

## Evidence for Accruals Piecewise Linear Change and its Microeconomic Origin

Arash Ghorbani<sup>1</sup>, Mohammad Hosein Vadii Noghabi<sup>2</sup>,  
Mahammad Reza Abbaszadeh<sup>3</sup>, Mahmood Lari Dasht Bayaz<sup>4</sup>

Received : 2017/10/17

Approved: 2018/03/14

### Abstract

This study uses a sample comprising 2642 observations of data from firms listed in TSE over the period from 2001 to 2016 in order to find empirical evidence that normal accruals process follow a piecewise linear model with respect to sales change. The main motivation of the study is to highlight this nonlinearity as a source of systematic measurement error because common standard accrual models assume a linear relation between level of accruals and sale changes. According to the theoretical framework of the study, the linear relation of working capital accruals and sale changes will transform into a piecewise linear change in less sale periods because of change in working capital management policy and conditional conservatism. To find the empirical evidence, piecewise linear models are fitted with 14 different dependent variables including accruals measures, accruals components, operating cash flows and earnings, for 17 industries. The research findings show that when sale declines, the average growth of negative working capital accruals is higher than expected, as subsequent of the unexpected increases in operating current liabilities. Also, the other research variables reaction model to sales declines are consistent with the expected model as a result of changes in working capital management policy which is likely due to management's motivation for preservation of cash and continuation of firm life. This research finds no evidence of dominant effects of other competing factors identified as the origins of accruals nonlinearity in previous research.

**Keywords:** Accruals, piecewise linear models, sales decline, change in working capital management policy, conditional conservatism.

**Jel clacification:** M41, G32, D22

DOI: 10.22051/jera.2018.17641.1818

<sup>1</sup> Phd. Student of Accounting, Ferdosi university, Mashhad, Iran, (arash.ghorbani@mail.um.ac.ir)

<sup>2</sup> Associate Professor of Accounting, Ferdosi university, Mashhad, Iran, corresponding Author , (mhvadeei@um.ac.ir)

<sup>3</sup> Associate Professor of Accounting, Ferdosi university, Mashhad, Iran, (abbas33@um.ac.ir)

<sup>4</sup> Assistant Professor of Accounting, Ferdosi university, Mashhad, Iran, (m.lari@um.ac.ir)

ژوئیس‌های تجربی حسابداری

سال نهم، شماره ۲۴، زمستان ۱۳۹۸، صص ۱۳۳ - ۱۶۷

## شواهدی از الگوی تغییر خطی تکه‌ای اقلام تعهدی و ریشه‌های اقتصادی آن

آرش قربانی\*، محمدحسین ودیعی نوقابی\*\*، محمدرضا عباس زاده\*\*\*، محمود لاری

دشت بیاض\*\*\*\*

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۷/۲۵

تاریخ پذیرش: ۹۶/۱۲/۲۳

### چکیده

در پژوهش حاضر، با استفاده از یک نمونه شامل ۲۶۴۲ مشاهده از داده‌های ۱۵ ساله شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران برای دوره ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۴، شواهدی ارائه می‌شود که اقلام تعهدی عادی و اجزای آن از یک مدل خطی تکه‌ای نسبت به تغییر فروش تبعیت می‌کنند. مطالعه در این خصوص از آن جا اهمیت دارد که تحمیل یک رابطه خطی به الگوی تغییر خطی تکه‌ای اقلام تعهدی عادی باعث ایجاد یک خطای سیستماتیک قابل پیش‌بینی در برآوردهای مدل‌های تعهدی استاندارد می‌شود. مطابق چارچوب نظری پژوهش، رابطه خطی اقلام تعهدی سرمایه در گردش و تغییر فروش در دوره‌های افت فروش احتمالاً به دلیل تأثیر تغییر مدیریت سرمایه در گردش یا محافظه کاری شرطی به یک الگوی خطی تکه‌ای تبدیل می‌شود. برای گردآوری شواهد تجربی، مدل‌های خطی تکه‌ای پژوهش با ۱۴ متغیر وابسته متفاوت، شامل سنجه‌های اقلام تعهدی، اجزای اقلام تعهدی، جریان‌های نقدی عملیاتی و سود حسابداری، در سطح ۱۷ صنعت مختلف برآزش گردید. شواهد پژوهش نشان می‌دهد که، هنگامی که فروش کاهش می‌یابد، متعاقب افزایش بدهی‌های جاری عملیاتی، رشد اقلام تعهدی منفی سرمایه در گردش سریعتر از آهنگ تغییر مورد انتظار آن است. به همین ترتیب، الگوی مشاهده شده تغییر سایر متغیرهای پژوهش در دوره‌های کاهش فروش با الگوی مورد انتظار طبق عامل تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش در راستای استمرار بقاء و دسترسی به وجه نقد منطبق است و نه دیگر عوامل اقتصادی رقیب. **واژه‌های کلیدی:** اقلام تعهدی، مدل خطی تکه‌ای، کاهش فروش، تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش، محافظه کاری شرطی

طبقه‌بندی موضوعی: G32، D22، M41

DOI: 10.22051/jera.2018.17641.1818

\* دانشجوی دکتری حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، ایران، (arash.ghorbani@mail.um.ac.ir).

\*\* دانشیار گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، ایران، (نویسنده مسئول)، (mhvadeei@um.ac.ir)

\*\*\* دانشیار گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، ایران، (abbas33@um.ac.ir).

\*\*\*\* استادیار گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، ایران، (m.lari@um.ac.ir).

### مقدمه

بخش عمده‌ای از مطالعات تجربی حسابداری مستلزم برآورد اقلام تعهدی مورد انتظار یا عادی است. این مطالعات تنها به حوزه مدیریت سود محدود نمی‌شود و طیفی از موضوعات کلی مانند کیفیت سود، کیفیت حسابرسی، پیش‌بینی جریان‌های نقدی عملیاتی، پیش‌بینی سود و غیره را شامل می‌شود. مدل‌های تعهدی، که به منظور برآورد اقلام تعهدی عادی در این مطالعات به کار گرفته می‌شوند، بر اساس برخی فرض‌های مبنایی ساخته می‌شوند. در صورتی که هر یک از این فرض‌ها برقرار نباشد خطای سیستماتیک در برآورد اقلام تعهدی عادی افزایش می‌یابد.

در مدل جونز (۱۹۹۱)، که به عنوان یک مدل تعهدی استاندارد شناخته می‌شود، برخلاف مدل بازگشت به میانگین هیلی (۱۹۸۵) و مدل گام تصادفی دی آنجلو (۱۹۸۶) که فاقد متغیرهای تعیین‌کننده اقلام تعهدی عادی هستند، اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش تابعی از تغییر فروش در دوره جاری است. در این مدل فرض می‌شود که اقلام تعهدی یک متغیر درون‌زا<sup>۱</sup>، تغییر فروش یک متغیر برون‌زا<sup>۲</sup> و رابطه اقلام تعهدی عادی با تغییر فروش یک رابطه خطی است. مسئله تحقیق حاضر، انجام یک پژوهش درباره این فرض‌های مبنایی و شناسایی برخی ریشه‌های اقتصادی است که می‌تواند به نقض آن‌ها بیانجامد. به طور مشخص، این مطالعه بر پژوهش درباره تأثیر تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش و محافظه‌کاری شرطی بر الگوی رفتاری اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش متمرکز می‌شود.

مطابق جونز، اقلام تعهدی عادی کوتاه مدت، که برابر با تغییر در اجزای غیر نقدی سرمایه در گردش است، کسر ثابتی از تغییر فروش دوره است. با این وجود، هر گونه افزایش یا کاهش غیرمنتظره در میزان سرمایه‌گذاری در موجودی‌ها یا تغییر خطی مشی خرید و فروش‌های اعتباری می‌تواند رابطه اقلام تعهدی سرمایه در گردش و متغیر تغییر فروش را دستخوش تغییر کند. مطالعات پیشین، شواهدی را ارائه می‌دهند که افزایش فروش می‌تواند باعث تغییر در رابطه اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش و تغییر فروش شود. مدل تحلیلی دیچاوا، کوتاری و واتز (۱۹۹۸) و به دنبال آن شواهد تجربی مک نیکولز (۲۰۰۰) و کالینز، پونگالیا و ویج (۲۰۱۲) نشان می‌دهد که شرکت‌های با رشد فروش بالا به دلیل پاسخگویی به تقاضای بالای مشتریان نیازمند سرمایه‌گذاری بالاتر در سرمایه در گردش هستند.

در پژوهش حاضر، چارچوبی نظری ارائه می‌شود که بر اساس آن کاهش فروش می‌تواند مدل خطی اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش و تغییر فروش را به یک مدل خطی تکه‌ای<sup>۳</sup> تبدیل کند. مطابق این چارچوب، دو ریشه اقتصادی در ایجاد این الگوی تغییر خطی تکه‌ای دخیل است: (۱) شناسایی پیش‌دستانه زیان‌های اقتصادی تحقق نیافته به دلیل محافظه‌کاری شرطی یا (۲) تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش به منظور بقاء و دسترسی به وجه نقد. کاهش فروش می‌تواند باعث اقدام مدیر در کاهش ارزش موجودی‌ها یا حساب‌های دریافتی شود زیرا کاهش فروش احتمالاً نشانه‌ای از کاهش جریان‌های نقدی ورودی مورد انتظار حاصل از این دارایی‌های جاری است (بال و شیواکمار، ۲۰۰۵ و ۲۰۰۶؛ بانکر، باسو و بیزلف، ۲۰۱۴). کاهش فروش همچنین ممکن است باعث تغییر الگوی پرداخت بدهی‌های جاری عملیاتی و تغییر سیاست وصول مطالبات به منظور بقاء و حفظ وجه نقد در واحد تجاری شود (باتلر، لئون و ویلنبورگ، ۲۰۰۴). بر این اساس، در پژوهش حاضر، اولاً به طور قیاسی استدلال می‌شود که در صورت کاهش فروش، تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش یا محافظه‌کاری شرطی احتمالاً در مقایسه با چسبندگی هزینه یا انقطاع عملیات<sup>۴</sup> تأثیر بیشتری بر تغییر اقلام تعهدی سرمایه در گردش دارند و دوم استدلال می‌شود که محافظه‌کاری یا تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش می‌تواند باعث کاهش بیش از انتظار اقلام تعهدی در دوره‌های کاهش شدید فروش شوند. این دو عامل احتمالاً به طور همزمان وجود دارند و می‌توانند اثر یکدیگر را تشدید یا خنثی کنند. با این وجود، در صورت وجود یک عامل غالب، یعنی عاملی که اثر آن به رغم تأثیر عامل دیگر کاملاً حذف نمی‌شود، اولاً انتظار می‌رود که اقلام تعهدی از یک الگوی تغییر خطی تکه‌ای نسبت به تغییر فروش پیروی کند و ثانیاً انتظار می‌رود الگوی تغییر پیش‌بینی شده‌ای را در تک تک اجزای اقلام تعهدی، جریان‌های نقدی عملیاتی و سود حسابداری مشاهده کرد. در این پژوهش، برای آزمون تجربی این پیش‌بینی‌ها، از مدل‌های رگرسیونی خطی تکه‌ای استفاده می‌شود. مدل‌های خطی تکه‌ای مزبور با افزوده شدن برهمکنش یک متغیر مصنوعی دو ارزشی (به عنوان سنججه کاهش فروش) با متغیر تغییر فروش به مجموعه سایر متغیرهای کنترل‌کننده سطح اقلام تعهدی عادی ساخته می‌شوند.

پژوهش حاضر می‌کوشد تا با پیش‌بینی دقیق‌تر نحوه تغییر اقلام تعهدی عادی نسبت به تغییر فروش افزوده‌هایی برای ادبیات طراحی مدل‌های تعهدی داشته باشد. این مطالعه، شواهدی

تجربی از یک ریشه اقتصادی غالب ارائه می‌دهد که در دوره‌های افت فروش فرض رابطه خطی اقلام تعهدی و تغییر فروش را در مدل تعهدی استاندارد نقض می‌کند. مضافاً، این پژوهش یک ماتریس کلی و جامع از الگوی مورد انتظار تغییر تک تک اقلام تعهدی عمده، اقلام تعهدی، جریان‌های نقدی عملیاتی و سود حسابداری، هنگام کاهش فروش، پیشنهاد می‌دهد. در پژوهش‌های قبلی شواهدی درباره تغییر نامتقارن اقلام تعهدی هنگام کاهش بازده سهام یا کاهش جریان‌های نقدی عملیاتی، به عنوان دو معیار خیر بد، ارائه می‌شود (برای مثال، بال، کوتاری و رابین، ۲۰۰۰؛ بال و شیواکمار، ۲۰۰۶). با این وجود، بازده سهام، به دلیل کم واکنشی در بازار سهام نسبت به اخبار بد، و جریان‌های نقدی عملیاتی، به دلیل نوسانات موقتی ناشی از تصمیمات عملیاتی یا مدیریت سود، دارای نويز هستند (دیچاو، ۱۹۹۴؛ کالینز، هریبار و تیان، ۲۰۱۴). در مقابل، استفاده از تغییر فروش به عنوان نشانه‌ای برای شناسایی زیان‌های اقتصادی تحقق نیافته یا علامتی که باعث تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش می‌شود به سه دلیل اهمیت دارد. اول، از آنجا که مدیر می‌تواند با اقداماتی از جمله اعطای تخفیفات بیشتر یا افزایش فروش‌های اعتباری از کاهش فروش جلوگیری کند، عدم موفقیت وی در اجتناب از کاهش فروش در دوره جاری احتمالاً می‌تواند نشانگر یک افت پایدار تقاضا برای محصولات شرکت در آینده یا افت جدی نقدینگی باشد. در نتیجه، به دلیل وجود تعارض‌های نمایندگی احتمالی، انتظار می‌رود کاهش فروش مجموعه‌ای از اقدامات واکنشی را به دنبال داشته باشد که منجر به تغییر رابطه اقلام تعهدی و تغییر فروش می‌شود. دوم، تغییر فروش یک متغیر توضیحی در مدل تعهدی استاندارد است و از این جهت یک مدل خطی تکه‌ای اقلام تعهدی نسبت به تغییر فروش قابل قیاس با یک مدل خطی تکه‌ای سود حسابداری نسبت به بازده سهام (مانند مدل باسو، ۱۹۹۷) است. سوم، خلاف بازده سهام یا تغییر جریان‌های نقدی، تغییر فروش یک متغیر تعیین‌کننده اجزای اقلام تعهدی است و لذا بسته به این که تأثیر چه عاملی در الگوی تغییر خطی تکه‌ای اقلام تعهدی غالب است، به طور نظری یک الگوی تغییر مشخص را برای هر یک از اجزای اقلام تعهدی می‌توان پیشبینی کرد.

چارچوب کلی ارائه مقاله حاضر به این شرح است. نخست پیشینه پژوهش مرور و متعاقب آن فرضیه‌های پژوهش ارائه می‌شوند. در بخش مزبور، پیش‌بینی می‌شود که اولاً اقلام تعهدی عادی دارای یک رفتار خطی تکه‌ای است و ثانیاً عامل اقتصادی این رفتار پیش‌بینی می‌شود. در

ادامه، روش پژوهش تشریح می‌گردد. این بخش شامل تشریح نمونه، مدل‌های آماری و روش محاسبه متغیرها است. یافته‌های آماری، بحث درباره نتایج و پیشنهادات پژوهش به ترتیب در بخش‌های بعدی مقاله ارائه می‌شوند.

### مروری بر پیشینه و بسط فرضیه‌های پژوهش

یافته‌های کوتاری و همکاران (۲۰۰۵)، شواهدی ارائه می‌دهد که مدل جونز و مدل جونز تعدیل شده به شکل معنی‌داری خطای نوع اول را در آزمون مدیریت سود در نمونه‌های تصادفی از عملکردهای کرانی افزایش می‌دهند. کوتاری و همکاران استدلال می‌کنند که، به واسطه محافظه‌کاری و مدیریت سود، رفتار اقلام تعهدی غیر خطی است و از این رو اضافه کردن یک متغیر کنترلی به مدل رگرسیونی خطی نمی‌تواند آن را بهبود بخشد.

