰۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۳/۰۳

چکیده

هدف این پژوهش، بررسی اعتبار تجربی فرض رابطه خطی بین اقلام تعهدی و تغییرات فروش است. همچنین پیامدهای نقض این فرض در آزمون‌های کشف مدیریت سود پیش‌بینی و به طور تجربی بررسی شده است. برای انجام این پژوهش، یک نمونه شامل ۲۸۳۲ مشاهده از اطلاعات سالانه شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران برای دوره ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۵ مورد استفاده قرار گرفت. شواهد پژوهش نشان می‌دهد که اقلام تعهدی عادی از یک الگوی خطی تکه‌ای نسبت به تغییر فروش برخوردار است. همچنین، شواهد پژوهش نشان می‌دهد که مدل جونز به دلیل عدم کنترل این رفتار غیرخطی دارای خطای سیستماتیک قابل پیش‌بینی است. مطابق یافته‌های حاصل از شبیه‌سازی مونت کارلویی خطای نوع اول، میزان اقلام تعهدی غیرعادی برای نرخ رشد فروش‌های کرانی کمتر از واقع و برای نرخ رشد فروش‌های متوسط بیشتر از واقع برآورد می‌شود. نتایج این پژوهش اهمیت کنترل رفتار نامتقارن اقلام تعهدی عادی را، به ویژه در مطالعاتی که انگیزه‌های مدیریت سود با نرخ رشد فروش همبستگی دارد، برجسته می‌کند.

واژه‌های کلیدی: اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش، خطای اندازه‌گیری سیستماتیک، مدل‌های تعهدی استاندارد.

* استادیار گروه حسابداری، واحد بجنورد، دانشگاه آزاد اسلامی، بجنورد، ایران (نویسنده مسئول)
Email: arash.ghorbani.acc@gmail.com

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

۱- مقدمه

اقلام تعهدی، با وجود نقشی که در انعقاد قراردادهای کارا ایفاء می‌کند، به دلیل اختیارات بیشتری که به مدیران اعطاء می‌کند می‌تواند به ابزاری برای دستکاری عملکرد بدل شود و عینیت و قابلیت اتکای اطلاعات مالی را کـاهش دهد. بـه این دلیل، بخش عمـده‌ای از پژوهش‌های تجربی حسابداری به این پرداخته است تا شواهدی در خصوص مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی پیدا کند. در این مطالعات مدل‌ها و تکنیک‌هایی به کار گرفته می‌شود تا اقلام تعهدی عادی را که از عملیات عادی تجاری ایجاد می‌شوند از اقلام تعهدی غیرعادی (مدیریت شده) تفکیک کنند. در بسیاری از مطالعات، اقلام تعهدی غیرعادی جزئی از کل اقلام تعهدی مشـاهده شده است که پس از کنترل و کسر سطح اقلام تعهدی عادی باقی می‌ماند. به‌رغم شواهدی که در خصوص کشف مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی ارائه شده است، مشکلات اقتصادسنجی مدل‌ها و تکنیک‌هایی که برای اندازه‌گیری مدیریت سود مورد استفاده قرار می‌گیرد اعتبار این شواهد را با تردید روبرو می‌کند (مک‌نیکولز و ویلسون[1]، ۱۹۸۸؛ دیچاو، اسلوان، سوییینی[2]، ۱۹۹۵؛ کانگ و سیوارماکریشنان[3]، ۱۹۹۵؛ مک نیکولز[4]، ۲۰۰۰).

مدل‌های تعهدی بر اساس برخی مفروضات اولیه ساخته می‌شوند. نقض هر یک از این مفروضات، احتمـال ایجاد خطای اندازه‌گیری سیستماتیک را افزایش می‌دهد. یک خطای اندازه‌گیری سیستماتیک، خطایی است که به صورت تصادفی ایجاد نمی‌شود و مربوط به ساخت مدل اندازه‌گیری است. شناسایی عامل یا منبعی که باعث ایجاد خطای سیستماتیک می‌شود به طور نظری می‌تواند پیش‌بینی خطای مدل‌های تعهدی را ممکن سازد. در این راستا، مسئله کلی پژوهش حاضر، شناسایی یک عامل خطای سیستماتیک در مدل‌های تعهدی مبتنی بر مدل جونز[5] (۱۹۹۱) و مطالعه در خصوص پیامدهای آن است. در مدل جونز، اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش یک تابع خطی از تغییر فروش فرض می‌شود. با عطف به این فرض، دو پرسش در این مطالعه مورد توجه قرار می‌گیرد. پرسش اول این است که آیا به طور تجربی فرض وجود یک رابطه خطی بین اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش و تغییر فروش برقرار است؟ پرسش دوم این است که اگر این فرض به طور تجربی نقض شود، پیامدهای آن چیست؟

1 McNichols and Wilson
2 Dechow, Sloan and Sweeney
3 Kang and Sivaramakrishnan
4 McNichols
5 Jones

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

در مدل جونز که به عنوان یک مدل تعهدی استاندارد شناخته می‌شود، اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش بر اساس یک الگوی خطی از شوک‌های فروش (یعنی تغییرات فروش) اندازه-گیری می‌شود. مطابق این فرض، در صورت یکسان بودن شرایط فروش‌های اعتباری واحد تجاری و عرضه‌کنندگان مواد اولیه آن (که شواهد تجربی بسیاری از جمله پژوهش خود جونز آن را تائید می‌کند؛ همچنین نگاه کنید به قربانی و ودیعی، ۱۳۹۷)، انتظار می‌رود که سطح اقلام تعهدی عادی با شیب یکسانی هنگام رشد فروش افزایش و هنگام افت فروش کاهش یابد. مطابق مطالعات قبلی، هنگامی که فروش کاهش می‌یابد، تأثیر برخی عوامل اقتصادی در سطح شرکت (مانند محافظه‌کاری شرطی، چسبندگی هزینه، انقطاع عملیات[1] و تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش) می‌تواند رابطه خطی اقلام تعهدی عادی و تغییر فروش را به یک رابطه خطی تکه‌ای[2] تبدیل کند. مطابق این مطالعات، به دلیل وجود احتمالی تعارض‌های نمایندگی، کاهش فروش می‌تواند مجموعه‌ای از اقدامات واکنشی مدیریت را باعث شود که منجر به کاهش غیرمنتظره جزء غیر نقدی سرمایه در گردش و متعاقباً کاهش شدید اقلام تعهدی عادی می‌شود. این اقدامات شامل اتخاذ گزارشگری محافظه‌کارانه و متعاقب آن، کاهش دادن ارزش دارایی‌های جاری به دلیل شناسایی زودهنگام زیان‌های اقتصادی تحقق نیافته (بیزلف و باسو[3]، ۲۰۱۶)؛ انقطاع عملیات و تصفیه فیزیکی سرمایه در گردش در بخش‌های دارای عملکرد ضعیف (لارنس، اسلوان و سان[4]، ۲۰۱۶)؛ یا اجرای یک سیاست انقباضی در خصوص سرمایه در گردش (باتلر، لیون و ویلنبرگ[5]، ۲۰۰۴) است. همچنین، انفعال مدیر در تعدیل متناسب عملیات در زمان کاهش فروش منجر به چسبندگی هزینه می‌شود که در نتیجه آن، مقاومت هزینه‌های تعهدی در مقابل کاهش، باعث کاهش غیرمنتظره اقلام تعهدی می‌شود (اندرسون، بانکر، جانکرمان[6]، ۲۰۰۳؛ بانکر، باسو، بیزلف و چن[7]، ۲۰۱۶). بـر این اساس، در دوره‌های افت فروش، به دلیل وجود احتمالی هر یک از عوامل نامبرده، انتظار می‌رود اقلام تعهدی عادی با شیبی بیشتر از شیب آن در دوره‌های رشد فروش کاهش یابد. این مسئله باعث رفتار نامتقارن و خطی تکه‌ای اقلام تعهدی عـادی نسبت به تغییر فروش می‌شود. در نتیجه می‌توان انتظار داشت که مدل تعهدی جونز، به دلیل تحمیل یک الگوی خطی به الگویی که در واقع خطی تکه‌ای است، ممکن است دارای یک خطای سیستماتیک قابل

1 Operation curtailment
2 Piecewise linear
3 Byzalov and Basu
4 Lawrence, Sloan and Sun
5 Butler, Leone and Willenborg
6 Anderson, Banker and Janakiraman
7 Banker, Basu, Byzalov and Chen

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

پیش‌بینی باشد. این خطای سیستماتیک به ویژه زمانی مسئله‌ساز است که در یک آزمون کشف مدیریت سود، از متغیر نرخ رشد فروش به عنوان متغیر انگیزاننده مدیریت سود استفاده شود. برای مثال، زمانی که پژوهشگر بخواهد این فرضیه را آزمون کند که شرکت‌هایی که دارای نرخ رشد فروش بالا هستند به منظور اجتناب از مالیات، نتایج عملکرد خود را کمتر از واقع نشان می‌دهند.

از آنجا که اعتبار نتایج پژوهش‌هایی که درباره مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی انجام می‌گیرد به خطای اندازه‌گیری مدل‌های تعهدی وابسته است، پژوهش درباره منابع خطای این مدل‌ها می‌تواند پیشنهادهایی جهت کنترل این منابع خطا برای پژوهش‌های آتی فراهم نماید. مطالعه حاضر همچنین می‌کوشد تا افزوده‌هایی برای ادبیات مدیریت سود داشته باشد. مقاله حاضر بر کشف ریشه‌های اقتصادی الگوی تغییر خطی تکه‌ای اقلام تعهدی متمرکز نیست. در عوض، این پژوهش، اولاً مطابق یک چارچوب نظری، پیامدهای اقتصادسنجی ناشی از عدم کنترل الگوی تغییر خطی تکه‌ای اقلام تعهدی را پیش‌بینی می‌کند و ثانیاً از طریق شبیه‌سازی خطای نوع اول شواهدی تجربی در حمایت از این پیش‌بینی فراهم می‌آورد.