بال و شیواکمار (۲۰۰۵)، 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 می‌دهند که عامل اصلی تقاضا برای محافظه‌کاری شرطی قرارداد بستن و پیگرد قانونی است و اقلام تعهدی، از آنجا که سریعتر از جریان‌های نقدی عملیاتی زیان‌های تحقق نیافته اقتصادی را منعکس می‌کند، دارای یک الگوی تغییر خطی تکه‌ای است. شواهد متقدم‌تر در خصوص تأثیر محافظه‌کاری شرطی بر رفتار سود حسابداری توسط باسو (۱۹۹۷) ارائه می‌شود. باسو (۱۹۹۷) شواهدی ارائه می‌دهد که سود حسابداری تابعی از یک مدل خطی تکه‌ای از بازده سهام است. این مدل خطی تکه‌ای نشان می‌دهد که سود حسابداری به صورت همزمان‌تری با بازده سهام به احتمال یک زیان اقتصادی (خبر بد)، در مقایسه با احتمال یک سود اقتصادی (خبر خوب)، واکنش نشان می‌دهد. مطابق باسو، این یافته شواهدی از فراگیر بودن محافظه‌کاری شرطی بین حسابداران است و نشان می‌دهد که حسابداران با دریافت نشانه‌های کاهش منافع آتی ناشی از دارایی‌ها، زیان‌های تحقق نیافته را با تأخیر کمتری نسبت به سودهای تحقق نیافته شناسایی می‌کنند. مطالعات بسیاری مانند بال و همکاران (۲۰۰۰)، واتز (۲۰۰۳)، بال، کوتاری و نیکلاف (۲۰۱۳)، کالینز و همکاران (۲۰۱۴) و بیزلف و باسو (۲۰۱۶) با پشتیبانی از یافته‌های باسو، شواهدی در خصوص الگوی تغییر نامتقارن سود حسابداری ارائه می‌دهند و آن را به محافظه‌کاری نسبت می‌دهند.

مدل‌های تعهدی مانند مدل جونز و مدل دیچاوا و دیچف (۲۰۰۲)، خلاف مدل‌های خطی تکه‌ای محافظه‌کاری مانند مدل باسو، دارای یک تصریح<sup>۵</sup> خطی هستند. بال و شیواکمار (۲۰۰۶) با ترکیب مدل‌های تعهدی و مدل باسو، نشان می‌دهند که به واسطه انعکاس زود هنگام‌تر زیان‌های تحقق نیافته در اقلام تعهدی، یک رابطه خطی تکه‌ای میان اقلام تعهدی و تغییر جریان‌های نقدی عملیاتی (به عنوان معیار خبر خوب و بد) وجود دارد. آن‌ها این یافته را به شناسایی نامتقارن اخبار خوب و بد منتسب می‌کنند. با این وجود، معیار کاهش جریان‌های نقدی عملیاتی، که در پژوهش آن‌ها به عنوان نشانگر خبر بد استفاده می‌شود، به واسطه تصمیمات عملیاتی، که سرمایه در گردش را متأثر می‌کند، و مدیریت سود، دارای نویز است (دیچاوا، ۱۹۹۴؛ کالینز و همکاران، ۲۰۱۴). برای مثال، اگر مدیر با پیش بینی رشد فروش در سال آتی، میزان سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش را افزایش دهد، تأثیر این اقدام کاهش در جریان‌های نقدی عملیاتی است. به هر روی، این کاهش معرف یک زیان اقتصادی تحقق نیافته در آینده نیست.

در مطالعات تجربی متاخرتر، به غیر از محافظه‌کاری، دلایل اقتصادی دیگری برای رفتار نامتقارن سود حسابداری و اقلام تعهدی مورد بررسی قرار می‌گیرد. مطابق لارنس و همکاران (۲۰۱۶)، مدیریت ممکن است عملیات بخش‌های با عملکرد ضعیف را متوقف و دارایی‌های آن‌ها را تصفیه کند. تصفیه دارایی‌های عملیات متوقف شده به معنای کاهش فیزیکی در سرمایه در گردش (برای مثال، تصفیه موجودی‌های بخش متوقف شده) است. بر این اساس، انقطاع عملیات می‌تواند اقلام تعهدی سرمایه در گردش را کاهش دهد. لارنس و همکاران، با ارائه شواهد دوباره‌ای برای یافته‌های قبلی‌های (۱۹۹۵) در خصوص پایداری کمتر زیان‌ها نسبت به پایداری سودها، رفتار نامتقارن اقلام تعهدی هنگام کاهش همزمان فروش و تعداد کارکنان را به اختیار انقطاع عملیات مربوط می‌سازند و نه شناسایی نامتقارن زیان‌های اقتصادی. بانکر، باسو، بیزلف و چن (۲۰۱۶)، چسبندگی هزینه‌ها را به عنوان توضیح بدیل دیگری برای رفتار نامتقارن اقلام تعهدی پیشنهاد می‌دهند. چسبندگی هزینه‌ها به دلیل تعدیل نامتقارن منابع فیزیکی مانند کارکنان و تجهیزات رخ می‌دهد. تأخیر مدیریت در تعدیل منابع فیزیکی در زمانی که فروش کاهش می‌یابد، باعث می‌شود که هنگام افت فروش، هزینه‌ها با شیب کمتری نسبت به هنگامی که فروش افزایش می‌یابد کاهش یابند. پیامد این رفتار نامتقارن هزینه، تغییر

شدیدتر سود هنگام کاهش فروش در مقایسه با تغییر آن هنگام رشد فروش است. به دلیل همبستگی تغییر در فروش و بازده سهام، این حساسیت بیشتر سود به کاهش فروش مشابه حساسیت بیشتر سود به بازده منفی سهام است و از این رو، چسبندگی هزینه‌ها توضیح دیگری برای الگوی تغییر خطی تکه‌ای سود حسابداری است. پیش از بررسی دقیقتر درباره پژوهش بانکر و همکاران باید اشاره کرد که، اگر چه این محققین نشان می‌دهند که رفتار نامتقارن سود حسابداری می‌تواند ناشی از چسبندگی هزینه‌ها باشد، با این وجود آن‌ها به طور ویژه الگوی تغییر نامتقارن کل اقلام تعهدی و اجزای اقلام تعهدی را مورد بررسی قرار نمی‌دهند. متغیر وابسته پژوهش آن‌ها، مشابه مدل باسو، سود حسابداری است. همچنان که کالینز و همکاران (۲۰۱۴) اشاره می‌کنند، استفاده از سود حسابداری در مدل باسو به عنوان متغیر وابسته، به دلیل عدم تقارن جریان‌های نقدی عملیاتی، باعث مسئله اعتبار سازه<sup>۶</sup> در پژوهش‌های محافظه‌کاری شرطی می‌شود. مطابق کالینز و همکاران، جریان‌های نقدی یک رفتار نامتقارن بسته به چرخه عمر نشان می‌دهد. شرکت‌های رشدی جریان‌های نقدی عملیاتی اندک (یا منفی) و مبالغ عمده سرمایه در گردش دارند زیرا سهام این شرکت‌ها بر اساس فرصت‌های رشد آتی آن‌ها ارزشیابی می‌شوند و نه جریان‌های نقدی عملیاتی. در دوره‌های رکود، بالعکس، بقا اهمیت بیشتری برای این شرکت‌ها پیدا می‌کند و لذا در این دوره‌ها همبستگی بازده و جریان‌های نقدی عملیاتی افزایش می‌یابد. شرکت‌های بالغ بر اساس میزان جریان‌های نقدی بدست آمده از دارایی‌های شان و مستقل از شرایط اقتصادی ارزشیابی می‌شوند. لذا در شرکت‌های بالغ رابطه بازده و سود متقارن‌تر از شرکت‌های رشدی است. مطابق کالینز و همکاران، حذف جریان‌های نقدی عملیاتی از سود و استفاده از اقلام تعهدی به عنوان متغیر وابسته در مدل باسو باعث حذف تورش‌هایی می‌شود که در پژوهش‌های پیشین به عوامل دیگر نسبت داده شده بود. از این رو یک مدل خطی تکه‌ای مانند مدل بال و شیواکمار برای کشف شناسایی سریعتر زیان‌های اقتصادی مناسب‌تر است.

در پژوهش حاضر، بر اساس استدلال‌هایی که در ادامه ارائه می‌شود، پیش‌بینی می‌شود که هنگام افت فروش دو عامل شناسایی نامتقارن زیان‌های اقتصادی و تغییر سیاست‌های مدیریت سرمایه در گردش، در مقایسه با انقطاع عملیات و چسبندگی هزینه، در ایجاد الگوی تغییر خطی تکه‌ای اقلام تعهدی عادی موثرتر هستند. این پیش‌بینی مبتنی بر این استنباط است که، به



رغم تفاوت ظاهری، انقطاع عملیات و چسبندگی هزینه دو روی یک سکه هستند که به دلیل دو انتخاب متفاوت مدیریت هنگام برخورد با کاهش فروش ایجاد می‌شوند. هنگام افت فروش، مدیر دو گزینه در اختیار دارد: یا عملیات را متوقف کند یا بدون تعدیل منابع فیزیکی به عملیات ادامه دهد. عدم تعدیل عملیات باعث چسبندگی هزینه‌ها می‌شود. بر این اساس، چسبندگی یا عدم چسبندگی هزینه‌ها تابعی از انتخاب مدیر در تعدیل یا عدم تعدیل عملیات است. با فرض عدم وجود تعارض‌های نمایندگی، انتخاب مدیر در تعدیل یا عدم تعدیل عملیات، علاوه بر عامل هزینه معامله<sup>۷</sup>، احتمالاً متأثر از از درجه ریسک‌گریزی وی است. هزینه‌های معامله، هزینه واقعی تولید کالا یا خدمات برون سپاری شده شامل هزینه‌های پژوهش برای یافتن کالا یا خدمات مورد نظر با پایین‌ترین قیمت، هزینه‌های چانه زنی و هزینه‌های اعمال و اجرای قرارداد است. کوزه (۱۹۶۰) مشاهده کرد که به دلیل هزینه‌های معامله، تصمیم‌ها درون یک شرکت بر مبنای متفاوت از قاعده بیشینه‌سازی سود شکل می‌گیرد. هنگامی که فروش کاهش می‌یابد تعدیل کارکنان و انقطاع عملیات ممکن است سود را حداکثر کند، با این وجود این اقدامات هزینه‌های معامله را افزایش می‌دهد. برای مثال، اگر فروش دوباره بازیابی شود هزینه‌های انعقاد قرارداد با نیروی کار به دلیل چانه زنی و تسهیم ریسک کارگران با واحد تجاری به مراتب بالاتر خواهد رفت. عامل موثر دیگر بر انتخاب مدیر درجه ریسک‌گریزی وی است. اگر چه تابع مطلوبیت مدیران برای محقق قابل مشاهده نیست، اما مطابق مبحث زیان‌گریزی در تئوری چشم‌انداز<sup>۸</sup> تابع مطلوبیت هنگام زیان محذب است (کانمان و تورسکی، ۱۹۷۹). به این معنا می‌توان انتظار داشت که هنگام کاهش فروش مدیران ریسک‌جوتر شوند و بر این اساس، آن‌ها احتمال کمتری دارد که اقدام به انقطاع عملیات کنند. کاندویا، بوشمن و دیکات (۱۹۸۹) شواهدی ارائه می‌دهند که مدیران احتمال زیادی دارد که پروژه‌های بازنده را ادامه دهند تا از تأثیر نامطلوبی که رهاسازی پروژه‌ها بر شهرت آن‌ها دارد اجتناب کنند. مطابق این استدلال‌ها، در غیاب تعارضات نمایندگی، احتمال عدم تعدیل هزینه‌ها بیشتر از احتمال انقطاع و تصفیه عملیات است. با این وجود، می‌توان استدلال کرد که چسبندگی هزینه‌ها در مقایسه با شناسایی پیش از وقوع زیان‌های اقتصادی تأثیر کمتری بر ارقام تعهدی سرمایه در گردش دارد. اولاً، انگیزه‌های حسابداری محافظه کارانه مستقل از انگیزه‌های تعدیل یا عدم تعدیل عملیات است. حسابداری محافظه کارانه یکی از ویژگی‌های کیفیت گزارشگری مالی و کیفیت سود حسابداری است (لافوند و واتر، ۲۰۰۸).

با این وجود محافظه کاری شرطی، به دلیل وجود تعارض‌های نمایندگی، می‌تواند بر تعدیل یا عدم تعدیل عملیات تأثیر بگذارد. شرکت‌های با حاکمیت شرکتی قوی از شنا سایی سریع‌تر زیان‌های اقتصادی به منظور نظارت بر عملکرد مدیریتی و کنترل رفتار فرصت طلبانه مدیران استفاده می‌کنند (ژانگ، ۲۰۰۸). مطابق فرانسیس و مارتین (۲۰۱۰)، یک تأثیر احتمالی محافظه کاری شرطی این است که مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی، به فرض وجود، با ایجاد الزام نسبت به شناسایی پیش از وقوع زیان‌های اقتصادی، مانع از ادامه فعالیت پروژه‌های بازنده توسط مدیر می‌شوند. مطابق این یافته‌ها، شرکت‌هایی که حاکمیت قوی‌تر دارند با احتمال بیشتری اقدام به شنا سایی سریع‌تر زیان‌های اقتصادی می‌کنند و ثانیاً، این شرکت‌ها کمتر در معرض چسبندگی هزینه‌ها هستند زیرا عملیات‌های ناموفق با احتمال بیشتری در این شرکت‌ها تعدیل می‌شوند. همچنین، مطابق یافته‌های بانکر و همکاران (۲۰۱۶)، عدم کنترل چسبندگی هزینه‌ها حداکثر به میزان ۲۵ درصد باعث تورش و بیش‌نمایی تخمین‌های محافظه کاری می‌شود. شواهد مشابهی توسط صفرزاده، بیگ پناه (۱۳۹۳)، هاشمی، امیری و نجاتی (۱۳۹۳) خدادادی، نیک کار و حاجی زاده (۱۳۹۴) ارائه می‌شود. این یافته‌ها نشان می‌دهد که تأثیر چسبندگی هزینه بر رفتار نامتقارن سود حسابداری در مقایسه با محافظه کاری شرطی غالب نیست. مضافاً، به رغم عدم وجود شواهد تجربی، می‌توان پیشبینی کرد که این تأثیر بر ارقام تعهدی سرمایه در گردش ناچیزتر است، زیرا به فرض متأثر شدن جزء تعهدی سود از چسبندگی هزینه، این تأثیر بیشتر در مورد هزینه‌های معوقه پرداختنی و ارقام تعهدی استهلاک رخ می‌دهد. چسبندگی هزینه حقوق و دستمزد در صورتی می‌تواند بر ارقام تعهدی سرمایه در گردش موثر باشد که واحد اقتصادی نیروی انسانی خود را تعدیل نکند اما پرداخت دستمزدها را به تأخیر بیندازد. با این وجود یک تأخیر طولانی مدت در پرداخت دستمزدها اثری مشابه تعدیل عملیات بر هزینه معامله دارد و آن را افزایش می‌دهد. همچنین، اگر چه مطابق اندرسون، بانکر و جانکرمان (۲۰۱۳)، واحدهای تجاری دارای نسبت دارایی ثابت بالا، میزان بیشتری از چسبندگی هزینه را نشان می‌دهند، با این وجود، هزینه‌های چسبنده مربوط به دارایی‌های ثابت تأثیری بر سرمایه در گردش ندارند و به طور مشابه، بر ارقام تعهدی سرمایه در گردش بی‌تأثیر هستند. چسبندگی هزینه تأثیری بر حساب‌های دریافتی ندارد، چون این جزء سرمایه در گردش مربوط به درآمدهاست و نه هزینه‌ها. و سر آخر، کاهش فروش به دلیل موجودی‌های فروش نرفته باقی مانده در انبار یک اثر مثبت بر موجودی‌ها دارد که تأثیر افزایش چسبندگی

هزینه‌ها بر جزء بدهی‌های جاری سرمایه در گردش را تا حد زیادی خنثی می‌کند. مطابق این فرض‌ها، می‌توان استنباط کرد که، در مقایسه با محافظه‌کاری شرطی، تأثیر چسبندگی هزینه‌ها بر ارقام تعهدی سرمایه در گردش احتمالاً کمتر است.

در پژوهش حاضر، به منظور بررسی دقیق‌تر تأثیر محافظه‌کاری شرطی بر ارقام تعهدی، نخست این استنباط ارائه می‌شود که کاهش فروش می‌تواند به عنوان نشانه‌ای برای خبر بد تلقی شود و بر این اساس، انتظار می‌رود ارقام تعهدی یک تابع خطی تکه‌ای از متغیر تغییر فروش باشد. فایرفیلد و همکاران (۲۰۰۹) شواهدی ارائه می‌دهند که رشد فروش، در مقایسه با رشد دارایی‌های عملیاتی و رشد ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام پایدارتر است. همچنین دیچاو و شراند (۲۰۰۴) نشان می‌دهند که فروش پایدارترین جزء صورت سود و زیان است. پایداری فروش و پایداری تغییر فروش به این معنا است که شوک‌های فروش برای زمان طولانی‌تری در حافظه سری زمانی فروش باقی می‌مانند. شواهد تجربی دیگر نشان می‌دهد که تغییر فروش در مقایسه با بازده سهام و جریان‌های نقدی عملیاتی معیار بهتری برای آزمون کاهش جریان‌های نقدی آتی دارایی‌ها است (بانکر و همکاران، ۲۰۱۴). از این رو، در خصوص زیان‌های اقتصادی احتمالی آینده (خبر بد)، کاهش فروش احتمالاً می‌تواند آگاهی دهنده‌تر از معیارهای دارای نویز بازده منفی و کاهش جریان‌های نقدی عملیاتی باشد. یک تغییر منفی در فروش می‌تواند نشانه‌ای از افت پایدار تقاضا و متعاقب آن افزایش احتمال کاهش ارزش موجودی‌ها و افزایش احتمال عدم وصول مطالبات باشد. از استانداردهای حسابداری ایران به طور ضمنی مستفاد می‌شود که کاهش فروش می‌تواند نشانه‌ای از زیان‌های اقتصادی تحقق نیافته باشد. مطابق استاندارد شماره ۸، «موجودی‌های مواد و کالا باید بر مبنای قاعده اقل بهای تمام شده و خالص ارزش فروش تک تک ارقام یا گروه‌های ارقام مشابه اندازه‌گیری شوند» و در صورت رخدادهایی مانند نابایی یا کاهش تقاضا بایستی هزینه کاهش ارزش موجودی‌ها شناسایی و در سود و زیان منعکس شود. مطابق استاندارد شماره ۳، هرگاه در مورد قابلیت وصول بخشی از درآمد عملیاتی شناسایی شده قبلی ابهام ایجاد شود، مبلغ غیرقابل وصول یا مبلغی که بازیافت آن نامحتمل است، باید به حساب هزینه منظور شود. به رغم آنکه شناسایی سریع این زیان‌های تحقق نیافته می‌تواند باعث کاهش سود و کاهش دارایی‌های جاری شود، مطالعات گذشته نشان می‌دهند که قرارداد بستن و پیگرد قانونی عاملی موثر در تشویق مدیر به اتخاذ یک

رویکرد محافظه کارانه است (واتز، ۲۰۰۳؛ بال، رابین و سادکا، ۲۰۰۸). شناسایی سریعتر زیان‌های اقتصادی می‌تواند منافع گروه‌های مشارکت‌کننده در واحد تجاری را محفوظ نگاه دارد. محافظه کاری شرطی، علاوه بر آن که می‌تواند کیفیت گزارشگری را افزایش دهد، همچنین می‌تواند به قصد ارسال یک پیام به رقبای احتمالی و بالقوه صورت گیرد. کلینچ و وروچیا (۱۹۹۷) و لی (۲۰۱۰) شواهدی ارائه می‌دهند که شرکت‌ها، چه در صنایع با رقابت شدید و چه در صنایع با رقابت اندک، برای شناسایی سریع زیان‌های اقتصادی تحقق نیافته و اتخاذ محافظه کاری شرطی انگیزه دارند تا بدین وسیله وضعیت رقابتی خود را در مقابل رقبای بالقوه و موجود بهبود ببخشند. در صنایع با رقابت اندک، شناسایی سریع زیان‌های تحقق نیافته می‌تواند شرکت‌هایی را که می‌خواهند به این بازار وارد شوند دلسرد کند. همچنین در صنایع با رقابت شدید، شناسایی سریع زیان‌های اقتصادی می‌تواند رقابتی فعلی را از تولید بیش از حد به منظور افزایش حاشیه فروش هر واحد باز دارد (دالیوال، هانگ، خورانا و پریرا، ۲۰۱۴). در صورتی که متعاقب کاهش فروش، زیان‌های تحقق نیافته ناشی از کاهش ارزش موجودی‌ها و کاهش خالص ارزش بازیافتنی مطالبات شناسایی شود، ارقام تعهدی سرمایه در گردش با آهنگ سریعتری کاهش خواهد یافت و لذا ارقام تعهدی به یک تابع خطی تکه‌ای از تغییر فروش تبدیل خواهد شد. عدم کنترل این الگوی تغییر خطی تکه‌ای می‌تواند باعث ایجاد خطای اندازه‌گیری قابل پیشبینی در مدل‌های تعهدی استاندارد شود.

عامل دیگری که می‌توان برای توضیح الگوی تغییر خطی تکه‌ای احتمالی ارقام تعهدی پیشنهاد داد، تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش به دلیل کاهش فروش است. انگیزه پیشنهاد این عامل دیگر این است که دی آنجلو، دی آنجلو و اسکینر (۱۹۹۴) وجود ارقام تعهدی غیرعادی منفی عمده در شرکت‌های دچار مشکل مالی را به مدیریت سود نسبت می‌دهند در حالی که باتلر، لئون و ویلنبرگ (۲۰۰۴) ایجاد این ارقام تعهدی منفی را ناشی از تأثیر معاملات کاهش‌دهنده سرمایه در گردش غیرنقدی به منظور بقاء و دسترس به وجه نقد می‌دانند. یافته‌های باتلر و همکاران، می‌تواند نشان دهد که تغییر سیاست سرمایه در گردش در شرایط بد مالی می‌تواند باعث ایجاد ارقام تعهدی عادی منفی شود. کاهش فروش می‌تواند نشانه‌ای از شرایط بد مالی باشد و نتیجتاً، باعث تبدیل الگوی تغییر خطی ارقام تعهدی به یک الگوی تغییر خطی تکه‌ای شود. مطابق بال (۲۰۱۳) سرمایه در گردش یک متغیر تصادفی است

و نه یک متغیر متعین، زیرا این متغیر شوک‌های وارده به عرضه و تقاضا را جذب می‌کند. بر این اساس، هنگامی که فروش کاهش می‌یابد، ممکن است سیاست سرمایه در گردش تغییر کند: فروش‌های اعتباری افزایش یابد تا مشتریان حفظ شوند و پرداخت حساب‌های پرداختی به دلیل حفظ وجه نقد به تعویق افتد. همچنین، به دلیل تقدم زمانی خرید نسبت به فروش در اکثر صنایع (برنارد و استوبر، ۱۹۸۹؛ برتیس‌ماس و تیلی، ۲۰۰۶)، در دوره‌های افت فروش، بخشی از موجودی‌ها به صورت فروش نرفته در انبارها باقی می‌ماند. اثر کلی این تغییرات، یک تغییر مثبت در تک‌تک اقلام تعهدی عمده (تغییر حساب‌های دریافتی، تغییر موجودی‌ها و تغییر حساب‌های پرداختی) و یک تغییر منفی شدید در کل اقلام تعهدی سرمایه در گردش است، زیرا تغییر بدهی‌ها به دلیل حفظ وجه نقد بیشتر از مجموع تغییر دارایی‌های جاری غیرنقدی است. در نتیجه، به شکلی مشابه با تأثیر شناسایی نامتقارن زیان‌های اقتصادی، می‌توان پیش‌بینی کرد که هنگامی که فروش کاهش می‌یابد، تغییر سیاست خرید و فروش‌های اعتباری می‌تواند باعث تغییر خطی تکه‌ای اقلام تعهدی شود به منظور آزمون تجربی پیش‌بینی‌های فوق، فرضیه اول پژوهش به شرح زیر تدوین می‌شود:

فرضیه اول: هنگامی که فروش کاهش می‌یابد، اقلام تعهدی سرمایه در گردش با شیب بیشتری نسبت به هنگامی که فروش افزایش می‌یابد، تغییر می‌کند.

در پژوهش حاضر، همچنین پیشنهاد می‌شود که برای شناسایی عامل اقتصادی غالب در الگوی تغییر خطی تکه‌ای اقلام تعهدی نسبت به تغییر فروش، می‌توان به رفتار سود حسابداری، رفتار جریان‌های نقدی عملیاتی و رفتار انفرادی اجزای اقلام تعهدی سرمایه در گردش توجه کرد. شناسایی پیش از وقوع زیان‌های اقتصادی تحقق نیافته به دلیل خبر بد (کاهش فروش)، به واسطه انعکاس همزمان آن در اقلام تعهدی سرمایه در گردش و سود حسابداری، باعث کاهش بیش از انتظار اقلام تعهدی سرمایه در گردش و سود حسابداری می‌شود. با این وجود، تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش هنگام کاهش فروش، به رغم آن که می‌تواند باعث ایجاد اقلام تعهدی منفی غیرمنتظره شود، تأثیری بر سود حسابداری ندارد و لذا باعث ایجاد تغییر نامتقارن در سود حسابداری نمی‌شود. برای توضیح بیشتر باید توجه کرد که اقلام تعهدی دو نقش عمده را در حسابداری ایفاء می‌کند: نقش اصلی اقلام تعهدی، مطابق دیچاو (۱۹۹۴)، کاهش نویز ناشی از نوسانات موقتی و ناپایدار جریان‌های نقدی عملیاتی و تبدیل آن به سود

حسابداری تعهدی به عنوان یک معیار بهتر عملکرد است و نقش دوم آن، مطابق بال و شیواکمار (۲۰۰۵)، انعکاس زود هنگام زیان‌های اقتصادی تحقق نیافته است. هنگامی که به دلیل تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش در دوره‌های کاهش فروش، سرمایه در گردش غیر نقدی یک کاهش غیرمنتظره پیدا می‌کند، از آنجا که اقلام تعهدی زمان‌بندی شناسایی جریان‌های نقدی عملیاتی را در سود تغییر می‌دهد، اقلام تعهدی نقش خود را در کاهش نويز ايفاء می‌کند و بدین ترتیب سود حسابداری (به استثنای کاهش مورد انتظار آن به دلیل افت فروش) متأثر نمی‌شود. اقلام تعهدی منفی غیرمنتظره‌ای که به واسطه تغییر تصمیمات عملیاتی ایجاد می‌شود تنها جزء جریان‌های نقدی عملیاتی سود را متأثر می‌کند و باعث تغییر نامتقارن آن نسبت به حالتی می‌شود که تصمیمات عملیاتی تغییر نمی‌کند. مطابق این پیشبینی، تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش باعث رفتار نامتقارن جریان‌های نقدی عملیاتی نیز می‌شود و انتظار می‌رود به دلیل تأثیر این عامل، جریان‌های نقدی عملیاتی هنگامی که فروش کاهش می‌یابد با شیب کمتری کاهش یابد. پیشبینی تأثیر محافظه‌کاری شرطی بر رفتار جریان‌های نقدی عملیاتی پیچیده‌تر است. مطابق بال و شیواکمار (۲۰۰۶)، یک زیان اقتصادی محتمل برابر است با یک کاهش غیرمنتظره در جریان‌های نقدی دوره جاری و یک کاهش در جریان‌های نقدی آتی. کاهش فروش (به عنوان خبر بد) می‌تواند نشان‌دهنده یک کاهش احتمالی جریان‌های نقدی آتی ناشی از دارایی‌ها و همچنین یک کاهش غیرمنتظره جریان‌های نقدی عملیاتی دوره جاری باشد. در نتیجه، انتظار می‌رود اگر کاهش فروش به شناسایی پیش از وقوع زیان‌های اقتصادی منجر شود، همزمان یک کاهش غیرمنتظره در اقلام تعهدی و در جریان‌های نقدی عملیاتی مشاهده شود. بیان ریاضی ادعاهای فوق بدین شرح است. رابطه زیر بین سود  $X$  و اجزای آن (جریان‌های نقدی عملیاتی CFO و کل اقلام تعهدی TAC) برقرار است:

$$X_t = CFO_t + TAC_t$$

فرض کنیم به دلیل کاهش فروش ناشی از رکود در صنعت، یک زیان اقتصادی  $\Delta + \psi = \omega$  رخ می‌دهد که بخشی از آن زیان در دوره جاری و در قالب کاهش در جریان‌های نقدی عملیاتی دوره شناسایی می‌شود ( $\psi$ ) و بخشی از آن زیان که مدیر انتظار دارد در دوره آینده واقع شود به دلیل محافظه‌کاری شرطی در دوره جاری و در قالب کاهش اقلام تعهدی شناسایی گردد ( $\Delta$ ):

$$X_t - \Delta - \psi = (CFO_t - \psi) + (TA_t - \Delta) \text{ if } \Delta S_t < 0$$

در نتیجه، به دلیل شناسایی پیش از وقوع زیان تحقق نیافته در دوره جاری، انتظار می‌رود هنگامی که فروش کاهش می‌یابد، یک کاهش غیرمنتظره هم در سود حسابداری، هم در جریان‌های نقدی عملیاتی و هم در ارقام تعهدی مشاهده شود. بالعکس، در صورتی که کاهش فروش باعث تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش شود، خواهیم داشت:

$$X_t = (CFO_t + \Delta) + (TA_t - \Delta) \text{ if } \Delta S_t < 0$$

همچنانکه در معادله فوق مشاهده می‌شود، تغییر تصمیمات عملیاتی باعث کاهش غیرمنتظره ارقام تعهدی به میزان  $\Delta$  می‌شود، اما باعث تغییر غیرمنتظره سود حسابداری نمی‌شود. در نتیجه، تغییر غیرمنتظره منفی ارقام تعهدی با یک تغییر غیرمنتظره مثبت در جریان‌های نقدی عملیاتی جبران خواهد شد که باعث رفتار نامتقارن جریان‌های نقدی عملیاتی می‌شود. به بیان دیگر، اگر چه جریان‌های نقدی عملیاتی به دلیل افت فروش کاهش می‌یابد، اما به خاطر اثر مثبت تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش بر وجوه نقد، میزان این کاهش کمتر از میزان مورد انتظار است.

همچنین می‌توان پیش‌بینی کرد که هنگامی که فروش کاهش می‌یابد، رفتار انفرادی ارقام تعهدی عادی عمده (شامل تغییر حساب‌های دریافتی، تغییر موجودی‌ها و تغییر حساب‌های پرداختی)، تحت تأثیر هر یک از عوامل موثر در رفتار نامتقارن ارقام تعهدی متفاوت است. با ثابت فرض کردن سایر عوامل، محافظه‌کاری شرطی باعث کاهش حساب‌های دریافتی و کاهش موجودی‌ها هنگام کاهش فروش می‌شود. با این وجود، محافظه‌کاری شرطی تأثیری بر حساب‌های پرداختی ندارد. تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش هنگام کاهش فروش، باعث تغییر مثبت حساب‌های دریافتی و موجودی‌ها و همچنین تغییر مثبت حساب‌های پرداختی می‌شود، اما شدت تأثیر آن بر تغییر ارقام بدهی سرمایه در گردش بیشتر از تأثیر آن بر تغییر ارقام دارایی سرمایه در گردش است. بیان ریاضی ادعاهای فوق بدین شرح است. رابطه زیر بین ارقام تعهدی سرمایه در گردش عملیاتی WCAC و اجزای آن (تغییر حساب‌های دریافتی  $\Delta AR$ ، تغییر موجودی‌ها  $\Delta INV$  و تغییر حساب‌های پرداختی  $\Delta AP$ ) برقرار است:

$$WCAC_t = \Delta AR_t + \Delta INV_t - \Delta AP_t$$

برای سهولت، سایر دارایی‌های جاری غیرنقدی و سایر بدهی‌های جاری عملیاتی در معادله بالا وارد نشده‌اند. در صورت کاهش فروش و اتخاذ یک حسابداری محافظه‌کارانه داریم:

$$WCAC_t - \Delta = (\Delta AR_t - \Delta^*) + (\Delta INV_t - \Delta^{**}) - \Delta AP_t \text{ if } \Delta S_t < 0$$

با فرض  $\Delta = \Delta^* + \Delta^{**}$ ، کاهش فروش باعث کاهش اقلام تعهدی سرمایه در گردش و کاهش حساب‌های دریافتی و موجودی‌ها می‌شود. در مقابل، در صورتی که کاهش فروش منجر به تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش در راستای بقا و حفظ وجه نقد در واحد تجاری شود، خواهیم داشت:

$$WCAC_t - \Delta = (\Delta AR_t + \Delta^\circ) + (\Delta INV_t + \Delta^{\circ\circ}) - (\Delta AP_t + \Delta^{\circ\circ\circ}) \text{ if } \Delta S_t < 0$$

با فرض  $\Delta^{\circ\circ\circ} > \Delta^\circ + \Delta^{\circ\circ}$ ، کاهش فروش باعث کاهش اقلام تعهدی سرمایه در گردش و افزایش در تک تک اجزای تشکیل دهنده آن می‌شود.

مطابق توضیحات یاد شده، انتظار می‌رود یک الگوی جامع و کلی از چگونگی تغییر اجزای اقلام تعهدی، اقلام تعهدی، جریان‌های نقدی و سود حسابداری به دلیل اقدامات مدیر نسبت به کاهش فروش مشاهده شود. برای آزمون تجربی پیش‌بینی‌های فوق، فرضیه‌هایی به شرح زیر تدوین می‌شود:

فرضیه دوم: در صورتی که کاهش فروش باعث تغییر نامتقارن اقلام تعهدی شود، آنگاه اگر سود حسابداری هنگام کاهش فروش با شیب بیشتری در مقایسه با دوره‌های افزایش آن تغییر کند (تغییر نکند)، انتظار می‌رود دارایی‌های جاری غیرنقدی با شیبی بیشتر (شیبی کمتر) نسبت به هنگامی که فروش افزایش می‌یابد تغییر کند و بالعکس.