۲- پیشینه و فرضیه‌های پژوهش

یک روش رایج در کشف مدیریت سود این است که نخست انگیزه‌های مدیریت سود شناسایی شود و سپس بررسی شود که آیا الگوی تغییر اقلام تعهدی غیرمنتظره به طور نظری با این انگیزه‌ها تطابق دارد یا خیر (هیلی و والن[1]، ۱۹۹۹). بر همین اصل، بسیاری از مطالعات تجربی در حوزه مدیریت سود، با پیروی از هیلی[2] (۱۹۸۵) و جونز (۱۹۹۱)، از متغیرهای جداکننده[3] استفاده می‌کنند. متغیر جداکننده متغیری است که مطابق فرضیه یا انتظار پژوهشگر، نمونه را بر حسب وجود یا عدم وجود انگیزه برای مدیریت سود، به دو گروه تقسیم می‌کند (مک‌نیکولز و ویلسون، ۱۹۸۸). پژوهشگر انتظار دارد تا میانگین اقلام تعهدی غیرعادی در گروهی که دارای انگیزه مدیریت سود است غیر صفر و علامت آن مطابق با علامت پیش‌بینی شده باشد و در گروه دیگر که انگیزه‌ای برای مدیریت سود وجود ندارد میانگین اقلام تعهدی غیرعادی صفر باشد. برای مثال، در یک پژوهش در خصوص این فرضیه که مدیران در شرکت‌های بزرگ به دلیل فرایندهای سیاسی برای کاهش عامدانه سود انگیزه دارند، پژوهشگر ممکن است از متغیر جداکننده جمع دارایی‌ها به عنوان سنجه اندازه شرکت استفاده کند. در چنین پژوهشی، پژوهشگر انتظار دارد تا

1 Healy and Wahlen
2 Healy
3 Partitioning Variable

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

با مشاهده سطح بالا و معنی‌دار اقلام تعهدی غیرعادی منفی در آن گروه از شرکت‌هایی که دارای جمع دارایی‌های بالا هستند، فرض صفر عدم وقوع مدیریت سود را به نفع فرض نقیض مدیریت سود کاهنده رد کند. از آنجا که اقلام تعهدی غیرعادی قابل‌مشاهده نیست برای اندازه‌گیری آن از برخی مدل‌های تعهدی مانند مدل جونز یا هیلی استفاده می‌شود. اقلام تعهدی غیرعادی برآوردی توسط این مدل‌ها ممکن است علاوه بر خطای اندازه‌گیری تصادفی دارای یک خطای اندازه‌گیری سیستماتیک باشد (مک نیکولز، ۲۰۰۰). خطای تصادفی مشکلی در پژوهش ایجاد نمی‌کند چون بر حسب تعریف میانگین خطای تصادفی صفر و مضافاً کوواریانس آن با هر متغیر دیگری صفر است. با این وجود، خطای سیستماتیک می‌تواند در شرایطی نتایج آزمون کشف مدیریت سود را دچار تورش کند. این مشکل به ویژه زمانی مسئله‌ساز است که خطای اندازه‌گیری سیستماتیک با متغیر جداکننده همبستگی داشته باشد (مک نیکولز و ویلسون، ۱۹۸۸؛ برنارد و اسکینر[1]، ۱۹۹۶؛ مک نیکولز، ۲۰۰۰). برای مثال، اگر خطای اندازه‌گیری سیستماتیک اقلام تعهدی غیرعادی با اندازه شرکت (به عنوان متغیر جداکننده در آزمون فرضیه سیاسی) همبستگی مثبت داشته باشد، پژوهشگر ممکن است حتی اگر مدیریت سودی هم انجام نشده باشد، شواهدی از یک مدیریت سود کاهنده کشف کند. این مسئله باعث افزایش خطای نوع اول می‌شود. بالعکس، اگر خطای اندازه‌گیری سیستماتیک اقلام تعهدی غیرعادی با اندازه شرکت یک همبستگی معکوس داشته باشد، حتی اگر واقعاً شرکت‌های بزرگ سود خود را عامدانه کاهش داده باشند، ممکن است پژوهشگر شواهدی از مدیریت سود کاهنده کشف نکند. این مسئله باعث افزایش خطای نوع دوم می‌شود. دیچاو و همکاران (۱۹۹۵) و کوتاری، لئون و وسلی[2] (۲۰۰۵) شواهدی ارائه می‌دهند که خطای اندازه‌گیری مدل‌های تعهدی مانند جونز یا هیلی با عملکرد مالی (سود یا جریان‌های نقدی عملیاتی) همبستگی دارد. آن‌ها نشان می‌دهند که پیامد این همبستگی افزایش خطای نوع اول و دوم پژوهش به ویژه در مطالعاتی است که سود یا جریان‌های نقدی عملیاتی به عنوان متغیر جداکننده استفاده می‌شود یا متغیر جداکننده با این متغیرهای عملکرد همبسته است.

مطابق کانگ و سیوارماکریشنان (۱۹۹۵: ۳۵۴-۳۵۶)، عوامل مختلفی مانند خطا در متغیرهای مستقل، وجود متغیر همبسته محذوف و همزمانیت[3] می‌تواند باعث ایجاد خطای اندازه-گیری سیستماتیک در مدل‌های تعهدی شود. مطالعات تجربی بسیاری کوشیده‌اند تا این عوامل

1 Bernard and Skinner
2 Kothari, Leone and Wasley
3 Simultaneity

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

ایجاد خطا را در مدل‌های تعهدی کنترل کنند. برای نمونه، آلن، لارسون و اسلوان[1] (۲۰۱۳) پیشنهاد می‌دهند که برای کاهش خطا در متغیر مستقل، علاوه بر تغییر فروش از تغییر تعداد کارکنان نیز به عنوان متغیر کنترل‌کننده سطح اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش استفاده شود. دیچاو و همکاران (۱۹۹۵) بـه منظور رفع مشکل همزمانیت پیشنهاد می‌دهند که از تغییر فروش نقدی به جای تغییر فروش در مدل جونز استفاده شود. کوتاری و همکاران (۲۰۰۵) به منظور کنترل تأثیر عملکرد مالی شرکت بر اقلام تعهدی عادی پیشنهاد می‌دهند که بازده دارایی-ها به مجموعه متغیرهای کنترل‌کننده اقلام تعهدی عادی در مدل جونز اضافه شود.

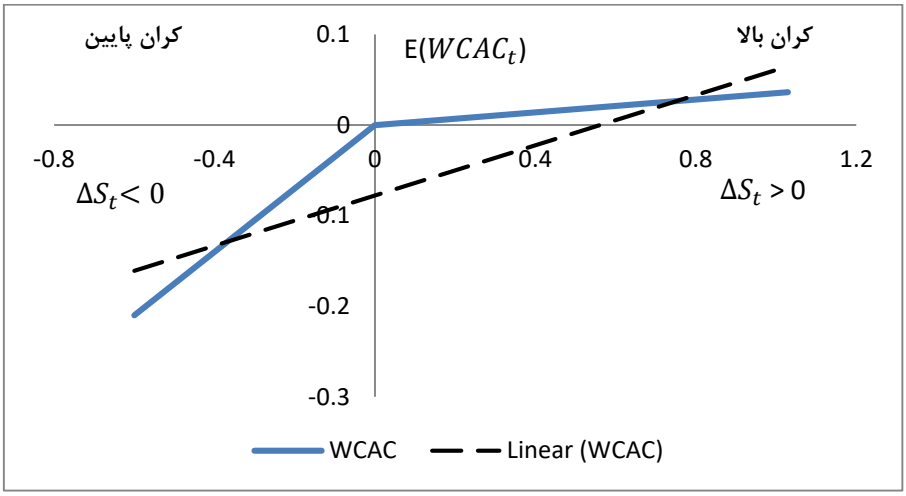
گروه دیـگری از مطالعات تجربی بـه ساخت خطی مدل‌هـای تعهدی در ایجاد خطای اندازه-گیری اقلام تعهدی غیرعادی توجه کرده‌اند. برای مثال، بال و شیواکمار[2] (۲۰۰۶) و باسو و بیزلف (۲۰۱۶) نشان می‌دهند که از آنجا که به دلیل محافظه‌کاری شرطی، سود و زیان‌های اقتصادی تحقق نیافته به صورت نامتقارن در اقلام تعهدی منعکس می‌شوند، اقلام تعهدی عادی دارای یک رفتار نامتقارن و غیرخطی است. این مطالعات نشان می‌دهند که استفاده از یک مدل خطی تکه‌ای به جای مدل خطی باعث کاهش خطای اندازه‌گیری مدل‌های تعهدی می‌شود. مطالعات دیگری، بدون آن که به مسئله خطای مدل‌های تعهدی بپردازند، نشان می‌دهند که اقلام تعهدی عادی به دلیل چسبندگی هزینه (بانکر و همکاران، ۲۰۱۶؛ صفرزاده، بیگ پناه، ۱۳۹۳؛ خدادادی، نیک کار و حاجی‌زاده، ۱۳۹۴)، یا توقف عملیات (لارنس و همکاران، ۲۰۱۶) دارای یک رفتار خطی تکه‌ای نسبت به فروش است. مطابق این مطالعات، اقلام تعهدی عادی هنگام کاهش فروش بـا شیب بیشتری در مقایسه با زمانی که فروش افزایش می‌یابد کاهش می‌یابد.