فرضیه سوم: در صورتی که کاهش فروش باعث تغییر نامتقارن اقلام تعهدی شود، آنگاه اگر سود حسابداری هنگام کاهش فروش با شیب بیشتری در مقایسه با دوره‌های افزایش آن تغییر کند (تغییر نکند)، انتظار می‌رود بدهی‌های جاری عملیاتی با شیبی نامتفاوت (شیبی بیشتر) نسبت به هنگامی که فروش افزایش می‌یابد تغییر کند و بالعکس.

فرضیه چهارم: در صورتی که کاهش فروش باعث تغییر نامتقارن اقلام تعهدی شود، آنگاه اگر سود حسابداری هنگام کاهش فروش با شیب بیشتری در مقایسه با دوره‌های افزایش آن تغییر کند (تغییر نکند)، انتظار می‌رود جریان‌های نقدی عملیاتی با شیبی بیشتر (شیبی کمتر) نسبت به هنگامی که فروش افزایش می‌یابد تغییر کند و بالعکس.



## روش پژوهش

### داده‌ها و نمونه پژوهش

نمونه این پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که داده‌های مربوط به صورت‌های مالی سالانه آن‌ها برای دوره زمانی ۱۵ ساله از ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۴ در بانک اطلاعاتی ره آورد نوین در دسترس است. شرکت‌های سرمایه‌گذاری، موسسات مالی و بانک‌ها از نمونه کنار گذاشته شده‌اند، زیرا ماهیت سرمایه در گردش، اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی عملیاتی در این دسته از شرکت‌ها با سایر شرکت‌ها متفاوت است (دیچاو و همکاران، ۱۹۹۵؛ کو تاری 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 دوره ۱۴ ساله ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۴ کاسته می‌شود. کلیه مشاهدات تکراری و ناهمخوان از نمونه کنار گذاشته شده‌اند. همچنین صنایع و شرکت‌هایی که داده‌های کافی برای تخمین پارامترهای مدل‌های پژوهش ندارند از نمونه حذف شده‌اند. بر این اساس، مطابق بال و همکاران (۲۰۰۵)، نمونه در سطح صنعت شامل صناعی است که دارای حداقل ۳۰ مشاهده در دسترس از هر متغیر و حداقل ۵ مشاهده کاهش فروش باشند. 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 ۲۶۴۲ مشاهده شرکت — سال از ۲۰۰ شرکت و ۱۷ صنعت به عنوان نمونه نهایی پژوهش انتخاب شد. به منظور کاهش اثر مقیاس، کلیه متغیرهای پژوهش بر میانگین جمع دارایی‌های دوره قبل و دوره جاری تقسیم گردیدند. کلیه متغیرهای پژوهش به دلیل وجود خطای احتمالی در داده‌ها و مشکلات ناشی از مقیاس زدایی، در سطح ۱٪ مقادیر انتهایی توزیع شان (یعنی، صدک یکم و صدک ۹۹ام) ویرایش<sup>۹</sup> شدند.

### مدل‌های رگرسیونی خطی تکه‌ای پژوهش

در پژوهش حاضر پیش‌بینی می‌شود که اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش و اجزای آن از یک الگوی تغییر خطی تکه‌ای نسبت به تغییر فروش پیروی می‌کند. به منظور آزمون تجربی این پیش‌بینی، از یک مدل عمومی خطی تکه‌ای (مدل ۱) استفاده می‌شود:

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 (1/A_{i,t}) + \alpha_2 \Delta S_{i,t} + \alpha_3 (D_{i,t} * \Delta S_{i,t}) + e_{i,t} \quad \text{مدل ۱}$$

که در آن، اقلام تعهدی سرمایه در گردش WCAC، تغییر دارایی‌های جاری غیر نقدی  $\Delta NCCA$ ، تغییر بدهی‌های جاری عملیاتی  $\Delta OCL$ ، تغییر حساب‌های دریافتی  $\Delta AR$ ، تغییر موجودی‌ها  $\Delta INV$ ، تغییر حساب‌های پرداختی  $\Delta AP$ ، تغییر دارایی‌های جاری عملیاتی غیر نقدی  $\Delta NOCA$  و تغییر سرمایه در گردش غیر نقدی عملیاتی  $\Delta OWC$  به جای متغیر وابسته  $Y$  جایگزین می‌شوند.  $1/A = 1/A$  برابر است با یک تقسیم بر میانگین دارایی‌ها. این متغیر مطابق جونز و به دلیل جلوگیری از ایجاد یک همبستگی کاذب میان متغیرهای وابسته و مستقل که ممکن است به واسطه تقسیم آن‌ها بر جمع دارایی‌ها به وجود بیاید به مدل اضافه می‌شود. این متغیر اثر این همبستگی‌های جعلی را کنترل می‌کند.  $\Delta S = \Delta S$  تغییر فروش؛ و  $D = D$  یک متغیر مصنوعی دو ارزشی (۰ و ۱) است با ارزش ۱ برای کاهش فروش و صفر برای رشد فروش. در پژوهش حاضر، سه سنجه  $D1$ ،  $D2$  و  $D3$ ، که به ترتیب به منظور کنترل کاهش فروش، کاهش فروش نقدی و فروش کمتر از میانه صنعت استفاده می‌شود، به جای  $D$  در مدل جایگزین می‌شوند. همچنین  $e$  جزء اخلاص (خطا) است.

به منظور بررسی چگونگی تغییر اقلام تعهدی، جریان‌های نقدی عملیاتی و سود حسابداری از مدل ۲ استفاده می‌شود:

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 (1/A_{i,t}) + \alpha_2 \Delta S_{i,t} + \alpha_3 (D_{i,t} * \Delta S_{i,t}) + \alpha_4 PPE_{i,t} + e_{i,t} \quad \text{مدل ۲}$$

که در آن، سنجه‌های اقلام تعهدی (شامل اقلام تعهدی عملیاتی OAC، کل اقلام تعهدی TAC)، سنجه‌های جریان‌های نقدی عملیاتی (جریان‌های نقدی عملیاتی تعدیل نشده مطابق استاندارد حسابداری ایران UCFO و جریان‌های نقدی عملیاتی تعدیل شده مطابق استانداردهای حسابداری آمریکا CFO) و سنجه‌های سود حسابداری (سود عملیاتی OI و سود خالص قبل از مالیات EBT) به جای متغیر وابسته  $Y$  در مدل جایگزین می‌شوند؛  $PPE = PPE$  ناخالص اموال ماشین‌آلات و تجهیزات است. بقیه متغیرهای مدل مانند مدل ۱ است. تعریف عملیاتی متغیرهای پژوهش در نگاره (۱) ارائه شده است.

پیش‌بینی علامت ضرایب: در مدل‌های خطی تکه‌ای پژوهش، از آنجا که اگر تغییر فروش مثبت باشد، ارزش متغیر مصنوعی  $D$  برابر صفر است، ضریب  $\alpha_2$ ، شیب تغییر متغیر وابسته را هنگام افزایش فروش نشان می‌دهد.

تکراه (۱): تعریف عملیاتی متغیرهای پژوهش

شرح متغیر	علامت و روش محاسبه متغیر
تغییر حساب‌های پرداختی تجاری.	$\Delta AP_t$
تغییر موجودی مواد و کالا.	$\Delta INV_t$
تغییر حساب‌های دریافتی تجاری.	$\Delta AR_t$
تغییر دارایی‌های جاری عملیاتی غیرنقدی.	$\Delta NOCA_t = \Delta AR_t + \Delta INV_t$
تغییر سرمایه در گردش غیرنقدی عملیاتی.	$\Delta OWC_t = \Delta AR_t + \Delta INV_t - \Delta AP_t$
جمع بدهی‌های جاری.	$CL_t$
جمع مالیات پرداختی و ذخیره مالیات.	$TXP_t$
جمع تسهیلات مالی جاری دریافتی و حصه جاری بدهی بلندمدت.	$STD_t$
بدهی جاری عملیاتی.	$OCL_t = CL_t - TXP_t - STD_t$
تغییر بدهی جاری عملیاتی.	$\Delta OCL_t$
تغییر دارایی جاری.	$\Delta CA_t$
تغییر وجه نقد دوره جاری نسبت به وجه نقد دوره قبل.	$\Delta CF_t$
تغییر دارایی جاری غیرنقدی.	$\Delta NCCA_t = \Delta CA_t - \Delta CF$
اقلام تعهدی سرمایه در گردش.	$WCAC_t = \Delta NCCA_t - \Delta OCL_t$
خالص جریان‌های نقدی ناشی از مالیات بر درآمد.	$CFTX_t$
خالص جریان‌های نقدی بازده سرمایه‌گذاری‌ها و سود پرداختی تامین مالی.	$CFR_t$
جریان‌های نقدی عملیاتی طبق استاندارد ایران.	$UCFO_t$
جریان‌های نقدی عملیاتی.	$CFO_t = UCFO_t + CFTX_t + CFR_t$
سود عملیاتی.	$OI_t$
سود خالص قبل از کسر مالیات.	$EBT_t$
سود خالص.	$NI_t$
اقلام تعهدی عملیاتی.	$OAC_t = OI_t - UCFO_t$
کل اقلام تعهدی.	$TAC_t = NI_t - CFO_t$
ناخالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات.	$PPE_t$
تغییر فروش دوره جاری نسبت به فروش دوره قبل.	$\Delta S_t$
متغیر مصنوعی؛ اگر $\Delta S_t < 0$ برابر ۱ و در غیراینصورت صفر.	$D1_t$
تغییر فروش نقدی دوره جاری نسبت به فروش نقدی دوره قبل.	$\Delta S_t - \Delta AR_t$
متغیر مصنوعی؛ اگر $\Delta S_t - \Delta AR_t < 0$ برابر ۱ و در غیراینصورت صفر.	$D2_t$
تفاوت فروش در دوره جاری نسبت به میانه فروش در صنعت در همان دوره.	$S_t - INDS_t$
متغیر مصنوعی؛ اگر $S_t - INDS_t < 0$ برابر ۱ و در غیراینصورت صفر.	$D3_t$

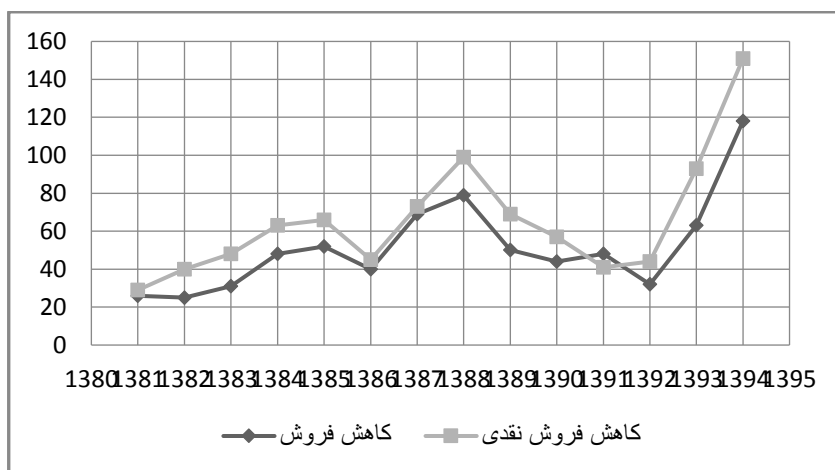
با فرض یکسان بودن سیاست فروش‌های اعتباری واحد تجاری و عرضه‌کنندگان مواد اولیه آن، به دلیل آن که در شرکت‌های سودآور رشد اقلام تعهدی درآمد بیشتر از رشد اقلام

تعهدی هزینه است (رونن و یاری، ۲۰۰۸)، انتظار داریم تا یک رابطه مثبت بین تغییر فروش و ارقام تعهدی وجود داشته باشد. همچنین مطابق مدل نظری دیچاو و همکاران (۱۹۹۸) یک رابطه مثبت بین اجزای ارقام تعهدی (برای مثال، تغییر حساب‌های دریافتی)، جریان‌های نقدی عملیاتی و سود با تغییر فروش وجود دارد. بر این اساس برای کلیه متغیرهای وابسته‌ای که به جای  $Y$  جایگزین می‌شوند انتظار داریم  $\alpha_2 > 0$ . همچنین از آنجا که اگر تغییر فروش منفی باشد، متغیر مصنوعی  $D$  برابر با یک است،  $\alpha_2 + \alpha_3$  شیب متغیر وابسته را در دوره‌های کاهش فروش نشان می‌دهد. عدم وجود یک رابطه خطی تکه ای به این معنا است که شیب متغیر وابسته در دوره رشد و کاهش فروش برابر است. یعنی:  $\alpha_2 + \alpha_3 = \alpha_2$ ؛ در نتیجه در کنار مثبت و غیرصفر بودن  $\alpha_2$  داریم:  $\alpha_3 = 0$ . همچنین، اگر کاهش فروش باعث افزایش شیب متغیر وابسته در مقایسه با شیب آن در زمان رشد فروش شود، داریم:  $\alpha_2 + \alpha_3 > \alpha_2$ . در نتیجه، اگر  $\alpha_3 > 0$  می‌توان نتیجه گرفت که متغیر وابسته هنگام کاهش فروش با شیب بیشتری کاهش می‌یابد. به همین ترتیب، اگر  $\alpha_3 < 0$  باشد می‌توان نتیجه گرفت که متغیر وابسته هنگام کاهش فروش با شیب کمتری در مقایسه با شیب آن در زمان افزایش فروش تغییر می‌کند. در مدل ۲، از آنجا که عبارت  $\alpha_4 PPE_{i,t}$  ارقام تعهدی عادی منفی استهلاک را اندازه‌گیری می‌کند، انتظار می‌رود ضریب  $PPE$  هنگامی که ارقام تعهدی در این مدل به جای متغیر وابسته جایگزین می‌شود منفی و بالعکس، به دلیل رابطه معکوس ارقام تعهدی و جریان‌های نقدی عملیاتی، علامت این ضریب برای متغیر وابسته جریان‌های نقدی عملیاتی مثبت باشد. مطابق جونز انتظار می‌رود ضریب متغیر  $1/A$  مثبت باشد چون این متغیر اثر تقسیم متغیرهای وابسته و مستقل بر میانگین دارایی‌ها را کنترل می‌کند. علامت مورد انتظار ضرایب متغیرهای مستقل در مدل‌های خطی تکه‌ای پژوهش بر حسب این که چه عاملی در ایجاد آن غالب است در نگاره ۳ ارائه شده است.

### آمار توصیفی

تعداد کل مشاهدات ۲۶۴۲ و تعداد مشاهدات کاهش فروش در کل نمونه ۱۷۲۵ است که در حدود ۲۷٪ از کل مشاهدات است. تعداد مشاهدات کاهش فروش نقدی و تعداد مشاهداتی که کاهش فروش نقدی و کاهش فروش را توأما تجربه کرده‌اند به ترتیب ۹۱۸ و ۶۱۴ است. بر این

اساس، تقریباً ۸۵ درصد (۶۱۴÷۷۲۵) از کل مشاهدات کاهش فروش به دلیل کاهش فروش نقدی رخ داده است.



شکل (۱): فراوانی مشاهدات کاهش فروش در دوره زمانی پژوهش

شکل ۱، فراوانی مشاهدات کاهش فروش و کاهش فروش نقدی را برای دوره زمانی ۱۴ ساله (۱۳۸۱ تا ۱۳۹۴) نشان می‌دهد. مطابق این شکل، یک روند صعودی در فراوانی مشاهدات کاهش فروش تا سال ۱۳۸۸، در ادامه یک روند نزولی تا سال ۱۳۹۲ و در نهایت یک روند صعودی شدید تا سال ۱۳۹۴ در فراوانی مشاهدات کاهش فروش در دوره زمانی پژوهش قابل مشاهده است.

آمار توصیفی برای متغیرهای پژوهش در کل نمونه و در دو زیر نمونه مشاهدات رشد فروش (با ۱۹۱۷ مشاهده) و مشاهدات کاهش فروش (با ۷۲۵ مشاهده) در نگاره (۲) ارائه شده است. مطابق نگاره (۲)، چولگی اکثر متغیرهای پژوهش خفیف است. برای مثال، چولگی اقلام تعهدی سرمایه در گردش WCAC، اقلام تعهدی عملیاتی OAC و اقلام تعهدی کل TAC به ترتیب ۰/۲۱، ۰/۴۰ و ۰/۴۷ است که از ۰/۵۰ کوچکتر است. همچنین کشیدگی این متغیرها کمتر از ۱/۵ است. بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که متغیرهای یاد شده دارای یک توزیع تقریباً نرمال هستند. جدا از این، از آنجا که مدل‌های پژوهش در سطح صنعت برآزش می‌شوند،

به دلیل همگونی بالاتر در میان مشاهدات یک صنعت، احتمالاً توزیع متغیرهای وابسته پژوهش تا حد قابل قبولی از یک توزیع نرمال پیروی می‌کند.

تکاوره (۲): آمار توصیفی

ت	تفاوت	زیرنمونه		کل نمونه				مشاهدات
		میانگین	میانگین	کشیدگی	چولگی	میانه	میانگین	
*۵۱/۴	۰/۳۷	-۰/۱۵۱	۰/۲۲۳	۲/۱۴	۰/۷۰	۰/۰۹۸	۰/۱۲۰	$\Delta S_t$
*۳۸/۶	۰/۳۳	-۰/۱۵۶	۰/۱۷۶	۲/۰۹	۰/۵۶	۰/۰۶۲	۰/۰۸۵	$\Delta S_t - \Delta AR_t$
*۱۵/۳	۰/۲۸	-۰/۱۰۹	۰/۱۷۵	۲/۴۸	۱/۲۸	۰/۰۰۲	۰/۰۹۷	$S_t - INDS_t$
۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۰۱۹	۰/۰۱۹	۳/۴۵	۰/۷۹	۰/۰۰۶	۰/۰۱۹	$\Delta AP_t$
*۶/۵۸	۰/۰۳	۰/۰۱۳	۰/۰۴۱	۲/۲۶	۰/۵۰	۰/۰۲۴	۰/۰۳۲	$\Delta INV_t$
*۹/۹۰	۰/۰۴	-۰/۰۰۴	۰/۰۴۷	۱/۳۶	۰/۳۸	۰/۰۲۴	۰/۰۳۵	$\Delta AR_t$
*۲/۸۵	۰/۰۲	۰/۰۳۵	۰/۰۵۱	۱/۷۱	۰/۴۵	۰/۰۳۶	۰/۰۴۶	$\Delta OCL_t$
*۱۴/۵	۰/۱۰	۰/۰۱۶	۰/۱۱۶	۱/۵۸	۰/۳۶	۰/۰۸۱	۰/۰۸۹	$\Delta CAWC_t$
*۱۲/۵	۰/۰۸	-۰/۰۱۷	۰/۰۶۵	۱/۰۵	۰/۲۱	۰/۰۳۴	۰/۰۴۲	$WCAC_t$
*۱۲/۴	۰/۰۷	-۰/۰۲۵	۰/۰۴۲	۱/۲۰	۰/۴۰	۰/۰۱۶	۰/۰۲۴	$OAC_t$
*۱۴/۳	۰/۱۰	۰/۰۳۵	۰/۱۳۵	۰/۸۳	۰/۴۷	۰/۰۹۲	۰/۱۱۰	$TAC_t$
*۵/۶۷	۰/۰۳	۰/۰۰۲	۰/۰۳۰	۱/۴۴	-۰/۱۵	۰/۰۲۴	۰/۰۲۳	$CFO_t$
*۸/۴۷	۰/۰۵	۰/۰۸۶	۰/۱۳۶	۰/۹۸	۰/۴۵	۰/۱۰۸	۰/۱۲۲	$UCFO_t$
*۲۳/۴	۰/۱۲	۰/۰۶۱	۰/۱۷۸	۰/۹۶	۰/۷۳	۰/۱۲۳	۰/۱۴۶	$OI_t$
*۱۹/۶	۰/۱۲	۰/۰۴۶	۰/۱۶۵	۰/۹۹	۰/۶۳	۰/۱۰۸	۰/۱۳۲	$EBT_t$
*۲/۰۵	۰/۰۲	۰/۲۶۴	۰/۲۸۱	۰/۵۹	۱/۰۰	۰/۲۲۹	۰/۲۷۶	$PPE_t$
		۷۲۵	۱۹۱۷	۲۶۴۲				مشاهدات

تمام متغیرها بر میانگین دارایی‌ها تقسیم شده‌اند. تمام متغیرها در سطح مقادیر منتهایی ۱ درصد توزیع خود ویرایش شده‌اند. آماره t برای آزمون برابری میانگین زیرنمونه مشاهدات رشد و زیرنمونه مشاهدات کاهش فروش ارائه شده است. مقادیر ستاره دار شده در سطح ۵ درصد معنی دار هستند.

میانگین تغییر حساب‌های پرداختی تجاری ( $\Delta AP$ ) در کل نمونه، و زیرنمونه‌های مشاهدات رشد و کاهش فروش یکسان و برابر ۰/۰۱۹ است. مطابق این یافته، در دوره‌های کاهش فروش بدهی خرید نه تنها کاهش پیدا نکرده است بلکه افزایش یافته است. این یافته می‌تواند شواهدی

را نشان دهد که سیاست مدیران در پرداخت بدهی‌های جاری عملیاتی در دوره‌های کاهش و رشد فروش نامتقارن است.

میانگین و میانه تغییر موجودی مواد و کالا ( $\Delta INV$ ) در کل نمونه ۰/۰۳۲ و ۰/۰۲۴ است. میانگین تغییر موجودی‌های مواد و کالا در زیرنمونه مشاهدات رشد فروش ۰/۰۴۱ و در زیرنمونه مشاهدات کاهش فروش ۰/۰۱۳ است. تفاوت میانگین این متغیر در دو زیر نمونه ۰/۰۳ است که در سطح ۵ درصد معنی‌دار است. تغییر مثبت (افزایش) موجودی مواد و کالا در شرکت‌هایی که کاهش فروش را تجربه می‌کنند می‌تواند ناشی از انباشت موجودی‌های فروش نرفته باشد. میانگین و میانه تغییر حساب‌های دریافتی تجاری ( $\Delta AR$ ) در کل نمونه تقریباً مشابه تغییر موجودی مواد و کالا و به ترتیب ۰/۰۳۵ و ۰/۰۲۴ است. میانگین تغییر حساب‌های دریافتی تجاری در زیرنمونه مشاهدات رشد فروش ۰/۰۴۷ و در زیرنمونه مشاهدات کاهش فروش ۰/۰۰۴- است.

میانگین و میانه تغییر بدهی‌های جاری عملیاتی ( $\Delta OCL$ ) در کل نمونه ۰/۰۳۶ و ۰/۰۴۶ است. میانگین این متغیر در مشاهداتی که کاهش فروش داشته‌اند ۰/۰۳۵ است که نشان می‌دهد در دوره‌های کاهش فروش بدهی‌های جاری عملیاتی افزایش پیدا می‌کنند. حدود ۵۴ درصد این افزایش (یعنی حدود ۰/۰۱۹) متعلق به حساب‌های پرداختی تجاری و مابقی متعلق به افزایش سایر بدهی‌های جاری عملیاتی است. میانگین تغییر دارایی جاری غیرنقدی در دوره‌های کاهش فروش مثبت و برابر ۰/۰۱۶ است. مطابق این یافته‌ها، در دوره‌های کاهش فروش، میانگین تغییر دارایی‌های جاری غیرنقدی کوچکتر از میانگین تغییر بدهی‌های جاری عملیاتی است. در نتیجه انتظار می‌رود میانگین اقلام تعهدی سرمایه در گردش ( $WCAC$ ) در دوره‌های کاهش فروش، منفی  $[-0.019 = 0.035 - 0.016]$  و متعاقباً میانگین جریان‌های نقدی عملیاتی مثبت باشد. مطابق انتظار میانگین مشاهده شده اقلام تعهدی سرمایه در گردش در زیرنمونه مشاهداتی که کاهش فروش داشته‌اند ۰/۰۱۷- است. میانگین جریان‌های نقدی عملیاتی تعدیل نشده ( $UCFO$ ) که مطابق استانداردهای ایران تهیه می‌شود ۰/۰۸۶ است.

تفاوت میانگین اقلام تعهدی سرمایه در گردش در دوره‌های رشد و کاهش فروش یک کاهش معنی‌دار ۰/۰۸ را در دوره‌های کاهش فروش نشان می‌دهد (مقدار آماره  $t$  برابر ۱۲/۵ است). این تغییر منفی ۱۲۳ درصدی ( $0.065 \div 0.080 = -0.080$ ) می‌تواند شواهدی در خصوص الگوی

تغییر خطی تکه‌ای اقلام تعهدی ارائه دهد. تفاوت میانگین جریان‌های نقدی عملیاتی در دو زیرنمونه مشاهدات رشد و کاهش فروش ۰/۰۵ است که در سطح ۵ درصد معنی‌دار است (مقدار آماره  $t$  برابر با ۸/۴۷ است).

به لحاظ نظری، تفاوت میانگین اقلام تعهدی سرمایه در گردش (WCAC) با اقلام تعهدی عملیاتی (OAC) ناشی از اقلام تعهدی منفی استهلاک است (زیرا:  $OAC = WCAC - Dep$ ). این تفاوت در زیرنمونه مشاهدات کاهش فروش حدود ۰/۰۰۸- است [  $(-0.017) - (-0.025)$  ]. با این وجود، این تفاوت در زیرنمونه مشاهدات رشد فروش حدود ۰/۰۲۳- است [  $-0.065 - 0.042$  ]. کاهش قابل توجه اقلام تعهدی استهلاک در زیرنمونه مشاهدات کاهش فروش ۰/۰۱۵ است که احتمالاً می‌تواند ناشی از مدیریت سود یا فروش دارایی‌های ثابت در دوره‌های کاهش فروش باشد. میانگین اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات (PPE) در زیرنمونه مشاهدات رشد و کاهش فروش به ترتیب ۰/۲۸۱ و ۰/۲۶۴ است. نسبت اقلام تعهدی استهلاک به PPE در زیرنمونه مشاهدات رشد فروش ۰/۰۸۲ است ( $0.281 \div 0.23$ ). این نسبت برای زیرنمونه مشاهدات کاهش فروش ۰/۰۳۰ است ( $0.264 \div 0.08$ ) که یک کاهش شدید در نرخ استهلاک را نشان می‌دهد.

میانگین اقلام تعهدی عملیاتی (OAC) و کل اقلام تعهدی (TAC) در کل نمونه به ترتیب ۰/۰۲۴ و ۰/۱۱۰ است. تفاوت این دو متغیر مربوط به اقلام تعهدی مالیات بر درآمد و اقلام تعهدی بازده سرمایه‌گذاری‌ها و سود تامین مالی است. به همین ترتیب میانگین جریان‌های نقدی عملیاتی طبق استاندارد ایران (UCFO) و جریان‌های نقدی عملیاتی تعدیل شده (CFO) در کل نمونه به ترتیب ۰/۱۲۲ و ۰/۰۲۳ است. در کل نمونه، مطابق انتظار سود عملیاتی (OI) دارای میانگین ۰/۱۴۶ است. از آنجا که  $OI = UCFO + OAC$  این رقم برابر با مجموع میانگین‌های OAC (۰/۰۲۴) و UCFO (۰/۱۲۲) است. رابطه مشابهی را می‌توان در زیرنمونه شرکت‌هایی که کاهش فروش داشته‌اند مشاهده کرد.

### نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

داده‌های پژوهش از نوع داده‌های تابلویی هستند. از آنجا که کلیه متغیرهای پژوهش بر حسب تعریف و ماهیت بر اساس نوعی تفاضل مرتبه اول محاسبه شده‌اند، نگرانی جدی درباره



عدم ایستایی آن‌ها در دوره زمانی پژوهش وجود ندارد. به هر روی، در نتایجی که در نگاره‌های ارائه نشده است، آزمون ایستایی متغیرهای پژوهش با استفاده از آزمون لوین لین و چو انجام شد و ایستایی کلیه متغیرهای پژوهش در سطح معنی داری ۵ درصد رد نشد.

**نگاره (۳): علامت مورد انتظار برای ضرایب رگرسیون‌های خطی تکه‌ای**

تابلوی اول							
$\Delta NCCA_t$	$\Delta OCL_t$	$\Delta OWC_t$	$\Delta NOCA_t$	$\Delta AR_t$	$\Delta INV_t$	$\Delta AP_t$	متغیرها
?	?	?	?	?	?	?	Intercept
+	+	+	+	+	+	+	$1/A_t$
+	+	+	+	+	+	+	$\Delta S_t$
+	0	+	+	+	+	0	CC
-	-	+	-	-	-	-	WC G
$D_t * \Delta S_t$							
تابلوی دوم							
$EBT_t$	$OI_t$	$CFO_t$	$UCFO_t$	$TAC_t$	$OAC_t$	$WCAC_t$	متغیرها
?	?	?	?	?	?	?	Intercept
+	+	+	+	+	+	+	$1/A_t$
+	+	+	+	+	+	+	$\Delta S_t$
+	+	+	+	+	+	+	CC
0	0	-	-	+	+	+	WC G
$D_t * \Delta S_t$							
-	-	+	+	-	-		$PPE_t$
این نگاره ضرایب مورد انتظار رگرسیون‌های خطی تکه‌ای را طبق دو عامل محافظه‌کاری شرطی (CC) و تغییر مدیریت سرمایه در گردش (WCG) نشان می‌دهد.							

برای آزمون تجربی فرضیه‌های پژوهش، مدل‌های رگرسیونی خطی تکه‌ای با استفاده از داده‌های تابلویی نمونه پژوهش در سطح صنعت و مطابق با آزمون‌های انتخاب مدل (شامل آزمون F ولش، بروش پاگان و هاسمن) به صورت تلفیقی برازش گردیدند. نتایج برازش مدل‌های خطی تکه‌ای به ترتیب در نگاره (۴)، (۵) و (۶) ارائه شده است. هر یک از این نگاره‌ها شامل دو تابلو است و هر تابلو نتایج برازش مدل رگرسیونی خطی تکه‌ای با ۷ متغیر وابسته متفاوت را ارائه می‌دهد. در تابلوی اول، نتایج برازش مدل خطی تکه‌ای با استفاده از اجزای اقلام تعهدی سرمایه در گردش به عنوان متغیر وابسته و در تابلوی دوم، نتایج برازش خطی تکه‌ای با استفاده از اقلام تعهدی، جریان‌های نقدی عملیاتی و سود به عنوان متغیر وابسته نمایش داده شده است. نتایج هر یک از مدل‌ها قطعه‌ای از پازل پژوهش را تکمیل می‌کند. برای هر مدل برازش شده، ضرایب برآوردی هر متغیر مستقل

و آماره  $t$  (که در پرانتز ارائه شده است)، و ضریب تعیین تعدیل شده ارائه شده است. هر ضریب نمایش داده شده در این نگاره‌های، میانگین ضرایب بدست آمده ( $\bar{\alpha}_i$ ) در برازش مدل در ۱۷ صنعت مختلف است. به منظور آزمون غیر صفر بودن ضرایب، مطابق فاما و مکبث (۱۹۷۳)، آماره  $t$  برای هر ضریب بر اساس انحراف معیار توزیع آماری ضرایب ( $\sigma(\bar{\alpha}_i)$ ) به شرح زیر محاسبه شده است:

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

به همین ترتیب، ضریب تعیین تعدیل شده نمایش داده شده برای هر مدل، میانگین آن در برازش مدل‌ها در سطح صنعت است.

در نگاره (۴)، تابلوی دوم و ستون (i)، نتایج برازش مدل خطی تکه‌ای ۱ با متغیر وابسته ارقام تعهدی سرمایه در گردش ( $WCAC_t$ ) ارائه شده است. مطابق انتظار ضریب تغییر فروش ( $\Delta S_t$ ) مثبت و معنی‌دار است (مقدار ضریب ۰/۱۸۴ و آماره  $t$  ۷/۹۷۱ است). مقدار ضریب متغیر برهمکنشی ( $D1_t * \Delta S_t$ ) برابر با ۰/۰۴۶ است که اگر چه علامت آن مطابق پیش بینی است با این وجود مقدار آن در سطح ۵ درصد معنی‌دار نیست (مقدار آماره  $t$  برابر ۱/۴۵۴ است). شواهد مربوط به دلایل ایجاد این کاهش  $\Delta S_t * ۰/۰۴۶$  در ارقام تعهدی سرمایه در گردش هنگام کاهش فروش (اگرچه در سطح ۵ درصد معنی‌دار نیست) در تابلوی اول ارائه شده است. مقدار ضریب ( $D1_t * \Delta S_t$ ) در مدل خطی تکه‌ای ۱ با متغیرهای وابسته تغییر دارایی‌های جاری غیرنقدی  $\Delta NCCA_t$  و بدهی‌های جاری عملیاتی  $\Delta OCL_t$  (به ترتیب در ستون vi و vii نگاره ۴) برابر ۰/۰۹۱- و ۰/۱۳۸- است (با مقادیر  $t$  به ترتیب ۲/۴۰۲- و ۳/۴۸۶- که هر دو در سطح ۵ درصد معنی‌دار هستند). مطابق این یافته‌ها، هنگامی که فروش کاهش می‌یابد، دارایی‌های جاری غیرنقدی با شیب کمتری [۰/۱۸۶ = (-۰/۰۹۱) + ۰/۲۷۷] نسبت به شیب آن در زمان رشد فروش (۰/۲۷۷) تغییر می‌کند. همچنین شیب تغییر بدهی‌های جاری عملیاتی در زمان کاهش فروش ۰/۰۵۵- [۰/۰-۰۸۳/۱۳۸] است که نشان می‌دهد در دوره‌های کاهش فروش بدهی‌های جاری عملیاتی افزایش می‌یابد. از آنجا که  $WCAC_t = \Delta NCCA_t - \Delta OCL_t$  و مقدار تغییر مشاهده شده  $\Delta OCL_t$  در دوره‌های کاهش فروش بیشتر از تغییر  $\Delta NCCA_t$  است میزان تغییر مورد انتظار ارقام تعهدی سرمایه در گردش در دوره‌های کاهش فروش ۰/۰۴۷ [۰/۰۹۱- (-۰/۱۳۸)] است. ضریب مشاهده شده متغیر برهمکنشی

$D1_t * \Delta S_t$  برای متغیر وابسته  $WCAC_t$ ، ۰/۰۴۶ است که با تقریب بالایی با مقدار مورد انتظار آن برابر است. مجموع این یافته‌ها نشان می‌دهد که در دوره‌های کاهش فروش عامل غالب در الگوی تغییر ارقام تعهدی، تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش به منظور حفظ وجه نقد است.