فرض وجود یک رابطه خطی بین اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش و تغییر فروش به این معنی است که اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش صرف‌نظر از کاهش یا افزایش فروش با یک شیب ثابت تغییر می‌کند. با عطف به مطالعات پیشین که در بالا مورد اشاره قرار گرفتند، در پژوهش حاضر پیش‌بینی می‌شود که این فرض در جهانی که به دلیل وجود تعارض‌های نمایندگی عاری از اصطکاک[3] نیست نمی‌تواند برقرار باشد. به دلیل وجود تعارض‌های نمایندگی، کاهش فروش ممکن است پیامدهایی را در برداشته باشد. این پیامدها شامل شناسایی زودهنگام زیان‌های اقتصادی تحقق نیافته به منظور کاهش هزینه‌های نمایندگی، چسبندگی هزینه، انقطاع عملیات یا حتی تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش است. برای مثال، علیمـرادی و علی احمدی

1 Allen, Larson and Sloan
2 Ball and Shivakumar
3 Friction

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

(۱۳۹۲) و بنی‌مهد، مرادزاده و شجاعی باغینی (۱۳۹۳) تأثیر تعارض‌های نمایندگی را به ترتیب بر چسبندگی هزینه و محافظه‌کاری مورد بررسی قرار داده‌اند. با فرض نبود مدیریت سود، عوامل اقتصادی یاد شده تأثیر متفاوتی بر اجزای اقلام تعهدی عادی مانند تغییر حساب‌های دریافتنی، تغییر موجودی‌ها یا تغییر حساب‌های پرداختنی می‌گذارند، با این وجود اثر نهایی آن‌ها یک کاهش غیرمنتظره در اقلام تعهدی سرمایه در گردش در دوره‌های کاهش فروش ($\Delta S_t < 0$) است (بیزلف و باسو، ۲۰۱۶). برای مثال، اگر مدیر کاهش فروش را به‌منزله کاهش احتمالی جریان‌های نقدی ناشی از دارایی‌های جاری مانند مطالبات یا موجودی‌ها تلقی کند و متعاقب یک گزارشگری محافظه‌کارانه ارزش این دارایی‌ها را کاهش دهد، اقلام تعهدی سرمایه در گردش هنگامی که فروش کاهش می‌یابد، با شیب بیشتری کاهش می‌یابد.



نمودار (۱): الگوی نظری تغییر خطی تکه‌ای اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش نسبت به تغییر فروش

با توجه به توضیحات فوق، در پژوهش حاضر پیش‌بینی می‌شود که نخست رفتار اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش هنگام افزایش و کاهش فروش متقارن نیست و دارای یک الگوی تغییر خطی تکه‌ای است؛ دوم، پیش‌بینی می‌شود که صرف‌نظر از این که عامل آن چیست، اگر از یک مدل خطی برای برآورد اقلام تعهدی عادی استفاده شود، مقدار اقلام تعهدی عادی برای تغییر فروش‌های کرانی[1] بیش‌نمایی و مقدار آن برای تغییر فروش‌های متوسط کم‌نمایی می‌شود. این خطا در اندازه‌گیری اقلام تعهدی عادی متعاقباً باعث می‌شود که اقلام تعهدی غیرعادی برآوردی

1 Extreme

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

برای تغییر فروش‌های کرانی کم‌نمایی و برای تغییر فروش‌های متوسط بیش‌نمایی شود. نمودار ۱، برای درک بهتر این پیش‌بینی درباره خطای اندازه‌گیری مدل‌های تعهدی استاندارد ترسیم شده است. در این نمودار، به طور نظری فرض می‌شود که اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش E(WCAC) از یک مدل خطی‌تکه‌ای نسبت به تغییر فروش تبعیت می‌کند (خط پیوسته). همچنان که مشاهده می‌شود شیب نمودار برای تغییر منفی فروش (سمت چپ نمودار) بیشتر از شیب آن برای تغییر مثبت فروش (سمت راست نمودار) است. در صورت استفاده از یک مدل خطی مانند مدل جونز، یک شیب میانگین و یکسان برای برازش داده‌های اقلام تعهدی اعمال می‌شود (خط مقطع). نتیجه این است که در کران بالا و پایین، میزان اقلام تعهدی عادی که طبق مدل جونز (خط مقطع) برآورد می‌شود بیشتر از واقع است (خط مقطع بالاتر از خط پیوسته است). برآورد بیش از واقع اقلام تعهدی عادی به معنی برآورد کمتر از واقع اقلام تعهدی غیرعادی است. در سایر نقاط، خط مقطع پایین‌تر از خط پیوسته است که به این معنی است که میزان اقلام تعهدی عادی کمتر از واقع و به تبع آن، اقلام تعهدی غیرعادی بیشتر از واقع برآورد می‌شود. در پژوهش حاضر، برای آزمون تجربی پیش‌بینی‌های فوق، فرضیه اول و دوم پژوهش به شرح زیر تدوین می‌شود:

فرضیه اول: هنگامی که فروش کاهش می‌یابد، اقلام تعهدی سرمایه در گردش (کل اقلام تعهدی) با شیب بیشتری نسبت به هنگامی که فروش افزایش می‌یابد، کاهش می‌یابد و در نتیجه، بین اقلام تعهدی و تغییر فروش رابطه نامتقارن وجود دارد.

فرضیه دوم: با ثابت بودن سایر عوامل، در صورت عدم کنترل الگوی خطی تکه‌ای اقلام تعهدی عادی، میزان اقلام تعهدی غیرعادی برای تغییر فروش‌های کرانی کمتر از واقع و برای تغییر فروش‌های متوسط بیشتر از واقع برآورد می‌شود.

فرضیه دوم به این معناست که در صورت عدم کنترل الگوی تغییر خطی تکه‌ای اقلام تعهدی، مدل جونز یک خطای اندازه‌گیری سیستماتیک ایجاد می‌کنند که با قدر مطلق تغییر فروش یک همبستگی معکوس دارد.

۳- روش‌شناسی پژوهش

۳-۱- داده‌ها و نمونه

نمونه این تحقیق شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران است که داده‌های مربوط به صورت‌های مالی سالانه آن‌ها برای دوره زمانی ۱۶ ساله از ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۵ در بانک اطلاعاتی ره‌آورد نوین در دسترس است. شرکت‌های سرمایه‌گذاری، مؤسسات مالی، بیمه‌ها و بانک‌ها از نمونه کنار گذاشته می‌شوند، زیرا ماهیت سرمایه در گردش و

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

اقلام تعهدی در این دسته از شرکت‌ها با سایر شرکت‌ها متفاوت است (کوتاری و همکاران، ۲۰۰۵). از آنجا که تفاضل مرتبه اول مشاهدات برای محاسبه متغیرهای پژوهش مورد نیاز است، نمونه پژوهش به دوره بعد از سال ۱۳۸۰ یعنی اطلاعات ۱۵ ساله ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۵ کاسته می‌شود. کلیه مشاهدات تکراری و ناهمخوان و همچنین صنایع و شرکت‌هایی که داده‌های کافی برای تخمین پارامترهای مدل‌های پژوهش ندارند از نمونه حذف می‌شوند. بر این اساس، نمونه در سطح صنعت شامل صنایعی است که دارای حداقل ۳۰ مشاهده در دسترس از هر متغیر و حداقل ۵ مشاهده کاهش فروش باشند (مطابق بال و شیواکمار، ۲۰۰۶). در سطح شرکت حداقل یک سری زمانی بدون انقطاع ۱۰ ساله از مشاهدات هر متغیر برای هر شرکت مورد نیاز است. با اعمال این محدودیت‌ها، یک نمونه شامل ۲۸۳۲ مشاهده شرکت ـ سال از ۲۰۰ شرکت و ۱۷ صنعت به عنوان نمونه نهایی پژوهش انتخاب شد. به منظور کاهش ناهمسانی واریانس، کلیه مشاهدات متغیرهای پژوهش بر میانگین دارایی‌های دوره تقسیم گردیدند. کلیه متغیرها به دلیل وجود خطا در داده‌ها و مشکلات ناشی از مقیاس‌زدایی، در سطح ۱٪ مقادیر منتهایی توزیع‌شان وینزوری[1] شده‌اند.

جدول (۱): فرآیند انتخاب نمونه

کل شرکت‌های پذیرفته شده در سال ۱۳۹۵	**۷۵۵**
حذف مؤسسات سرمایه‌گذاری، بانک‌ها، لیزینگ‌ها، بیمه‌ها و مؤسسات اعتباری.	**(۱۴۵)**
حذف شرکت‌هایی که دارای ۱۰ مشاهده متوالی از متغیرهای مورد نیاز در دوره تحقیق نیستند.	**(۳۱۳)**
حذف شرکت‌هایی که صنعت آن‌ها به طور همزمان دارای ۳۰ مشاهده از متغیرهای مورد نیاز و ۵ مشاهده کاهش فروش در طی دوره تحقیق نیست.	**(۹۷)**
نمونه نهایی	**۲۰۰**

۳-۲- مدل‌های رگرسیونی خطی تکه‌ای

در پژوهش حاضر به منظور آزمون تجربی این پیش‌بینی که اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش و متعاقباً کل اقلام تعهدی از یک الگوی تغییر خطی تکه‌ای نسبت به تغییر فروش پیروی می‌کند، از مدل خطی تکه‌ای ۱ و ۲ استفاده می‌شود:

$$WCAC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta S_{i,t} + \alpha_2 \left(D_{i,t} \times \Delta S_{i,t}\right) + \varepsilon_{i,t} \qquad \text{رابطه (۱)}$$

$$TAC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta S_{i,t} + \alpha_2 \left(D_{i,t} \times \Delta S_{i,t}\right) + \alpha_3 PPE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \qquad \text{رابطه (۲)}$$

مدل ۲، نسخه خطی‌تکه‌ای از مدل خطی جونز (۱۹۹۱) و مدل ۱، نسخه تقلیل یافته و خطی تکه‌ای از آن است... تعریف متغیرها در دو مدل به شرح زیر است:

1 Winsorized

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

WCAC= اقلام تعهدی سرمایه در گردش؛ TAC= کل اقلام تعهدی؛ ΔS= تغییر فروش؛ D= یک متغیر مصنوعی دو ارزشی (۱و۰) است با ارزش ۱ برای کاهش فروش و صفر برای رشد فروش. در پژوهش حاضر، دو سنجه D1 و D2 که به ترتیب به منظور کنترل کاهش فروش و کاهش فروش نقدی استفاده می‌شود، به جای D در مدل جایگزین می‌شوند؛ PPE= ناخالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات؛ و ε= جزء اخلال (خطا) است.

اقلام تعهدی سرمایه در گردش (WCAC)، برابر است با تغییر دارایی‌های جاری (به استثنای وجه نقد) منهای تغییر بدهی‌های جاری (به استثنای مالیات پرداختنی، تسهیلات مالی جاری دریافتی و حصه جاری بدهی‌های بلندمدت). همچنین، کل اقلام تعهدی (TAC)، 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 سرمایه‌گذاری و سود پرداختی بابت تأمین مالی).