شواهد بیشتر در تأیید یافته فوق در نتایج سایر مدل‌هایی که در تابلوی اول ارائه شده قابل مشاهده است. ضریب تغییر حساب‌های پرداختی ( $\Delta AP_t$ ) در دوره‌های رشد فروش ۰/۰۳۵ (t = ۰/۹۱۰) است. به دلیل معنی‌دار بودن ضریب  $D1_t * \Delta S_t$ ، شیب تغییر  $\Delta AP_t$  در دوره‌های کاهش فروش ۰/۰۳۳- [۰/۰۳۵ + (-۰/۰۶۸)] است. مطابق این یافته، در دوره‌های کاهش فروش، حساب‌های پرداختی تجاری احتمالاً به دلیل به تأخیر انداختن پرداخت بدهی‌های خرید افزایش می‌یابد. ضریب متغیر برهمکنشی  $D1_t * \Delta S_t$  برای متغیر وابسته تغییر موجودی‌ها ( $\Delta INV_t$ )، ۰/۰۵۵- (t = -۱/۵۵۴) است که در سطح ۵ درصد معنی‌دار نیست. با این وجود، این یافته نشان می‌دهد که در دوره‌های کاهش فروش، به طور متوسط اثر انباشت موجودی‌های فروش نرفته شواهد احتمالی مربوط به شناسایی پیش از وقوع زیان‌های اقتصادی یا چسبندگی هزینه را در سایه قرار می‌دهد. ضریب  $D1_t * \Delta S_t$  برای متغیر وابسته تغییر حساب‌های دریافتی تجاری ( $\Delta AR_t$ ) ۰/۰۱۵ است (t = ۰/۳۷۳). معنی‌دار نبودن این ضریب نشان می‌دهد که حساب‌های دریافتی تجاری در دوره‌های رشد و کاهش فروش با شیب یکسانی تغییر می‌کند. معنی‌دار نبودن این ضریب احتمالاً به دلیل آن است که کاهش احتمالی بیشتر از انتظار این متغیر به دلیل محافظه‌کاری شرطی با افزایش بیشتر از انتظار ناشی از افزایش فروش‌های نسبه به منظور حفظ مشتریان خنثی شده است.

در ستون ii تابلوی دوم نگاره ۴، نتایج برازش مدل خطی تکه‌ای ۲ با متغیر وابسته ارقام تعهدی عملیاتی (OAC) ارائه شده است. ضریب اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات (PPE)، که مربوط به ارقام تعهدی منفی استهلاک است، مطابق انتظار منفی و معنی‌دار است. مقدار این ضریب ۰/۰۵۸- است و مقدار آماره t محاسبه شده برای آن ۲/۷۳۰- است.

نگاره (۴): نتایج برازش مدل‌های خطی تکه‌ای در سطح صنعت

$\Delta S_t < 0$ (تابلوی اول) سنجه کاهش فروش:							
$\Delta NCCA_t$	$\Delta OCL_t$	$\Delta OWC_t$	$\Delta NOCA_t$	$\Delta AR_t$	$\Delta INV_t$	$\Delta AP_t$	متغیرها
vii	vi	v	iv	iii	ii	i	
۰/۰۵۳ (۹/۱۴۳)	۰/۰۳۴ (۹/۸۲۱)	۰/۰۲۹ (۴/۶۸۹)	۰/۰۴۸ (۰/۹۴۲)	۰/۰۲۸ (۵/۱۹۹)	۰/۰۲۱ (۶/۰۸۶)	۰/۰۲۱ (۷/۱۵۹)	Intercept
۲۴۱/۶۸ (۰/۲۴۱)	-۲۳۷/۵۳ (-۰/۳۴۸)	۱۵۴۷/۸۴ (۱/۴۷۴)	-۵۱۹/۱۴ (-۰/۷۳۶)	-۵۸۳/۲۱ (-۱/۱۰۰)	۷۳/۸۹۱ (۰/۲۲۵)	-۲۲۸۹/۴۸ (-۳/۸۷۱)	$1/A_t$
۰/۲۷۷ (۹/۳۴۳)	۰/۰۸۳ (۶/۲۷۹)	۰/۱۴۹ (۶/۴۱۲)	۰/۱۸۸ (۶/۷۴۲)	۰/۰۹۱ (۴/۷۲۲)	۰/۰۹۵ (۶/۶۶۰)	۰۳۵.۰ (۲/۹۱۰)	$\Delta S_t$
-۰/۰۹۱ (-۲/۴۰۲)	-۰/۱۳۸ (-۳/۴۸۶)	۰/۰۳۶ (۰/۸۱۴)	-۰/۰۳۳ (-۰/۷۰۵)	۰/۰۱۵ (۰/۳۷۳)	-۰۵۵.۰ (-۱/۵۵۴)	-۰۶۸.۰ (-۲/۳۱۳)	$D1_t * \Delta S_t$
۰/۱۵۵	۰/۰۲۰	۰/۰۷۴	۰/۰۹۳	۰/۰۶۱	۰/۰۶۳	۰/۰۳۶	$\bar{R}^2$
$\Delta S_t < 0$ (تابلوی دوم) سنجه کاهش فروش:							
$EBT_t$	$OI_t$	$CFO_t$	$UCFO_t$	$TAC_t$	$OAC_t$	$WCAC_t$	متغیرها
vii	vi	v	iv	iii	ii	i	
۰/۰۱۰ (۱/۱۲۰)	۰/۰۰۸ (۱/۱۲۹)	-۰/۰۱۸ (-۱/۷۳۳)	۰/۰۴۶ (۴/۳۲۰)	۰/۰۶۲ (۵/۳۴۵)	۰/۰۲۳ (۲/۳۷۸)	۰/۰۲۱ (۳/۵۵۱)	Intercept
۱۰۰۰/۴۵ (۱/۲۴۸)	۶۰۷/۴۳ (۰/۸۰۲)	۱۰۳۸/۰۸ (۱/۰۰۱)	۸۴۷/۳۷ (۰/۸۹۴)	۶۸۵/۴۹ (۰/۶۴۸)	-۴۶۷/۰۶ (-۰/۴۱۹)	۵۹۴/۷۶ (۰/۵۶۶)	$1/A_t$
۰/۲۴۲ (۶/۵۵۵)	۰/۲۵۳ (۷/۴۹۳)	۰/۰۸۲ (۲/۶۲۶)	۰/۱۰۳ (۲/۷۲۱)	۰/۱۸۱ (۹/۱۴۲)	۰/۱۵۲ (۶/۵۴۱)	۰/۱۸۴ (۷/۹۷۱)	$\Delta S_t$
۰/۰۰۸ (۰/۲۱۴)	-۰/۰۱۴ (-۰/۵۰۷)	-۰/۰۵۱ (-۱/۲۸۹)	-۰/۰۵۲ (-۱/۱۰۵)	۰/۰۵۵ (۱/۴۳۷)	۰/۰۴۰ (۱/۰۸۸)	۰/۰۴۶ (۱/۴۵۴)	$D1_t * \Delta S_t$
-۰/۰۲۴ (-۱/۳۷۵)	-۰/۰۲۰ (-۱/۷۰۰)	۰/۰۸۴ (۲/۶۳۳)	۰/۰۳۲ (۱/۲۰۷)	-۰/۰۹۳ (-۲/۹۶۸)	-۰/۰۵۸ (-۲/۷۳۰)		$PPE_t$
۰/۶۳۹	۰/۷۲۰	۰/۱۰۸	۰/۲۱۹	۰/۲۷۵	۰/۱۴۷	۰/۰۹۵	$\bar{R}^2$

کلیه متغیرها بر میانگین دارایی‌ها تقسیم شده‌اند. کلیه رگرسیون‌ها در سطح صنعت و بر اساس آزمون‌های انتخاب مدل به صورت تلفیقی برازش شده‌اند. تعریف عملیاتی متغیرها در نگاره (۱) ارائه شده است. آماره‌های نمایش داده شده شامل میانگین ضرایب رگرسیونی به دست آمده از هر مدل در ۱۷ صنعت و آماره  $t$  است که بر اساس انحراف معیار توزیع آماری ضرایب محاسبه شده است. مقدار آماره  $t$  ضرایب رگرسیون در پراتنز ارائه شده است. قدر مطلق آماره  $t$  در سطح خطای ۵ درصد، برای آزمون دودامنه و یک دامنه، و برای ۱۷ مشاهده صنعت به ترتیب ۲/۱۲ و ۱/۷۴ است. ضرایب تعیین، میانگین ضرایب تعیین تعدیل شده در سطح صنعت هستند.

ضریب  $\Delta S_t$ ، که مربوط به ارقام تعهدی سرمایه در گردش است، مطابق انتظار مثبت و معنی دار است (مقدار ضریب  $0/152$  و مقدار آماره  $t$  آن  $16/541$  است). ضریب  $D1_t * \Delta S_t$  برای OAC برابر با  $0/040$  است ( $t=1/088$ ) که در مقایسه با مقدار این ضریب برای WCAC به میزان  $0/006$  کاهش یافته است. این کاهش می‌تواند ناشی از کاهش غیرمنتظره ارقام تعهدی استهلاک در دوره‌های کاهش فروش باشد. همچنان که پیشتر اشاره شد، به لحاظ نظری تفاوت ارقام تعهدی سرمایه در گردش و ارقام تعهدی عملیاتی مربوط به ارقام تعهدی منفی استهلاک است. در تفسیر آمار توصیفی مشاهده شد که میانگین تقریبی ارقام تعهدی استهلاک در زیر نمونه مشاهدات کاهش فروش حدود  $0/015$  میانگین دارایی‌ها کمتر از میزان مورد انتظار آن بود. کاهش کمتر از انتظار ارقام تعهدی استهلاک در دوره‌های کاهش فروش (که ممکن است ناشی از دستکاری سود یا مدیریت سود از طریق تغییر طبقه بندی باشد) می‌تواند شتاب نزولی پیش‌بینی شده ارقام تعهدی در این دوره‌ها را تا حدی کاهش دهد.

در ستون iii تابلوی دوم نگاره (۴)، نتایج برازش مدل خطی تکه‌ای ۲ با متغیر وابسته کل ارقام تعهدی (TAC) ارائه شده است. مقدار ضریب اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات (PPE)،  $-0/093$  و مقدار آماره  $t$  محاسبه شده برای آن  $-2/968$  است. ضریب  $\Delta S_t$  دارای بزرگی  $0/181$  و مقدار آماره  $t$ ،  $9/142$  است. ضریب متغیر برهمکنشی  $D1_t * \Delta S_t$  برابر با  $0/055$  است ( $t=1/437$ ). به رغم آن که مقدار این ضریب در سطح ۵ درصد معنی دار نیست، علامت مثبت آن نشان می‌دهد که کل ارقام تعهدی در دوره‌های کاهش فروش با شیب بیشتری تمایل به کاهش دارد.

در صورتی که تغییر مدیریت سرمایه در گردش به دلیل حفظ وجه نقد عامل الگوی تغییر خطی تکه‌ای ارقام تعهدی باشد، مطابق فرضیه‌های پژوهش انتظار می‌رود تا اولاً ضریب  $D1_t * \Delta S_t$  در مدل خطی تکه‌ای ۲ با متغیر وابسته جریان‌های نقدی عملیاتی منفی و ثانیاً، ضریب این متغیر در مدل خطی تکه‌ای ۲ با متغیر وابسته سود حسابداری نزدیک به صفر و غیر معنی دار باشد. نتایج تجربی ارائه شده در تابلوی دوم نگاره (۴)، این پیش‌بینی‌ها را تأیید می‌کند.

در ستون iv و v تابلوی دوم نگاره (۴)، نتایج برازش مدل خطی تکه‌ای ۲ با متغیر وابسته جریان‌های نقدی عملیاتی تعدیل نشده (UCFO) و جریان‌های نقدی عملیاتی تعدیل شده

(CFO) ارائه شده است. به دلیل رابطه معکوس اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی عملیاتی، انتظار می‌رود تا یک رابطه مثبت بین اقلام تعهدی منفی استهلاک و جریان‌های نقدی عملیاتی مشاهده شود. مطابق انتظار، مقدار ضریب اموال، ماشین آلات و تجهیزات (PPE)، در این دو مدل به ترتیب  $0/032$  ( $t=1/207$ ) و  $0/084$  ( $t=2/636$ ) است. ضریب  $\Delta S_t$  در دو مدل به ترتیب دارای بزرگی  $0/103$  ( $t=2/271$ ) و  $0/082$  ( $t=2/626$ ) است. مطابق با علامت پیشبینی شده ضریب جریان‌های نقدی عملیاتی طبق عامل غالب تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش، ضریب  $D1_t * \Delta S_t$  در هر دو مدل منفی و به ترتیب دارای بزرگی  $0/052$  ( $t=-1/105$ ) و  $0/051$  ( $t=-1/289$ ) است. مطابق این یافته‌ها، جریان‌های نقدی عملیاتی در دوره‌های کاهش فروش با شیبی کمتر از شیب مورد انتظار آن گرایش به کاهش دارد. این مقاومت جریان‌های نقدی در برابر کاهش بیشتر، به دلیل تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش (از جمله تأخیر در پرداخت بدهی‌های جاری) در راستای حفظ وجه نقد است.

در ستون  $vi$  تابلوی دوم نگاره (۴)، نتایج برازش مدل خطی تکه‌ای ۲ با متغیر وابسته سود عملیاتی (OI) ارائه شده است. به لحاظ نظری، بزرگی مورد انتظار برای ضریب  $\Delta S_t$  و ضریب متغیر برهمکنشی  $D1_t * \Delta S_t$  در مدل خطی تکه‌ای با متغیر وابسته سود عملیاتی (OI)، برابر با جمع مقادیر این ضرایب در دو مدل خطی تکه‌ای با متغیرهای وابسته OAC و UCFO است. بر این اساس، مقدار مورد انتظار این ضرایب به ترتیب  $0/255$  [ $0/152+0/103$ ] و  $0/012$  [ $0/052$  ( $-0/040$ )] است. بزرگی مشاهده شده برای ضریب  $\Delta S_t$  در این مدل خطی  $0/253$  ( $t=7/493$ ) است که با تقریب بالایی با مقدار مورد انتظار آن برابر است. همچنین مقدار برآورد شده ضریب متغیر برهمکنشی  $D1_t * \Delta S_t$  در مدل  $0/014$  است ( $t=-0/507$ ) که نزدیک به صفر و غیر معنی‌دار است. این یافته‌ها مطابق انتظار است و نشان می‌دهد که به طور متوسط الگوی تغییر سود نسبت به تغییر فروش از یک الگوی خطی تکه‌ای پیروی نمی‌کند. در صورتی که عامل غالب در الگوی تغییر اقلام تعهدی در زمان کاهش فروش، شناسایی پیش از وقوع زیان‌های اقتصادی به دلیل محافظه‌کاری یا چسبندگی هزینه بود انتظار می‌رفت مقدار ضریب برهمکنشی  $D1_t * \Delta S_t$  مثبت و معنی‌دار بود (که به معنای کاهش شدیدتر سود در دوره‌های کاهش فروش بود). با این وجود، مطابق یافته‌های پژوهش که بیشتر مورد اشاره قرار گرفت، به طور متوسط تغییر سیاست مدیریت سرمایه گردش عامل اصلی در الگوی تغییر اقلام تعهدی

است. این تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش در زمان کاهش فروش، که ارقام تعهدی منفی غیرمنتظره ایجاد می‌کند، متعاقباً باعث افزایش غیرمنتظره و جه نقد ناشی از عملیات خواهد شد (که شواهد آن پیشتر ارائه شد). کاهش غیرمنتظره ارقام تعهدی و افزایش غیرمنتظره جریان‌های نقدی متقابلاً یکدیگر را خنثی می‌کنند و در نتیجه، همچنان که نتایج ارائه شده در تابلوی دوم نگاره (۴) نشان می‌دهد، کاهش یا افزایش غیرمنتظره‌ای در سود مشاهده نخواهد شد.

نتایج برازش مدل خطی تکه‌ای با متغیر وابسته سود خالص قبل از مالیات (EBT) به شکل همخوانی نتایج قبلی را تأیید می‌کند (نگاره (۴)، تابلوی دوم، ستون آخر). بزرگی مورد انتظار برای ضریب  $\Delta S_t$  و ضریب متغیر برهمکنشی  $D1_t * \Delta S_t$  در این مدل برابر با جمع مقادیر این ضرایب در دو مدل با متغیر وابسته TAC و CFO است. بزرگی مشاهده شده برای ضریب  $\Delta S_t$  در این مدل خطی  $0/242$  ( $t = 6/555$ ) است که با مقدار مورد انتظار آن تقریباً برابر است. همچنین مقدار برآورد شده ضریب متغیر برهمکنشی  $D1_t * \Delta S_t$  در مدل  $0/008$  است ( $t = 0/214$ ) که نزدیک به صفر و غیر معنی‌دار است.

ضرایب تعیین تعدیل شده مدل‌های خطی تکه‌ای ۲ با متغیرهای وابسته ارقام تعهدی عملیاتی (OAC)، جریان‌های نقدی عملیاتی تعدیل نشده (UCFO) و سود عملیاتی (OI)، همچنانکه در تابلوی دوم نگاره (۴) مشاهده می‌شود، به ترتیب  $0/15$ ،  $0/22$  و  $0/72$  است. مطابق این شواهد، ضریب تعیین تعدیل شده سود عملیاتی به مراتب بالاتر از دو جزء نقدی و تعهدی تشکیل دهنده خود است. در تفسیر این یافته می‌توان به فلسفه نظری سود حسابداری تعهدی به عنوان معیار بهتر عملکرد استناد کرد. هر دو جزء سود یعنی OAC و UCFO دارای یک جزء ناپایدار و دارای نویز هستند که متأثر از تصمیمات عملیاتی، تغییرات سرمایه در گردش و هموارسازی سود است. سود حسابداری تعهدی با ترکیب ارقام تعهدی و جریان‌های نقدی عملیاتی میل به خنثی سازی تغییرات ناپایدار هر دو جزء خود دارد و در نتیجه به دلیل کاهش یا حذف جزء ناپایدار در متغیر وابسته سود، ضریب تعیین افزایش می‌یابد. ضریب تعیین بالاتر سود عملیاتی در مقایسه با جزء نقدی و تعهدی خود شواهد تجربی برای این ادعای نظری ارائه می‌دهد. به شکلی مشابه، ضریب تعیین تعدیل شده EBT برابر با  $0/64$  است که بالاتر از

ضرایب تعیین تعدیل شده دو جزء نقدی و تعهدی خود CFO و TAC (با ضرایب تعیین تعدیل شده به ترتیب ۰/۱۱ و ۰/۲۸) است.

در ادامه نتایج برازش مدل‌های خطی تکه‌ای تشریح می‌شود که در آن‌ها برهمکنش سنججه کاهش فروش نقدی (یعنی متغیر مصنوعی  $D2_t$ ) و تغییر فروش  $\Delta S_t$  به متغیرهای کنترلی متغیر وابسته اضافه شده است. این نتایج در تابلوی اول و دوم نگاره ۵ قابل مشاهده است. در تابلوی دوم و ستون (i) این نگاره، نتایج برازش مدل خطی تکه‌ای ۱ با متغیر وابسته اقلام تعهدی سرمایه در گردش ( $WCAC_t$ ) ارائه شده است. مقدار ضریب  $\Delta S_t$  ۰/۱۸۰ است و مقدار آماره  $t$  آن ۱۷/۴۷۰ است. ضریب متغیر برهمکنشی  $\Delta S_t * D2_t$  برابر با ۰/۰۸۵ است و مقدار آماره  $t$  محاسبه شده برای آن ۲/۱۴۸ است که در سطح ۵ درصد معنی‌دار است. بر این اساس، شیب تغییر اقلام تعهدی سرمایه در گردش در زمان کاهش فروش نقدی ۰/۲۶۵ است [۰/۰۸۵ + ۰/۱۸۰] که بزرگتر از شیب آن در زمان افزایش فروش‌های نقدی (۰/۱۸۰) است.

این یافته نشان می‌دهد که اقلام تعهدی سرمایه در گردش هنگامی که فروش نقدی کاهش می‌یابد با شیب بیشتری کاهش می‌یابد. نتایج دیگری که در تابلوی دوم نگاره ۵ ارائه شده است، الگوی تغییر خطی تکه‌ای مشابهی را برای OAC و TAC نشان می‌دهند. ضریب متغیر برهمکنشی در مدل‌های برازش شده با این متغیرهای وابسته به ترتیب ۰/۰۴۶ و ۰/۰۶۷ است که مقدار آماره  $t$  برای آن‌ها به ترتیب ۱/۴۹۹ و ۱/۵۲۲ است.

شواهد مربوط به چرایی این کاهش بیشتر از انتظار اقلام تعهدی سرمایه در گردش در دوره‌های کاهش فروش نقدی در تابلوی اول نگاره ۵ ارائه شده است. ضریب  $\Delta S_t * D2_t$  در مدل خطی تکه‌ای ۱ با متغیر وابسته تغییر دارایی‌های جاری غیرنقدی  $\Delta NCCA_t$  تقریباً صفر و غیرمعنی‌دار است. در مقابل، ضریب این متغیر برهمکنشی در مدل خطی تکه‌ای ۱ با متغیر وابسته تغییر بدهی‌های جاری عملیاتی ( $\Delta OCL_t$ ) ۰/۰۸۴- است که در سطح ۵ درصد معنی‌دار است ( $t = -۲/۵۱۳$ ). منفی بودن ضریب متغیر برهمکنشی در این مدل نشان می‌دهد که هنگامی که فروش نقدی کاهش می‌یابد بدهی‌های جاری عملیاتی کمتر از میزان مورد انتظار کاهش می‌یابد.



نگاره (۵): نتایج برازش مدل‌های خطی تکه‌ای در سطح صنعت

$(\Delta S_t - \Delta AR_t) < 0$ (تابلوی اول) سنجه کاهش فروش:							
$\Delta NCCA_t$	$\Delta OCL_t$	$\Delta OWC_t$	$\Delta NOCA_t$	$\Delta AR_t$	$\Delta INV_t$	$\Delta AP_t$	متغیرها
vii	vi	v	iv	iii	ii	i	
۰/۰۵۸ (۱۰/۴۵۷)	۰/۰۳۷ (۱۰/۹۵۱)	۰/۰۳۳ (۶/۳۷۱)	۰/۰۵۳ (۱۱/۰۵۲)	۰/۰۳۲ (۷/۸۶۴)	۰/۰۲۲ (۶/۱۹۳)	۰/۰۲۳ (۷/۹۰۵)	Intercept
۳۴۱/۹۴ (۰/۳۴۱)	-۲۰۰/۵۸ (-۰/۲۸۸)	۱۷۴۴/۱۲ (۱/۶۶۴)	-۳۱۵/۷۷ (-۰/۴۶۴)	-۳۵۳/۸۸ (-۰/۷۱۶)	۳۵/۴۴۹ (۰/۱۰۲)	-۲۲۸۶/۴۵ (-۳/۷۴۸)	$1/A_t$
۰/۲۵۴ (۸/۹۰۴)	۰/۰۶۶ (۴/۷۳۵)	۰/۱۲۴ (۵/۸۹۶)	۰/۱۵۷ (۶/۴۸۳)	۰/۰۵۹ (۳/۶۴۸)	۰/۰۹۷ (۶/۳۱۷)	۰/۰۲۸ (۲/۴۷۵)	$\Delta S_t$
۰/۰۰۰ (-۰/۰۰۵)	-۰/۰۸۴ (-۲/۵۱۳)	۰/۱۴۱ (۳/۲۸۶)	۰/۱۰۲ (۱/۸۶۱)	۰/۱۵۴ (۲/۷۰۹)	-۰/۰۶۲ (-۱/۹۳۰)	-۰/۰۳۷ (۱/۴۰۶)	$D2_t * \Delta S_t$
۰/۱۵۷	۰/۰۱۹	۰/۰۸۴	۰/۱۰۳	۰/۰۸۸	۰/۰۶۵	۰/۰۳۵	$\bar{R}^2$
$(\Delta S_t - \Delta AR_t) < 0$ (تابلوی دوم) سنجه کاهش فروش:							
$EBT_t$	$OI_t$	$CFO_t$	$UCFO_t$	$TAC_t$	$OAC_t$	$WCAC_t$	متغیرها
vii	vi	v	iv	iii	ii	i	
۰/۰۰۹ (۱/۰۹۱)	۰/۰۰۸ (۱/۱۸۴)	-۰/۰۱۹ (-۱/۸۵۴)	۰/۰۴۵ (۴/۴۱۰)	۰/۰۵۹ (۵/۸۸۱)	۰/۰۲۱ (۲/۹۱۹)	۰/۰۲۱ (۳/۷۸۵)	Intercept
۹۹۰/۳۵ (۱/۲۲۵)	۵۵۹/۲۲ (۰/۷۳۱)	۹۲۵/۲۶ (۰/۹۰۰)	۷۴۶/۲۷ (۰/۷۸۱)	۵۳۱/۷۶ (۰/۵۷۴)	۲۶/۹۸ (۰/۰۲۴)	۶۴۵/۷۶ (۰/۶۳۴)	$1/A_t$
۰/۲۴۸ (۶/۸۵۴)	۰/۲۵۶ (۷/۵۳۱)	۰/۰۸۹ (۲/۹۸۸)	۰/۱۱۱ (۲/۹۴۶)	۰/۱۴۴ (۸/۳۴۶)	۰/۱۵۶ (۷/۸۲۴)	۰/۱۸۰ (۷/۴۷۰)	$\Delta S_t$
-۰/۰۱۱ (-۰/۳۱۵)	-۰/۰۳۱ (-۱/۲۷۷)	-۰/۰۸۵ (-۲/۰۱۴)	-۰/۰۷۹ (-۱/۹۸۲)	۰/۰۶۷ (۱/۵۲۲)	۰/۰۴۶ (۱/۴۹۹)	۰/۰۸۵ (۲/۱۴۸)	$D2_t * \Delta S_t$
-۰/۰۲۴ (-۱/۳۴۶)	-۰/۰۱۹ (-۱/۶۴۱)	۰/۰۸۶ (۲/۷۱۷)	۰/۰۳۳ (۱/۲۷۷)	-۰/۰۸۹ (-۳/۳۶۹)	-۰/۰۸۵ (-۳/۸۱۳)		$PPE_t$
۰/۶۳۹	۰/۷۲۰	۰/۱۱۴	۰/۲۲۱	۰/۲۲۹	۰/۱۵۹	۰/۰۹۹	$\bar{R}^2$

کلیه متغیرها بر میانگین دارایی‌ها تقسیم شده‌اند. کلیه رگرسیون‌ها در سطح صنعت و بر اساس آزمون‌های انتخاب مدل به صورت تلفیقی برازش شده‌اند. تعریف عملیاتی متغیرها در نگاره (۱) ارائه شده است. آماره‌های نمایش داده شده شامل میانگین ضرایب رگرسیونی به دست آمده از هر مدل در ۱۷ صنعت و آماره  $t$  است که بر اساس انحراف معیار توزیع آماری ضرایب محاسبه شده است. مقدار آماره  $t$  ضرایب رگرسیون در پرتز ارائه شده است. قدر مطلق آماره  $t$  در سطح خطای ۵ درصد، برای آزمون دودامنه و یک دامنه، و برای ۱۷ مشاهده صنعت به ترتیب ۲/۱۲ و ۱/۷۴ است. ضرایب تعیین، میانگین ضرایب تعیین تعدیل شده در سطح صنعت هستند.

بررسی دقیقتر نشان می‌دهد که بدهی جاری عملیاتی هنگام کاهش فروش نقدی در واقع افزایش می‌یابد، زیرا شیب این متغیر در زمان کاهش فروش  $0/018$  است [  $(-0/084)$  ] +  $0/066$  در حالی که شیب آن در زمان رشد فروش  $0/066$  است ( $t = 4/735$ ). مقایسه ضریب متغیر برهمکنشی در دو مدل خطی تکه‌ای با متغیر وابسته  $\Delta NCCA_t$  و  $\Delta OCL_t$  نشان می‌دهد که هنگامی که فروش نقدی کاهش می‌یابد، عاملی که باعث کاهش شدیدتر ارقام تعهدی سرمایه در گردش به میزان  $\Delta S_t * 0/085$  می‌شود کاهش نیافتن غیرمنتظره و به بیان دیگر افزایش غیرمنتظره بدهی‌های جاری عملیاتی به میزان  $\Delta S_t * 0/084$  است. این یافته با نتایج قبلی ارائه شده همخوانی دارد و نشان می‌دهد که اولاً ارقام تعهدی سرمایه در گردش هنگام کاهش فروش نقدی با شیب بیشتری کاهش می‌یابد و ثانیاً عامل اصلی در این الگوی تغییر، تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش و به تأخیر انداختن پرداخت بدهی‌های جاری عملیاتی به منظور حفظ وجه نقد است. این شواهد همچنین نشان می‌دهد که هنگامی که کاهش فروش نقدی به عنوان سنجه کاهش فروش مورد استفاده قرار می‌گیرد شواهد قوی‌تری در خصوص الگوی تغییر خطی تکه‌ای ارقام تعهدی سرمایه در گردش در مقایسه با زمانی که کاهش فروش به عنوان این سنجه استفاده می‌گردد مشاهده می‌شود. یک توضیح برای این یافته احتمالاً می‌تواند وجود خطا در متغیر مستقل باشد. کاهش فروش لزوماً به یک اضطراب در حفظ وجه نقد در شرکت منجر نمی‌شود. در حالی که کاهش فروش نقدی می‌تواند اضطراب در حفظ وجه نقد را تشدید کند.

در تابلوی اول، ستون (i) نگاره (۵)، نتایج برازش مدل خطی تکه‌ای با متغیر وابسته تغییر حساب‌های پرداختی تجاری ( $\Delta AP_t$ ) ارائه شده است. مطابق علامت پیش‌بینی شده طبق عامل تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش، ضریب متغیر برهمکنشی  $\Delta S_t * D2_t$  منفی است (مقدار ضریب  $-0/037$  است که مقدار آماره  $t$  آن  $-1/406$  است). به همین ترتیب، ضریب متغیر برهمکنشی  $\Delta S_t * D2_t$  در مدل برازش شده با متغیر وابسته تغییر موجودی مواد و کالا ( $\Delta INV_t$ ) برابر با  $-0/062$  است ( $t = -1/930$ ). این کاهش کمتر از انتظار موجودی مواد و کالا احتمالاً به دلیل انباشت موجودی‌های فروش نرفته در انبار است. ضریب متغیر برهمکنشی  $\Delta S_t * D2_t$  در مدل برازش شده با متغیر وابسته تغییر حساب‌های دریافتی تجاری ( $\Delta AR_t$ ) برابر با  $0/154$  است که در سطح ۵ درصد معنی‌دار است ( $t = 2/709$ ). علامت مثبت ضریب

متغیر برهمکنشی در مدل خطی تکه‌ای با متغیر وابسته تغییر حساب‌های دریافتی تجاری مطابق با الگوی مورد انتظار آن به دلیل محافظه‌کاری شرطی است. این علامت مثبت نشان می‌دهد که هنگام کاهش فروش نقدی، حساب‌های دریافتی تجاری با شیب بیشتری کاهش می‌یابد. این کاهش بیشتر می‌تواند ناشی از افزایش ذخیره مطالبات مشکوک‌الوصول و سوخت مطالبات باشد. با این وجود، علاوه بر دلیل فوق، این کاهش غیرمنتظره در مطالبات همچنین می‌تواند پیامد تلاش بیشتر مدیریت برای وصول مطالبات، به دلیل اضطراب در نقدینگی، باشد. در صورت ثابت بودن سایر عوامل، چنانچه کاهش غیرمنتظره مطالبات ناشی از شناسایی زیان‌های اقتصادی تحقق نیافته به دلیل محافظه‌کاری شرطی باشد آنگاه انتظار می‌رود تا ضریب متغیر برهمکنشی  $\Delta S_t * D2_t$  در مدل خطی تکه‌ای ۲ با متغیر وابسته سود عملیاتی (OI) مثبت و معنی‌دار باشد. به همین ترتیب، در صورتی که کاهش غیرمنتظره مطالبات ناشی از اقدام مدیریت برای وصول هرچه بیشتر مطالبات و کاهش فروش‌های اعتباری باشد، به دلیل عدم تأثیر این اقدام بر سود، ضریب متغیر برهمکنشی در مدل خطی تکه‌ای ۲ با متغیر وابسته سود عملیاتی احتمالاً باید صفر و غیرمعنی‌دار باشد. ضریب مشاهده برای این متغیر (در تابلوی دوم، ستون VI نگراره ۷) دارای بزرگی  $-0/031$  است که در سطح ۵ درصد معنی‌دار نیست ( $-1/277$  -  $t=$ ). به شکل مشابه ضریب متغیر برهمکنشی در مدل برازش شده با متغیر وابسته سود خالص قبل از مالیات (EBT)، که در تابلوی دوم نگراره (۷) قابل مشاهده است، نزدیک به صفر و غیرمعنی‌دار است (مقدار ضریب  $-0/011$  با آماره  $t: -0/315$ ).