پیش‌بینی علامت ضرایب: در مدل‌های خطی تکه‌ای ۱ و ۲، هنگامی که تغییر فروش مثبت باشد، متغیر مصنوعی D برابر صفر است. بنابراین، شیب اقلام تعهدی در زمان افزایش فروش برابر خواهد بود با $\hat{\alpha}_1$. با فرض یکسان بودن سیاست فروش‌های اعتباری واحد تجاری و عرضه-کنندگان مواد اولیه آن، و به دلیل آن که در شرکت‌های سودآور رشد اقلام تعهدی درآمد بیشتر از رشد اقلام تعهدی هزینه است (رونن و یاری[1]، ۲۰۰۸)، انتظار داریم تا یک رابطه مثبت بین تغییر فروش و اقلام تعهدی وجود داشته باشد. بر این اساس انتظار داریم $\hat{\alpha}_1 > 0$. همچنین وقتی تغییر فروش منفی باشد، داریم D=1. بنابراین شیب اقلام تعهدی در زمان کاهش فروش برابر است با $\hat{\alpha}_1+\hat{\alpha}_2$. با این توضیح، اگر مطابق فرضیه اول پژوهش شیب تغییر اقلام تعهدی در زمان کاهش فروش بیشتر از شیب آن در زمان افزایش فروش باشد، انتظار داریم: $\hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2 > \hat{\alpha}_1$. بر این اساس، اگر $\hat{\alpha}_2 > 0$ می‌توان نتیجه گرفت که اقلام تعهدی هنگام کاهش فروش با شیب بیشتری کاهش می‌یابد.

۳-۳- برآورد اقلام تعهدی غیرعادی

در این پژوهش، برای برآورد پارامترهای اقلام تعهدی عادی، از مدل کلی زیر استفاده می‌شود:

رابطه (۳) $$TAC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1(1/A_{i,t}) + \sum_k f_k X_{k,i,t} + e_{i,t}$$

که در آن،

1 Ronen and Yaari

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

TAC= کل اقلام تعهدی (که شیوه محاسبه آن در سطور قبل ارائه شد)، X_k= متغیرهای تعیین‌کننده اقلام تعهدی عادی طبق مدل‌های تعهدی، به شرح زیر است:

طبق مدل جونز (۱۹۹۱): تغییر فروش (ΔS_t) و ناخالص اموال ماشین‌آلات و تجهیزات (PPE_t).

طبق مدل جونز تعدیل‌شده (۱۹۹۵): تغییر فروش نقدی که برابر است با تغییر فروش منهای تغییر حساب‌های دریافتنی ($\Delta S_t - \Delta AR_t$) و ناخالص اموال ماشین آلات و تجهیزات (PPE_t)؛ طبق مدل ترکیبی مک نیکولز (۲۰۰۲): تغییر فروش (ΔS_t)، ناخالص اموال ماشین‌آلات و تجهیزات (PPE_t)، جریان‌های نقدی عملیاتی دوره قبل (CFO_{t-1})، جریان‌های نقدی عملیاتی دوره جاری (CFO_t) و جریان‌های نقدی عملیاتی دوره آتی (CFO_{t+1}). در پژوهش حاضر، مشابه کوتاری و همکاران (۲۰۰۵)، با افزوده شدن بازده دارایی‌های دوره جاری (ROA_t) یا بازده دارایی-های دوره قبل (ROA_{t-1}) به متغیرهای تعیین‌کننده اقلام تعهدی در مدل جونز و جونز تعدیل‌شده، چهار مدل تعدیل‌شده دیگر نیز برای برآورد اقلام تعهدی عادی مورد استفاده قرار می‌گیرد.

F_k= پارامترهای اقلام تعهدی عادی است؛ متغیر 1/A، مطابق جونز و به منظور کنترل تقسیم متغیرهای وابسته و مستقل بر میانگین دارایی‌ها، و یک عرض از مبدأ (α_0)، مطابق کوتاری و همکاران، به هر یک از مدل‌های تعهدی اضافه شده است.

کلیه مدل‌های تعهدی در سطح صنعت و با استفاده از مدل‌های داده‌های پانلی برازش می‌شوند. اگرچه 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 به طور مستقل ایجاد می‌شود. این فرض به دلیل آنکه اقلام تعهدی نتیجه معاملات بین شرکتی در یک صنعت هستند چندان واقع‌بینانه نیست. مضافاً، 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 از آنجا که این مدل‌ها برای هر سال به طور جداگانه برازش می‌شوند، اثر معکوس شدن اقلام تعهدی را کنترل نمی‌کنند و مضافاً، 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

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

شرکت‌ها)، با افزایش حجم نمونه در دسترس کارایی تخمین را افزایش دهد (کریستودولو و سارافیدز[1]، ۲۰۰۸).

با توجه به توضیحات فوق، به منظور برآورد اقلام تعهدی عادی، نخست کلیه مدل‌های تعهدی در سطح صنعت و با استفاده از مدل انتخابی طبق آزمون‌های انتخاب مدل (شامل آزمون F ولش، بروش پاگان و هاسمن) برازش و پارامترهای اقلام تعهدی عادی برآورد می‌گردد. در مرحله بعد، با استفاده از این پارامترها، اقلام تعهدی عادی محاسبه می‌شود. اقلام تعهدی غیرعادی برآوردی، یعنی DA، برای هر مدل به شرح زیر محاسبه می‌شود:

$$DA_{i,t} = TAC_{i,t} - [\hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1(1/A_{i,t}) + \sum_k \hat{f}_k X_{k,i,t}]$$

۳-۴- شبیه‌سازی مونت کارلویی خطای نوع اول

فرضیه دوم پژوهش بیان می‌کند که اقلام تعهدی غیرعادی برای تغییر فروش‌های کرانی کم‌تر از واقع و برای تغییر فروش‌های متوسط بیشتر از واقع برآورد می‌شود. این فرضیه به این معنا است که به دلیل خطای اندازه‌گیری سیستماتیک، شانس کشف یک مدیریت سود افزاینده (کاهنده) در دهک‌های اول و آخر تغییر فروش کم (زیاد) و مقابل در دهک‌های میانی تغیر فروش زیاد (کم) است. برای آزمون این فرضیه، مطابق کوتاری و همکاران (۲۰۰۵) از شبیه‌سازی مونت کارلویی خطای نوع اول استفاده می‌شود. در این شبیه‌سازی، یک آزمون کشف مدیریت سود برای نمونه‌های تصادفی از اقلام تعهدی غیرعادی و برای دفعات مکرر شبیه‌سازی می‌شود. متغیر جداکننده در این شبیه‌سازی آزمون کشف مدیریت سود، تغییر فروش است. انتخاب تصادفی نمونه‌های اقلام تعهدی غیرعادی از دهک‌های متغیر جداکننده (تغییر فروش) باعث می‌شود که عامل علّی مدیریت سود به طور سیستماتیک حذف شود (دیچاو و همکاران، ۱۹۹۵). بنابراین، در صورتی که فرض صفر (عدم وقوع مدیریت سود) بیش از میزان مورد انتظار رد شود خطای نوع اول افزایش می‌یابد. با توجه به رابطه معکوس خطای نوع اول و دوم، با فرض ثابت ماندن حجم نمونه، رد کمتر از انتظار فرض صفر به معنی افزایش خطای نوع دوم است. با توجه به توضیحات فوق، برای شبیه‌سازی خطای نوع اول به شرح زیر عمل می‌کنیم:

اقلام تعهدی غیرعادی برآوردی بر حسب دهک‌های تغییر فروش به ده گروه تقسیم می‌شوند. از هر دهک، یک نمونه تصادفی متشکل از ۳۰ مشاهده DA با جایگذاری انتخاب و فرض صفر $H_0: \overline{DA} = 0$ برای آن نمونه در مقابل فرض‌های نقیض $H_a: \overline{DA} > 0$ یا $H_a: \overline{DA} < 0$

1 Christodoulou and Sarafidis

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

0 آزمون می‌شود. آماره این آزمون دارای توزیع t با درجه آزادی n-1 است که به شرح زیر محاسبه می‌شود:

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

$$s(DA) = \sqrt{\sum_{i=1}^{N}(DA_{i,t} - \overline{DA})^2 /N-1)} \quad \text{و} \quad \overline{DA} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} DA_{i,t}$$ که در آن،

است. 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. با تکرار نمونه‌گیری و آزمون فرض صفر برای ۱۰۰ بار، نرخ دفعات رد فرض صفر که عبارت است از $\widetilde{P} = x/n$ محاسبه می‌شود، که در آن x تعداد دفعات مشاهده رد فرض صفر و n تعداد امتحان‌ها است (که در این آزمون برابر با ۱۰۰ است). مطابق آزمون دوجمله‌ای، در صورتی که نرخ دفعات رد مشاهده شده بیشتر (کمتر) از مقدار بحرانی ۰/۰۸ (۰/۰۲) باشد با اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت که نرخ دفعات رد فرض صفر بیشتر (کمتر) از نرخ رد مورد انتظار ۰/۰۵ است.

۴- یافته‌های پژوهش

۴-۱- آماره های توصیفی

آماره های توصیفی برای متغیرهای پژوهش در کل نمونه و در دو زیر نمونه مشاهدات رشد فروش و کاهش فروش در جدول ۲ ارائه شده است. چولگی اکثر متغیرهای پژوهش (به ویژه متغیرهای وابسته) خفیف است. همچنین اختلاف میانگین متغیرها در دو زیر نمونه رشد فروش و کاهش فروش در سطح ۵ درصد معنی‌دار است.

جدول (۲): آماره های توصیفی

	کل نمونه				زیر نمونه رشد فروش	زیر نمونه کاهش فروش	آزمون برابری میانگین‌ها	
	میانگین	میانه	چولگی	کشیدگی	میانگین	میانگین	تفاوت	t
ΔS_t	۰/۱۱۷	۰/۰۹۴	۰/۷۰	۲/۴۰	۰/۲۱۸	-۰/۱۵۱	۰/۳۷***	۵۱/۴
$\Delta S_t - \Delta AR_t$	۰/۰۸۳	۰/۰۵۸	۰/۵۲	۲/۴۳	۰/۱۷۱	-۰/۱۵۴	۰/۳۲***	۳۸/۶
$WCAC_t$	۰/۰۴۲	۰/۰۳۴	۰/۲۱	۱/۰۵	۰/۰۶۵	-۰/۰۱۷	۰/۰۸***	۱۲/۵
TAC_t	۰/۱۱۰	۰/۰۹۲	۰/۴۷	۰/۸۳	۰/۱۳۵	۰/۰۳۵	۰/۱۰***	۱۴/۳
PPE_t	۰/۲۷۵	۰/۲۲۷	۱/۰۱	۰/۶۱	۰/۲۸۰	۰/۲۶۳	۰/۰۲**	۲/۰۵
مشاهدات	۲۸۳۲				۲۰۶۱	۷۷۱		

تمام متغیرها بر میانگین دارایی‌ها تقسیم و در سطح ۱ درصد مقادیر منتهایی توزیع خود وینزوری شده‌اند. آماره t برای آزمون برابری میانگین زیر نمونه مشاهدات رشد و زیر نمونه مشاهدات کاهش فروش ارائه شده است. مقادیری که با سه و دو ستاره علامت‌دار شده‌اند به ترتیب در سطح ۰/۰۱ و ۰/۰۵ معنی‌دار هستند. مشاهدات متغیرها برای دوره زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۵ است.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

میانگین اقلام تعهدی سرمایه در گردش در زیر نمونه مشاهدات رشد و کاهش فروش به ترتیب ۰/۰۶۵ و ۰/۰۱۷- است که یک کاهش، معادل ۰/۰۸ میانگین دارایی‌ها، را در دوره‌های کاهش فروش نشان می‌دهد. به همین ترتیب، کل اقلام تعهدی یک کاهش معادل ۰/۱۰ میانگین دارایی‌ها را در دوره‌های کاهش فروش نشان می‌دهد. تعداد مشاهدات کاهش فروش ۷۷۱ است که در حدود ۲۷ درصد از کل مشاهدات است.

۴-۲- شواهدی از الگوی تغییر خطی تکه‌ای اقلام تعهدی عادی (نتیجه آزمون فرضیه اول)

به منظور گردآوری شواهد در خصوص این که آیا اقلام تعهدی عادی در دوره‌های کاهش فروش با شیب بیشتری نسبت به دوره‌های رشد فروش تغییر می‌کند، مدل‌های رگرسیونی خطی تکه‌ای ۱ و ۲ در سطح ۱۷ صنعت و بر اساس آزمون‌های انتخاب مدل داده‌های تابلویی به صورت تلفیقی مورد برازش قرار گرفتند. نتایج برازش مدل‌های خطی تکه‌ای در جدول ۳ ارائه شده است. برای هر مدل برازش شده، ضرایب برآوردی متغیرهای مستقل، آماره t، و ضریب تعیین تعدیل‌شده ارائه شده است. هر ضریب نمایش داده شده در این جدول، میانگین ضرایب به‌دست‌آمده در برازش مدل در صنایع مختلف است. به منظور آزمون فرض غیر صفر بودن میانگین ضرایب، مطابق فاما و مکبث[1] (۱۹۷۳)، آماره t برای هر ضریب بر اساس انحراف معیار توزیع آماری ضرایب و به شرح زیر محاسبه شده است:

$$\mathrm{t}(\bar{\alpha}_i) = \frac{\bar{\hat{\alpha}}_i}{\sigma(\hat{\alpha}_i)/\sqrt{n}}$$

در رابطه بالا، $\bar{\hat{\alpha}}_i$ میانگین ضرایب برآوردی، $\sigma(\hat{\alpha}_i)$ انحراف معیار ضرایب برآوردی و n تعداد مشاهدات است (که در این پژوهش برابر ۱۷ صنعت است).

در جدول ۳، ستون i و ii، نتایج برازش مدل خطی تکه‌ای ۱ ارائه شده است. در ستون i و ii، به ترتیب، از متغیر مصنوعی کاهش فروش (D1) و کاهش فروش نقدی (D2) به عنوان سنجه کاهش فروش استفاده شده است. در ستون i، مطابق انتظار ضریب تغییر فروش (ΔS_t)، که شیب اقلام تعهدی سرمایه در گردش در زمان رشد فروش را نشـان می‌دهـد، مثبت و معنی‌دار است ($\hat{\alpha}_1 =$ ۰/۱۷۴). ضریب متغیر تعاملی ($D1_t \times \Delta S_t$) مثبت و میزان آن ۰/۰۷۶ است که در سطح ۵ درصد معنی‌دار است (مقدار آماره t برابر ۲/۷۳۶ است). بر این اساس، شیب اقلام تعهدی سرمایه در گردش در زمان کاهش فروش برابر است با ۰/۲۵ (۰/۱۷۴+۰/۰۷۶)، که از شیب آن

[1] Fama & MacBeth

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

در زمان رشد فروش بیشتر است (۰/۱۷۴<۰/۲۵). این یافته نشان می‌دهد که اقلام تعهدی سرمایه در گردش از یک الگوی خطی تکه‌ای تبعیت می‌کند و نه یک الگوی خطی. به شکلی مشابه، در ستون ii، ضریب ΔS_t مثبت و معنی‌دار است. همچنین ضریب متغیر تعاملی ($D2_t \times \Delta S_t$) مثبت و میزان آن ۰/۱۰۰ است (t= ۳/۲۰۴) که در سطح ۱ درصد معنی‌دار است. بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که اقلام تعهدی سرمایه در گردش هنگام کاهش فروش نقدی با شیب بیشتری کاهش می‌یابد.

جدول (۳): نتایج برازش مدل‌های خطی تکه‌ای در سطح صنعت

متغیرها		$WCAC_t$		TAC_t	
	ES	*i*	*ii*	*iii*	*iv*
Intercept	؟	۰/۰۱۴***	۰/۰۱۴***	۰/۰۵۲***	۰/۰۵۱***
		(۲/۵۴۲)	(۲/۵۹۴)	(۵/۱۸۱)	(۵/۲۱۶)
ΔS_t	+	۰/۱۷۴***	۰/۱۷۲***	۰/۱۲۷***	۰/۱۲۹***
		(۷/۷۵۷)	(۷/۲۷۷)	(۹/۱۴۲)	(۷/۲۴۹)
$D1_t \times \Delta S_t$	+	۰/۰۷۶**		۰/۰۹۲**	
		(۲/۷۳۶)		(۲/۱۳۳)	
$D2_t \times \Delta S_t$	+		۰/۱۰۰***		۰/۰۹۴**
			(۳/۲۰۴)		(۲/۱۶۵)
PPE_t	−			−۰/۰۷۸**	−۰/۰۷۸**
				(−۲/۷۵۶)	(−۲/۷۴۵)
$\bar{R}^2$		۰/۱۲	۰/۱۲	۰/۲۵	۰/۲۵
مشاهدات		۱۷	۱۷	۱۷	۱۷

کلیه رگرسیون‌ها در سطح صنعت و بر اساس آزمون‌های انتخاب مدل به صورت تلفیقی برازش شده‌اند. آماره‌های نمایش داده شده شامل میانگین ضرایب رگرسیونی به‌دست‌آمده از هر مدل در ۱۷ صنعت و آماره t است که بر اساس انحراف معیار توزیع آماری ضرایب محاسبه شده است. مقدار آماره t در پرانتز ارائه شده است. مقادیری که با سه، دو و یک ستاره علامت‌دار شده‌اند به ترتیب در سطح ۰/۰۱، ۰/۰۵ و ۰/۱۰ معنی‌دار هستند. مقدار بحرانی آماره t در سطح ۵ درصد دو دامنه (df=۱۶) برابر ۲/۱۲۰ است. ضرایب تعیین، میانگین ضرایب تعیین در صنایع هستند. ES علامت مورد انتظار ضرایب است. مشاهدات برای دوره ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۵ است.

در ستون iii و iv نتایج برازش مدل خطی تکه‌ای ۲ ارائه شده است. در ستون iii و iv، به ترتیب، از متغیر مصنوعی کاهش فروش (D1) و کاهش فروش نقدی (D2) به عنوان سنجه کاهش فروش استفاده شده است. ضرایب ΔS_t در هر دو ستون مثبت و معنی‌دار است. همچنین ضریب $D1_t \times \Delta S_t$ و $D2_t \times \Delta S_t$ به ترتیب دارای بزرگی ۰/۰۹۲ (t =۲/۱۳۳) و ۰/۰۹۴ (t =۲/۱۶۵) است که در سطح ۵ درصد معنی‌دار هستند. مثبت بودن ضرایب تعاملی نشان می‌دهد که، مطابق فرضیه اول، کل اقلام تعهدی در زمان کاهش فروش گرایش دارد تا با شیب بیشتری کاهش یابد.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

۴-۳- نتایج شبیه‌سازی خطای نوع اول (نتایج آزمون فرضیه دوم)

در جدول ۴، آمار توصیفی برای اقلام تعهدی غیرعادی برآوردی نمایش داده شده است. میانگین اقلام تعهدی غیرعادی در کل نمونه برای کلیه مدل‌ها صفر است. کمترین انحراف معیار اقلام تعهدی غیرعادی متعلق به مدل مک نیکولز (STD=۰/۰۹۷) و بیشترین انحراف معیار متعلق به مدل جونز تعدیل‌شده (STD=۰/۱۴۵) است. به همین ترتیب، کمترین (بیشترین) دامنه میان چارکی متعلق به مدل مک نیکولز (مدل جونز تعدیل‌شده) است. برآورد اقلام تعهدی برای تمام مدل‌ها در کل نمونه دارای چولگی مثبت و خفیف است.

جدول (۴): آمار توصیفی برای اقلام تعهدی غیرعادی برآوردی در کل نمونه

	میانگین	میانه	انحراف معیار	دامنه میان چارکی	چولگی	تعداد مشاهدات
مدل جونز	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۶	۰/۱۴۲	۰/۱۶۵	۰/۲۴	۲۸۳۲
مدل جونز تعدیل‌شده	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۸	۰/۱۴۵	۰/۱۷۱	۰/۲۶	۲۸۳۲
مدل مک نیکولز	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۴	۰/۰۹۷	۰/۱۰۳	۰/۳۱	۲۴۳۲
مدل جونز + ROA_t	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۷	۰/۱۲۲	۰/۱۳۰	۰/۵۲	۲۸۳۲
مدل جونز + ROA_{t-1}	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۶	۰/۱۲۴	۰/۱۳۴	۰/۴۶	۲۶۳۲
مدل جونز تعدیل‌شده + ROA_t	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۷	۰/۱۲۱	۰/۱۳۱	۰/۵۸	۲۸۳۲
مدل جونز تعدیل‌شده + ROA_{t-1}	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۶	۰/۱۲۷	۰/۱۴۰	۰/۴۷	۲۶۳۲

جدول فوق آمـار توصیفی مربوط بـه اقلام تعهدی غیرعادی برآورد شده بر اساس ۷ مدل تعهدی مبتنی بر مدل جونز را ارائه می‌دهد. اقلام تعهدی غیرعادی برای سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۵ محاسبه شده است.

در جدول ۵، آمار توصیفی (میانگین) اقلام تعهدی غیرعادی برای توزیع شرطی آن برحسب دهک‌های تغییر فروش ارائه شده است. در این توزیع شرطی، دهک اول مربوط به DAهای کران پایین تغییر فروش و دهک آخر مربوط به DAهای کران بالای تغییر فروش است. برای هر دهک، آزمون غیرصفر بودن میانگین آن با استفاده از آماره t انجام شده است. میانگین اقلام تعهدی غیرعادی برای مدل جونز برای دهک اول تا پنجم تغییر فروش یک رقم منفی است، سپس تا دهک نهم مثبت و در دهک آخر منفی است، اگرچه به بزرگی آن به شکل معنی‌داری با صفر اختلاف ندارد. این شواهد نسبتاً با پیش‌بینی انجام شده در این پژوهش مطابقت دارد که مطابق آن اقلام تعهدی غیرعادی برآورد شده توسط مدل جونز، در دهک‌های میانی تغییر فروش بیش‌نمایی و در دهک‌های منتهایی کم‌نمایی می‌شود. در مدل جونز تعدیل‌شده، میانگین اقلام تعهدی غیرعادی در دهک‌های پایین منفی (غیر صفر) و در دهک‌های بالا مثبت (غیرصفر) است.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

جدول (۵): آمار توصیفی برای توزیع شرطی اقلام تعهدی غیرعادی طبق دهک‌های تغییر فروش

دهک		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}
اول	میانگین	-۰/۰۰۵	-۰/۰۳۲	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۹	-۰/۰۲۲	-۰/۰۳۳
	آماره t	(-۰/۶۳)	(-۳/۸۱)	(-۰/۸۳)	(-۰/۸۴)	(-۱/۲۱)	(-۳/۰۰)	(-۴/۲۳)
دوم	میانگین	-۰/۰۱۰	-۰/۰۲۴	-۰/۰۰۸	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۶	-۰/۰۱۵
	آماره t	(-۱/۱۷)	(-۲/۸۴)	(-۱/۷۴)	(۰/۰۹)	(-۰/۳۴)	(-۰/۷۹)	(-۱/۹۱)
سوم	میانگین	-۰/۰۱۱	-۰/۰۲۰	-۰/۰۰۹	-۰/۰۰۷	-۰/۰۰۹	-۰/۰۱۱	-۰/۰۱۷
	آماره t	(-۱/۳۷)	(-۲/۵۴)	(-۲/۳۲)	(-۰/۹۶)	(-۱/۱۷)	(-۱/۵۰)	(۲/۲۶)
چهارم	میانگین	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۳	۰/۰۰۶	۰/۰۰۳	۰/۰۰۵	-۰/۰۰۲
	آماره t	(۰/۱۰۰)	(-۰/۶۵)	(۰/۵۸)	(۰/۹۳)	(۰/۴۵)	(۰/۷۱)	(۰/۳۲)
پنجم	میانگین	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۸	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۹	-۰/۰۰۸
	آماره t	(-۰/۶۱)	(-۱/۰۸)	(-۰/۹۶)	(-۰/۹۲)	(-۰/۶۵)	(-۱/۳۳)	(-۱/۰۹)
ششم	میانگین	۰/۰۱۳	۰/۰۱۴	۰/۰۱۱	۰/۰۱۲	۰/۰۱۲	۰/۰۱۱	۰/۰۱۳
	آماره t	(۱/۷۶)	(۱/۷۸)	(۲/۸۵)	(۱/۷۶)	(۱/۸۴)	(۱/۶۳)	(۱/۹۳)
هفتم	میانگین	۰/۰۱۳	۰/۰۱۶	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۴	۰/۰۰۹	۰/۰۰۴	۰/۰۱۱
	آماره t	(۱/۵۴)	(۱/۹۶)	(-۰/۱۳)	(۰/۵۶)	(۱/۱۵)	(۰/۶۲)	(۱/۵۳)
هشتم	میانگین	۰/۰۱۵	۰/۰۲۴	۰/۰۰۹	۰/۰۰۸	۰/۰۱۰	۰/۰۱۲	۰/۰۱۹
	آماره t	(۱/۹۶)	(۳/۱۰)	(۱/۹۹)	(۱/۱۶)	(۱/۵۴)	(۱/۷۳)	(۲/۶۴)
نهم	میانگین	۰/۰۰۴	۰/۰۱۹	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۷	۰/۰۰۵	۰/۰۲۱
	آماره t	(۰/۴۶)	(۲/۲۸)	(۰/۰۹)	(-۰/۳۳)	(۰/۸۴)	(۰/۶۵)	(۲/۵۳)
دهم	میانگین	-۰/۰۱۲	۰/۰۲۰	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۷	-۰/۰۱۶	۰/۰۱۲	۰/۰۱۲
	آماره t	(-۱/۲۹)	(۲/۱۶)	(۰/۳۳)	(-۰/۸۲)	(-۱/۸۳)	(۱/۴۱)	(۱/۳۴)

در جدول فوق، میانگین و میانه اقلام تعهدی غیرعادی برای توزیع شرطی آن بر حسب دهک‌های تغییر فروش نمایش داده شده است. برای هر میانگین، آزمون غیرصفر بودن آن با استفاده از آماره t انجام شده است. مقدار بحرانی این آماره در سطح ۵ درصد (یک دامنه) برابر با ۱/۶۵ است.

در جدول ۶، نتایج شبیه‌سازی خطای نوع اول مدل‌های تعهدی برای توزیع شرطی اقلام تعهدی غیرعادی بر حسب طبقات تغییر فروش (ΔS) ارائه شده است. در تابلوی اول، فرض صفر (عدم وقوع مدیریت سود $H_0: \overline{DA} = 0$) در مقابل فرض نقیض (وقوع مدیریت سود افزاینده $H_a: \overline{DA} > 0$) آزمون شده است. همچنان که مشاهده می‌شود هنگامی که نمونه‌های اقلام تعهدی غیرعادی از کل نمونه انتخاب می‌شود کلیه مدل‌های تعهدی عملکرد مطلوبی دارند و خطای نوع اول را افزایش نمی‌دهند (برای مثال نرخ رد فرض صفر در مدل جونز و جونز تعدیل‌شده به طور یکسان ۰/۰۴ است که با نرخ مورد انتظار در سطح خطای ۵ درصد تفاوت معنی‌داری ندارد).

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

جدول (۶): نتایج شبیه‌سازی خطای نوع اول برای دهک‌های تغییر فروش (ΔS)

	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}
				تابلوی اول) $H_a: \overline{DA} > 0$			
کل نمونه	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۰۴
دهک اول	۰/۰۱*	۰/۰۰*	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۰*	۰/۰۰*
دهک دوم	۰/۰۰*	۰/۰۰*	۰/۰۰*	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۱*	۰/۰۰*
دهک سوم	۰/۰۳	۰/۰۱*	۰/۰۰*	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۱*
دهک چهارم	۰/۰۲	۰/۰۱*	۰/۱۳	۰/۰۷	۰/۰۵	۰/۰۶	۰/۰۲
دهک پنجم	۰/۰۶	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۵	۰/۰۶	۰/۰۵	۰/۰۴
دهک ششم	۰/۱۲**	۰/۱۴**	۰/۲۵**	۰/۱۲**	۰/۱۳**	۰/۱۱**	۰/۱۵**
دهک هفتم	۰/۱۲**	۰/۱۵**	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۰۸
دهک هشتم	۰/۱۳**	۰/۲۱**	۰/۱۳**	۰/۰۹**	۰/۱۰**	۰/۱۱**	۰/۲۴**
دهک نهم	۰/۰۷	۰/۲۳**	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۱۰**	۰/۰۶	۰/۲۲**
دهک دهم	۰/۰۰*	۰/۱۸**	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۱*	۰/۱۰**	۰/۱۰**
				تابلوی دوم) $H_a: \overline{DA} < 0$			
کل نمونه	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۶	۰/۰۵	۰/۰۶	۰/۰۶	۰/۰۵
دهک اول	۰/۰۸	۰/۳۳**	۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۱۱**	۰/۲۳**	۰/۳۹**
دهک دوم	۰/۱۳**	۰/۲۶**	۰/۲۶**	۰/۰۸	۰/۰۸	۰/۱۲**	۰/۱۷**
دهک سوم	۰/۰۷	۰/۱۷**	۰/۲۲**	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۱۰**	۰/۱۵**
دهک چهارم	۰/۰۶	۰/۰۸	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۵	۰/۰۲	۰/۰۹**
دهک پنجم	۰/۰۳	۰/۰۶	۰/۰۶	۰/۰۸	۰/۰۷	۰/۰۸	۰/۰۹**
دهک ششم	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۱*	۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۰۳
دهک هفتم	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۸	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۰*
دهک هشتم	۰/۰۱*	۰/۰۰*	۰/۰۰*	۰/۰۱*	۰/۰۱*	۰/۰۰*	۰/۰۰*
دهک نهم	۰/۰۳	۰/۰۱*	۰/۰۴	۰/۰۷	۰/۰۳	۰/۰۵	۰/۰۱*
دهک دهم	۰/۱۱**	۰/۰۱*	۰/۰۴	۰/۱۴**	۰/۱۶**	۰/۰۴	۰/۰۳

در تابلوی اول، نرخ دفعات رد فرض صفر (عدم وقوع مدیریت سود) در مقابل فرض نقیض (وقوع مدیریت سود افزاینده) ارائه شده است. در تابلوی دوم، نرخ رد فرض صفر در مقابل فرض نقیض (وقوع مدیریت سود کاهنده) ارائه شده است. شبیه‌سازی خطای نوع اول برای کل نمونه و طبقات بر اساس ۱۰۰۰ و ۱۰۰ بار نمونه‌گیری تصادفی ۱۰۰ و ۳۰ تایی از مشاهدات اقلام تعهدی غیرعادی انجام شده است. معنی‌داری تفاوت نرخ‌های رد مشاهده شده از مقدار ۵٪ اسمی با آزمون دوجمله‌ای آزمون شده است. مقادیر با یک ستاره (*) با اطمینان ۹۵ درصد (آزمون یک‌طرفه) کمتر از نرخ ۵٪ اسمی هستند و مقادیر با دو ستاره (**) با اطمینان ۹۵ درصد (آزمون یک‌طرفه) بیشتر از نرخ ۵٪ اسمی هستند.

در ادامه این تابلو، نمونه‌های DA به صورت تصادفی از هر دهک متغیر جداکننده تغییر فروش انتخاب شده‌اند. به دلیل این انتخاب تصادفی، به طور سیستماتیک یک رابطه علّی بین تغییر فروش و میزان اقلام تعهدی غیرعادی وجود ندارد. بنابراین در صورتی که تصریح مدل‌ها باعث افزایش خطای نوع اول و دوم نشود نرخ دفعات رد مشاهده شده باید از مقدار بحرانی ۰/۰۸

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

بزرگ‌تر و از مقدار بحرانی ۰/۰۲ کوچک‌تر نباشد. مطابق نتایج ارائه شده در تابلوی دوم، در دهک‌های ششم و هشتم تغییر فروش، نرخ رد فرض صفر در کلیه مدل‌ها به طور معنی‌داری بزرگ‌تر از ۵٪ است و بر این اساس، کلیه مدل‌ها میزان خطای نوع اول را در برخی از طبقات تغییر فروش افزایش می‌دهند. در تابلوی اول، بهترین عملکرد به طور نسبی متعلق به مدل جونز با کنترل ROA_t است. همچنین، عملکرد مدل جونز از مدل جونز تعدیل‌شده بهتر است. در واقع، هنگام آزمون فرض صفر در مقابل فرض نقیض مدیریت سود افزاینده، مدل جونز تعدیل‌شده دارای بدترین عملکرد است. در این مدل، نرخ رد فرض صفر در دهک‌های پایین تغییر فروش (یعنی دهک اول تا چهارم) مطابق آزمون دوجمله‌ای به طور معنی‌داری کمتر از ۵٪ است و بر این اساس، می‌توان نتیجه گرفت که احتمال این که مدل جونز تعدیل‌شده در دهک‌های پایین تغییر فروش یک مدیریت سود افزاینده را کشف کند اندک است. این مسئله باعث افزایش خطای نوع دوم این مدل می‌گردد. همچنین در این مدل، در دهک‌های ششم تا دهم، نرخ رد فرض صفر به شکل معنی‌داری از ۵٪ بزرگ‌تر است و لذا این مدل، در این طبقات تغییر فروش، بیش از میزان مورد انتظار، فرض صفر را به نفع فرض نقیض مدیریت سود افزاینده رد می‌کند. این یافته دور از انتظار نیست. در مدل جونز تعدیل‌شده اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش تابعی از تغییر فروش نقدی است. تغییر فروش نقدی برابر است با $\Delta S_t - \Delta AR_t$. در نتیجه حساسیت مدل جونز تعدیل‌شده نسبت به تغییرات در خطی‌مشی فروش‌های اعتباری افزایش می‌یابد. مطابق کانگ[1] (۲۰۰۵)، مدل جونز تعدیل‌شده میزان اقلام تعهدی غیرعادی را هنگام افزایش حساب‌های دریافتنی (که معمولاً متعاقب افزایش فروش صورت می‌گیرد) بیش‌تر از واقع و میزان آن را هنگام کاهش حساب‌های دریافتنی (که در دوره‌های کاهش فروش رخ می‌دهد) کم‌تر از واقع برآورد می‌کند. یافته‌های مشاهده شده با پیش‌بینی کانگ همخوانی دارد.

در تابلوی دوم جدول ۶، فرض صفر در مقابل فرض نقیض مدیریت سود کاهنده آزمون شده است. در این آزمون، بهترین عملکرد متعلق به مدل جونز با کنترل ROA_t است. در دهک‌های اول تا سوم تغییر فروش، نرخ رد فرض صفر برای اکثر مدل‌ها (به استثنای مدل جونز با کنترل ROA_t و مدل جونز با کنترل ROA_{t-1}) بیشتر از مقدار بحرانی ۸٪ است. برای مثال، نرخ رد برای مدل مک نیکولز در دهک دوم و سوم تغییر فروش ۲۶٪ و ۲۲٪ است. نرخ رد برای مدل جونز تعدیل‌شده در سه دهک پایین تغییر فروش به ترتیب ۳۳٪، ۲۸٪، ۱۷٪ است. علت مشاهده این نتیجه در مورد مدل جونز تعدیل‌شده در انتهای پاراگراف قبلی توضیح داده شد.

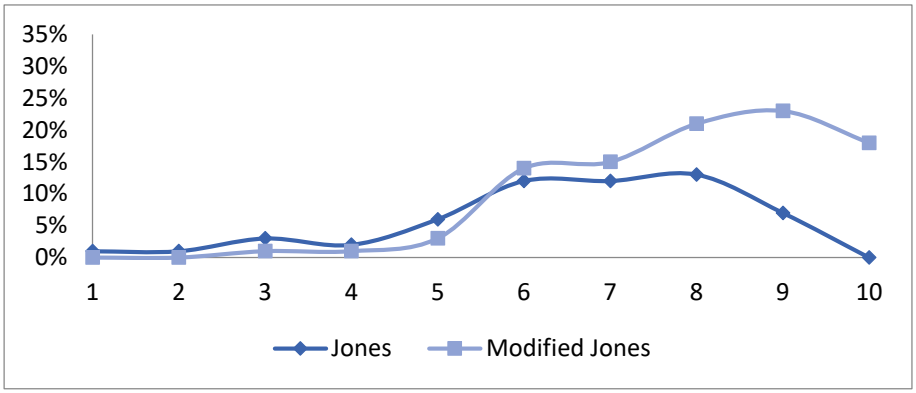
1 Kang

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

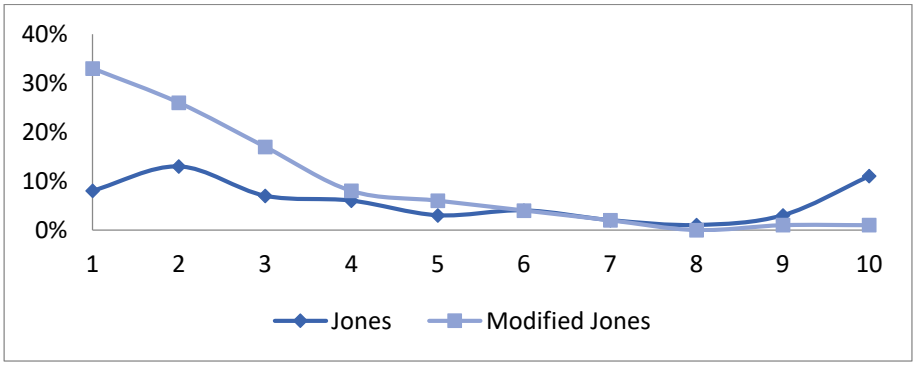
مطابق فرضیه دوم پژوهش، انتظار داریم مدل جونز میزان اقلام تعهدی غیرعادی را برای دهک‌های پایین و بالای تغییر فروش کم‌نمایی و برای طبقات میانی بیش‌نمایی کند. الگوی مشاهده شده نرخ رد فرض صفر برای این مدل تا حدود زیادی با این الگو انطباق دارد. در تابلوی اول جدول ۶، نرخ رد فرض صفر در مقابل فرض نقیض مدیریت سود افزاینده در دهک اول و دوم به ترتیب ۱٪ و ۰٪ است که به شکل معنی‌داری از نرخ مورد انتظار ۵٪ کمتر است. نرخ رد در دهک‌های ششم، هفتم و هشتم به ترتیب ۱۲٪، ۱۲٪ و ۱۳٪ است که به طور معنی‌داری از ۵٪ بزرگ‌تر است و دوباره نرخ رد در دهک آخر برابر ۰٪ است (که از نرخ رد مورد انتظار کمتر است). در تابلوی دوم، در دهک اول و دوم نرخ رد فرض صفر در مقابل فرض نقیض مدیریت سود کاهنده به ترتیب ۸٪ و ۱۳٪ است که، در میانگین، به شکل معنی‌داری از نرخ رد مورد انتظار ۵٪ بیشتر است. همین الگو در دهک آخر تغییر فروش نیز مشاهده می‌شود. نرخ رد فرض صفر برای مدل جونز در این دهک ۱۱٪ است که بیشتر از مقدار بحرانی ۸٪ است. این الگوی فراوانی نرخ رد فرض صفر را می‌توان در نمودار ۲ و ۳ به طور گرافیکی مشاهده کرد. این نمودارها نشان می‌دهند که در دهک‌های پایین و بالای تغییر فروش، میزان اقلام تعهدی برآوردی برای مدل جونز کم‌تر از واقع برآورد می‌شود. به همین دلیل احتمال این که یک پژوهشگر در دهک‌های پایین و بالای متغیر جداکننده نرخ رشد فروش یک مدیریت سود افزاینده کشف کند به طور معنی‌داری اندک است. به همین ترتیب، احتمال این که وی در این دهک‌های کرانی به نادرستی فرض صفر را به نفع یک مدیریت سود کاهنده رد کند بالا است.

در شبیه‌سازی خطای نوع اول، به طور نسبی، مدل جونز با کنترل ROA_t عملکرد بهتری نسبت به مدل جونز و مدل جونز با کنترل ROA_{t-1} دارد. همچنین، کنترل بازده دارایی‌ها تا حد بسیار محدودی باعث بهبود نسبی عملکرد مدل جونز تعدیل‌شده می‌شود. عملکرد مدل جونز و مک نیکولز تفاوت معنی‌داری با یکدیگر ندارد. در مجموع بهترین عملکرد متعلق به مدل جونز با کنترل ROA_t و سپس مدل جونز با کنترل ROA_{t-1} است.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]



نمودار (۲): نرخ دفعات رد فرض صفر DA=0 در مقابل فرض نقیض DA>0 برای دهک‌های تغییر فروش



نمودار (۳): نرخ دفعات رد فرض صفر DA=0 در مقابل فرض نقیض DA<0 برای دهک‌های تغییر فروش

شواهد دیگر پژوهش، که در جداول ارائه نشده است، نشان می‌دهد که هنگامی که از متغیر جداکننده نرخ رشد فروش به عنوان متغیر جداکننده در شبیه‌سازی خطای نوع اول مدل‌های تعهدی استفاده شد، نتایج تغییر نمی‌کند. طبق این نتایج، در مدل جونز، میزان اقلام تعهدی غیرعادی در دهک‌های کرانی نرخ رشد فروش کمتر از واقع و در دهک‌های میانی بیشتر از واقع برآورد می‌شود. همچنین، در مدل جونز تعدیل‌شده، میزان اقلام تعهدی غیرعادی برای دهک-های بالای نرخ رشد فروش بیشتر از واقع و برای دهک‌های پایین کمتر از واقع برآورد می‌شود.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

۵- بحث و نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر، این فرض پایه در مدل جونز، که اقلام تعهدی عادی یک رابطه خطی با تغییر فروش دارد، و پیامدهای نقض آن مورد مطالعه قرار گرفته است. شواهد پژوهش نشان می‌دهد که اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش و کل اقلام تعهدی عادی از یک الگوی تغییر خطی تکه‌ای نسبت به تغییر فروش پیروی می‌کنند و نه یک الگوی خطی. مطابق این الگوی خطی تکه‌ای، اقلام تعهدی عادی هنگام افت فروش با شیب بیشتری نسبت به شیب آن در زمان رشد فروش کاهش می‌یابد. در این مقاله، ریشه‌های اقتصادی این الگوی رفتاری مورد مطالعه قرار نمی‌گیرد. با این وجود، شواهدی که پژوهش حاضر از رفتار خطی تکه‌ای اقلام تعهدی ارائه می‌دهد با نتایج پژوهش‌های قبلی مانند اندرسون و همکاران (۲۰۰۳)، باتلر و همکاران (۲۰۰۴)، بانکر و همکاران (۲۰۱۶)، بیزلف و باسو (۲۰۱۶)، لارنس و همکاران (۲۰۱۶) و همچنین نتایج برخی مطالعات داخلی مانند صفرزاده، بیگ پناه (۱۳۹۳)، خدادادی، نیک کار و حاجی‌زاده (۱۳۹۴) همخوان است.

شواهد پژوهش همچنین نشان می‌دهد که عدم کنترل الگوی تغییر خطی تکه‌ای در مدل جونز، باعث برآورد کمتر از واقع اقلام تعهدی غیرعادی در دهک‌های کرانی نرخ رشد فروش و برآورد بیشتر از واقع آن در دهک‌های میانی نرخ رشد فروش می‌شود. به بیان دیگر، مدل جونز به دلیل عدم کنترل رفتار خطی تکه‌ای اقلام تعهدی عادی، یک خطای اندازه‌گیری سیستماتیک ایجاد می‌کند که با قدر مطلق نرخ رشد فروش همبستگی معکوس دارد. یافته‌های دیگر پژوهش نشان می‌دهند که مدل جونز تعدیل‌شده، به دلیل حساسیت بالای آن نسبت به سیاست‌های فروش‌های اعتباری، میزان اقلام تعهدی غیرعادی را برای نرخ رشد فروش‌های بالا بیش‌نمایی و برای تغییر فروش‌های پایین کم‌نمایی می‌کند. این یافته، با نتایج کانگ (۲۰۰۵) همخوانی دارد. نتایج پژوهش همچنین نشان می‌دهند که کنترل عملکرد مالی در مدل‌های تعهدی باعث کاهش نامحسوسی در خطای نوع اول می‌شود.

یافته‌های پژوهش حاضر می‌تواند برای پژوهش‌هایی که در حوزه مدیریت سود از طریق اقلام تعهدی انجام می‌شود، و در آن‌ها متغیر جداکننده با نرخ رشد فروش همبسته است، سودمند باشد. مثال‌هایی که در ادامه ارائه می‌شود، برخی استنباط‌های احتمالی نادرست را نشان می‌دهد که ممکن است به دلیل خطای مدل جونز ایجاد شود. به دلیل کم‌نمایی اقلام تعهدی غیرعادی برای نرخ رشد فروش‌های بالا توسط مدل جونز، ممکن است این تصور به خطا ایجاد شود که شرکت‌هایی که دارای نرخ رشد فروش بالا هستند به منظور کاهش مالیات، سود خود را با استفاده از اقلام تعهدی به طور عامدانه کاهش داده‌اند. همچنین، نرخ رشد فروش یکی از متغیرهای مورد

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

استفاده برای تعیین وضعیت واحدهای تجاری در چرخه عمر آن‌ها است. شرکت‌های با نرخ رشد بالا ممکن است به عنوان شرکت‌های در حال رشد طبقه‌بندی شوند. به دلیل خطای مدل جونز، ممکن است این فرضیه در مورد این دسته شرکت‌ها مورد تائید قرار بگیرد که حاکمیت شرکتی در این شرکت‌های نوپا قوی است، زیرا به خاطر کم‌نمایی اقلام تعهدی غیرعادی در دهک‌های منتهایی[1] نرخ رشد فروش، احتمال کشف یک مدیریت سود افزاینده در این شرکت‌ها، مثلاً به قصد افزایش پاداش، اندک است. مطابق یافته‌های پژوهش، مدل جونز تعدیل‌شده این استنباط-های نادرست را می‌تواند به گونه‌ای دیگر شکل دهد.

۵-۱- پیشنهاد برای پژوهش بیشتر

مطابق یانگ[2] (۱۹۹۹)، هنگامی که فروش یک رشد شدید و مثبت دارد اقلام تعهدی ممکن است با یک شیب غیرخطی تصاعدی افزایش یابد. در پژوهش حاضر نشان داده شد که هنگام کاهش فروش اقلام تعهدی با یک شیب بیشتر کاهش می‌یابد. به دلیل که این دو روند ممکن است به طور همزمان وجود داشته باشند، این احتمال وجود دارد که اقلام تعهدی عادی یک تابع غیرخطی درجه سوم از تغییر فروش باشد. این مسئله می‌تواند پیشنهادی برای پژوهش‌های آتی باشد که آیا یک تابع غیرخطی درجه سوم می‌تواند به شکل بهتری رفتار اقلام تعهدی عادی را توضیح دهد؟ با توجه به یافته‌های پژوهش، پیشنهاد دیگر برای مطالعه بیشتر این است که آیا کنترل رفتار غیرخطی اقلام تعهدی باعث تغییر نتایج مشاهده شده مطالعات قبلی که در آن‌ها از نرخ رشد فروش به عنوان متغیر جداکننده استفاده شده است می‌شود یا خیر.

۶. منابع

بنی مهد، بهمن؛ مهدی مرادزاده، و زهرا شجاعی باغینی. (۱۳۹۳). محافظه‌کاری حسابداری و تضاد منافع میان سهامداران و اعتباردهندگان در تقسیم سود. **فصلنامه حسابداری مالی** ۶ (۲۱): ۱۹۴-۱۷۵.

خدادادی، ولی؛ جواد نیک کار، و سعید حاجی‌زاده. (۱۳۹۴). تأثیر رفتار چسبندگی هزینه و محافظه‌کاری مشروط بر تجزیه و تحلیل هزینه، حجم فعالیت و سود. **پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز** ۶۸(۳): ۷۶-۴۹.

صفرزاده، محمدحسین، و بهزاد بیگ پناه. (۱۳۹۳). تأثیر چسبندگی هزینه بر برآورد محافظه-کاری شرطی. **پژوهش‌های تجربی حسابداری** ۴(۱۳): ۵۹-۳۹.

1 Extreme
2 Young

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

علیمرادی، محمد، و سعید علی احمدی. (۱۳۹۲). حاکمیت شرکتی و رفتار نامتقارن هزینه‌های اداری، عمومی و فروش در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. **فصلنامه حسابداری مالی** ۵(۱۹): ۱۷۶-۱۶۲.

قربانی، آرش، و محمدحسین ودیعی نوقابی. (۱۳۹۷). توسعه مدل‌های جبری و تجربی برای تبیین و کنترل مؤلفه‌های مؤثر بر فرایندهای ایجاد اقلام تعهدی. **پژوهش‌های کاربردی در گزارشگری مالی** ۷(۱): ۴۲-۷.

Allen, E.J., C.R. Larson, and R.G. Sloan. (2013). Accrual reversals, earnings and stock returns. **Journal of Accounting and Economics** 56(1): 113-129.

Anderson, M.C., R.D. Banker, and S.N. Janakiraman. (2003). Are selling, general, and administrative costs sticky? **Journal of Accounting Research** 41(1): 47–63.

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

Banker, R.D., S. Basu, B. Byzalov, and J. Chen. (2016). The confounding effect of cost stickiness on conservatism estimates, **Journal of Accounting and Economics** 61: 203–220.

Bernard, V., and D. Skinner. (1996). What motivates managers' choice of discretionary accruals? **Journal of Accounting and Economics** 22: 313–325.

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

Byzalov, D., and S. Basu. (2016). Conditional conservatism and disaggregated bad news indicators in accrual models. **Review of Accounting Studies** 21(3): 859-897.

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

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.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

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

Fama, E.F., and J.D. MacBeth. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. **The journal of Political Economy** 81(3): 607-636.

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

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

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

Kang, T. (2005). Earnings prediction and the role of accrual-related disclosure: International evidence. **Accounting Research Journal** *18*: 6-12.

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

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

Lawrence, A., R.G. Sloan, and Y. Sun. (2016). Why are losses less persistent than profits? Curtailment versus conservatism. **Management Science** (Forthcoming).

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: 61−69.

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

Ronen, J., and V. Yaari. (2008). Earnings Management: Emerging Insights in Theory, Practice, and Research. **New York: Springer**.

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.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]