همراستا با شواهد ارائه شده در بالا که الگوی تغییر خطی تکه‌ای ارقام تعهدی در زمان کاهش فروش را به تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش مرتبط می‌سازد، شواهد دیگر پژوهش نشان می‌دهد که جریان‌های نقدی هنگام کاهش فروش نقدی با شیبی کمتر از شیب آن در زمان رشد فروش کاهش می‌یابد. ضریب متغیر برهمکنشی  $\Delta S_t * D2_t$  در دو مدل خطی تکه‌ای برازش شده با متغیرهای وابسته جریان‌های نقدی عملیاتی ( $UCFO_t$ ) و جریان‌های نقدی عملیاتی تعدیل شده ( $CFO_t$ ) منفی است. مقدار این ضرایب به ترتیب  $-0/079$  و  $-0/085$  است که مقدار آماره  $t$  برای آن‌ها به ترتیب  $-1/982$  و  $-2/014$  است.

نگاره (۶): نتایج برازش مدل‌های خطی تکه‌ای در سطح صنعت

تابلوی اول (S <sub>t</sub> - INDS <sub>t</sub> ) < 0: سنجه کاهش فروش:							
متغیرها	ΔAP <sub>t</sub>	ΔINV <sub>t</sub>	ΔAR <sub>t</sub>	ΔNOCA <sub>t</sub>	ΔOWC <sub>t</sub>	ΔOCL <sub>t</sub>	ΔNCCA <sub>t</sub>
	i	ii	iii	iv	v	vi	vii
Intercept	۰/۰۲۵ (۸/۴۷۳)	۰/۰۲۴ (۶/۶۷۹)	۰/۰۲۹ (۷/۱۹۲)	۰/۰۵۲ (۱۱/۰۸۶)	۰/۰۲۹ (۵/۲۳۸)	۰/۰۴۱ (۱۲/۶۱۶)	۰/۰۵۹ (۱۲/۶۳۲)
1/A <sub>t</sub>	-۲۲۹۷/۹۴ (-۳/۸۱۴)	۸۳/۸۸ (۰/۲۴۰)	-۵۳۸/۷۴ (-۰/۹۹۶)	-۴۷۷/۴۰ (-۰/۶۵۲)	۱۵۹۸/۳۱ (۱/۴۷۸)	-۱۰۷/۰۸ (-۰/۱۵۲)	۳۳۹/۹۳ (۰/۳۳۶)
ΔS <sub>t</sub>	۰/۰۲۲ (۱/۷۰۷)	۰/۰۸۶ (۵/۷۳۳)	۰/۰۸۵ (۴/۲۰۴)	۰/۱۷۵ (۶/۲۵۹)	۰/۱۴۷ (۶/۸۷۳)	۰/۰۵۰ (۲/۹۸۱)	۰/۲۶۲ (۸/۲۳۱)
D3 <sub>t</sub> * ΔS <sub>t</sub>	-۰/۰۲۶ (-۱/۳۹۸)	-۰/۰۲۳ (-۱/۵۶۶)	۰/۰۲۴ (۱/۲۱۶)	۰/۰۰۶ (۰/۲۸۴)	۰/۰۳۹ (۱/۷۳۶)	۰/۰۳۶ (-۱/۱۲۳)	-۰/۰۴۴ (-۱/۵۱۱)
R <sup>2</sup>	۰/۰۳۲	۰/۰۵۹	۰/۰۵۸	۰/۰۸۹	۰/۰۷۲	۰/۰۱۸	۰/۱۵۵
تابلوی دوم (S <sub>t</sub> - INDS <sub>t</sub> ) < 0: سنجه کاهش فروش:							
متغیرها	WCAC <sub>t</sub>	OAC <sub>t</sub>	TAC <sub>t</sub>	UCFO <sub>t</sub>	CFO <sub>t</sub>	OI <sub>t</sub>	EBT <sub>t</sub>
	i	ii	iii	iv	v	vi	vii
Intercept	۰/۰۱۹ (۳/۴۰۵)	۰/۰۲۰ (۲/۹۹۳)	۰/۰۵۸ (۶/۱۹۸)	۰/۰۴۶ (۴/۸۲۶)	-۰/۰۱۶ (-۰/۶۴۹)	۰/۰۰۸ (۱/۴۴۲)	۰/۰۰۹ (۱/۱۹۵)
1/A <sub>t</sub>	۵۵۲/۷۳ (۰/۵۲۰)	-۱۵۹/۱۲ (-۰/۱۳۶)	۴۱۳/۱۲ (۰/۴۳۳)	۹۳۱/۵۸ (۰/۹۱۳)	۱۰۶۴/۳۲ (۱/۰۱۵)	۶۰۴/۳۹ (۰/۷۷۲)	۱۰۰۲/۳۸ (۱/۲۳۳)
ΔS <sub>t</sub>	۰/۲۰۲ (۸/۶۳۸)	۰/۱۶۶ (۸/۰۱۶)	۰/۱۶۱ (۸/۷۸۴)	۰/۱۰۲ (۲/۸۵۲)	۰/۰۷۰ (۲/۶۵۶)	۰/۲۴۸ (۷/۶۵۳)	۰/۲۴۳ (۶/۸۹۰)
D3 <sub>t</sub> * ΔS <sub>t</sub>	-۰/۰۰۱ (-۰/۰۱۸)	-۰/۰۰۷ (-۰/۵۱۵)	۰/۰۰۶ (۰/۲۸۱)	-۰/۰۳۲ (-۱/۲۹۷)	-۰/۰۰۸ (-۰/۴۵۷)	۰/۰۰۲ (۰/۰۹۳)	۰/۰۲۲ (۰/۹۶۰)
PPE <sub>t</sub>		-۰/۰۸۱ (-۳/۴۲۰)	-۰/۰۸۹ (-۰/۲۳۵)	۰/۰۳۱ (۱/۱۸۱)	۰/۰۸۵ (۲/۶۸۲)	-۰/۰۱۸ (-۱/۶۷۶)	-۰/۰۲۵ (-۱/۴۵۲)
R <sup>2</sup>	۰/۰۹۸	۰/۱۵۵	۰/۲۲۲	۰/۲۱۷	۰/۱۰۴	۰/۷۲۱	۰/۶۳۸

کلیه متغیرها بر میانگین دارایی‌ها تقسیم شده‌اند. کلیه رگرسیون‌ها در سطح صنعت و بر اساس آزمون‌های انتخاب مدل به صورت تلفیقی برازش شده‌اند. تعریف عملیاتی متغیرها در نگاره (۱) ارائه شده است. آماره‌های نمایش داده شده شامل میانگین ضرایب رگرسیونی به دست آمده از هر مدل در ۱۷ صنعت و آماره t است که بر اساس انحراف معیار توزیع آماری ضرایب محاسبه شده است. مقدار آماره t ضرایب رگرسیون در پرانتز ارائه شده است. قدر مطلق آماره t در سطح خطای ۵ درصد، برای آزمون دودامنه و یک دامنه، و برای ۱۷ مشاهده صنعت به ترتیب ۲/۱۲ و ۱/۷۴ است. ضرایب تعیین، میانگین ضرایب تعیین تعدیل شده در سطح صنعت هستند.

هر دو ضریب در سطح ۵ درصد معنی دار هستند. مقاومت جریان‌های نقدی عملیاتی در مقابل کاهش بیشتر، هنگامی که فروش‌های نقدی کاهش می‌یابد، شاهد دیگری است بر این که الگوی تغییر خطی تکه‌ای اقلام تعهدی نه به دلیل شناسایی پیش از وقوع زیان‌های اقتصادی یا چسبندگی هزینه، بلکه به دلیل تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش است.

در نگاره (۶)، نتایج برازش مدل‌های خطی تکه‌ای مشاهده می‌شود که در آن‌ها برهمکنش سنج کاهش فروش نسبت به میانه صنعت (یعنی متغیر مصنوعی  $D3_t$ ) و تغییر فروش  $\Delta S_t$  به متغیرهای کنترلی متغیر وابسته اضافه شده است. همچنانکه مشاهده می‌شود، اگرچه علامت ضرایب با یکدیگر همخوانی دارد، ضریب متغیر برهمکنشی  $\Delta S_t * D3_t$  در هیچ یک از ۱۴ مدل برازش شده در سطح ۵ درصد معنی دار نیست. این یافته نشان می‌دهد که احتمالاً و به طور متوسط فروش کمتر از متوسط صنعت نمی‌تواند باعث اقدامات واکنشی مدیریت شود.

### کنترل تأخیر مرتبه اول تغییر فروش

مطابق دیچاو و همکاران (۱۹۹۸)، تغییر فروش و تأخیر مرتبه اول آن (یعنی، تغییر فروش دوره قبل) متغیرهای کنترل‌کننده میزان اقلام تعهدی سرمایه در گردش و اجزای آن (به استثنای تغییر حساب‌های دریافتی) است. به منظور کنترل بیشتر بر متغیرهای کنترل‌کننده سطح اقلام تعهدی عادی، در ادامه نتایج برازش مدل‌های خطی تکه‌ای پانلی با کنترل تغییر فروش دوره قبل ارائه می‌شود. در نگاره (۷) نتایج مربوط به برازش این مدل‌ها ارائه شده است. همچنان که در این نگاره مشاهده می‌شود، کنترل تأخیر مرتبه اول تغییر فروش باعث افزایش ضرایب تعیین‌شده مدل‌های خطی تکه‌ای شده است. ضریب تعیین‌شده مدل خطی تکه‌ای با متغیر وابسته اقلام تعهدی عملیاتی ( $OAC_t$ )، قبل و بعد از کنترل تغییر فروش دوره قبل به ترتیب ۰/۱۵ و ۰/۱۶ است. ضریب متغیر  $\Delta S_{t-1}$  در این مدل، ۰/۱۲۷ است که در سطح ۵ درصد معنی دار است ( $t = 7/069$ ). ضریب متغیر برهمکنشی  $\Delta S_t * D1_t$  دارای بزرگی ۰/۰۶۲ است ( $t = 2/183$ ) که در سطح ۵ درصد معنی دار است. مشابه یافته‌های قبل، این یافته نشان می‌دهد که اقلام تعهدی عملیاتی از یک الگوی تغییر خطی تکه‌ای پیروی می‌کند. کنترل تأخیر مرتبه اول تغییر فروش، به قوت این شواهد می‌افزاید.

ضریب تعیین تعدیل شده مدل خطی تکه‌ای با متغیر وابسته اقلام تعهدی سرمایه در گردش  $(WCAC_t)$ ، قبل و بعد از کنترل تغییر فروش دوره قبل به ترتیب ۰/۰۹ و ۰/۱۲ است. ضریب متغیر  $\Delta S_{t-1}$  در این مدل، ۰/۰۸۴ است که در سطح ۵ درصد معنی دار است ( $t = ۷/۰۶۹$ ).

نگاره (۷): نتایج برازش مدل‌های خطی تکه‌ای با کنترل تأخیر مرتبه اول تغییر فروش

متغیرها	$\Delta AP_t$	$\Delta INV_t$	$\Delta AR_t$	$\Delta OCL_t$	$\Delta NCCA_t$	$WCAC_t$	$OAC_t$
	i	ii	iii	iv	v	vi	vii
Intercept	۰/۰۲۲ (۷/۰۶۹)	۰/۰۱۲ (۴/۲۲۰)	۰/۰۲۸ (۵/۱۹۹)	۰/۰۳۳ (۸/۶۹۱)	۰/۰۴۲ (۶/۹۱۷)	۰/۰۱۲ (۱/۶۲۲)	۰/۰۲۰ (۲/۲۵۵)
$1/A_t$	-۱۶۲۶/۴۰ (-۲/۷۱۳)	۴۰۳/۰۴ (۰/۷۶۵)	-۵۸۳/۲۱ (-۱/۱۰)	-۱۶۷۱/۲۳ (-۱/۷۳۵)	-۹۵۵/۷۹ (-۱/۱۶۵)	۶۴۳/۶۷ (۰/۴۷۰)	۱۹۴/۹۷ (۰/۱۲۵)
$\Delta S_t$	۰/۰۳۶ (۲/۹۶۳)	۰/۰۸۶ (۵/۸۳۷)	۰/۰۹۱ (۴/۷۲۲)	۰/۰۷۰ (۴/۷۷۰)	۰/۲۵۷ (۸/۶۹۹)	۰/۱۸۱ (۷/۷۸۷)	۰/۱۳۵ (۶/۵۶۲)
$D1_t * \Delta S_t$	-۰/۵۵ (-۱/۷۵۹)	-۰/۰۲۴ (-۰/۷۶۸)	۰/۰۱۵ (۰/۳۷۳)	-۰/۱۲۴ (-۲/۸۳۱)	-۰/۰۵۰ (-۱/۰۹۸)	۰/۰۸۱ (۲/۴۱۸)	۰/۰۶۲ (۲/۱۸۳)
$\Delta S_{t-1}$	۰/۰۰۷ (۰/۶۸۸)	۰/۰۸۵ (۴/۶۹۷)		۰/۰۴۹ (۲/۵۵۷)	۰/۱۴۰ (۵/۳۹۹)	۰/۰۸۴ (۳/۵۲۷)	۰/۱۲۷ (۷/۰۶۹)
$D1_t * \Delta S_{t-1}$	۰/۰۲۴ (۰/۹۵۸)	-۰/۰۰۵ (-۰/۲۳۴)		-۰/۰۲۹ (-۱/۰۰۵)	-۰/۰۰۹ (-۰/۲۰۵)	۰/۰۳۳ (۰/۸۲۴)	-۰/۰۴۳ (-۱/۸۸۴)
$PPE_t$							-۰/۰۹۷ (-۴/۳۴۶)
$\bar{R}^2_C$	۰/۰۵۳	۰/۱۱۶	۰/۰۶۱	۰/۰۳۱	۰/۱۹۴	۰/۱۲۴	۰/۱۵۶
$\bar{R}^2_U$	۰/۰۳۶	۰/۰۶۳	۰/۰۶۱	۰/۰۲۰	۰/۱۵۵	۰/۰۹۵	۰/۱۴۷

کلیه متغیرها بر میانگین دارایی‌ها تقسیم شده‌اند. کلیه رگرسیون‌ها در سطح صنعت و بر اساس آزمون‌های انتخاب مدل به صورت تلفیقی برازش شده‌اند. تعریف عملیاتی متغیرها در نگاره (۱) ارائه شده است. آماره‌های نمایش داده شده شامل میانگین ضرایب رگرسیونی به دست آمده از هر مدل در ۱۷ صنعت و آماره  $t$  است که بر اساس انحراف معیار توزیع آماری ضرایب محاسبه شده است. مقدار آماره  $t$  ضرایب رگرسیون در پرانتز ارائه شده است. قدر مطلق آماره  $t$  در سطح خطای ۵ درصد، برای آزمون دودامنه و یک دامنه، و برای ۱۷ مشاهده صنعت به ترتیب ۲/۱۲ و ۱/۷۴ است. ضرایب تعیین، میانگین ضرایب تعیین تعدیل شده در سطح صنعت هستند. اندیس  $C$  و  $U$  برای ضریب تعیین تعدیل شده به ترتیب معرف ضریب تعیین تعدیل شده مدل بعد و قبل از کنترل تأخیر مرتبه اول تغییر فروش است.

ضریب متغیر برهمکنشی  $\Delta S_t * D1_t$  در این مدل دارای بزرگی ۰/۰۸۱ است ( $t = 2/183$ ) که در سطح ۵ درصد معنی دار است. این یافته نشان می‌دهد که اقلام تعهدی سرمایه در گردش هنگام کاهش فروش با شیب بیشتری کاهش می‌یابد. بررسی بیشتر نشان می‌دهد که دلیل این کاهش غیرمنتظره به دلیل افزایش غیرمنتظره اقلام تعهدی منفی ناشی از افزایش بدهی‌های جاری عملیاتی است. این شواهد در نگاره ۷ قابل مشاهده است. ضریب تعیین تعدیل شده متغیر خطی با متغیر وابسته تغییر دارایی‌های جاری غیرنقدی عملیاتی ( $\Delta NCCA_t$ )، قبل و بعد از کنترل تغییر فروش دوره قبل به ترتیب ۰/۱۶ و ۰/۱۹ است. ضریب متغیر  $\Delta S_{t-1}$  در این مدل، ۰/۰۴۹ است که در سطح ۵ درصد معنی دار است ( $t = 2/557$ ). ضریب متغیر برهمکنشی  $\Delta S_t * D1_t$  دارای بزرگی ۰/۰۵۰- است ( $t = -1/098$ ) که در سطح ۵ درصد معنی دار نیست. در مقابل، در مدل خطی تکه‌ای با متغیر وابسته تغییر بدهی جاری عملیاتی ( $\Delta OCL_t$ )، ضریب متغیر برهمکنشی  $\Delta S_t * D1_t$  دارای بزرگی ۰/۱۲۴- است ( $t = -2/831$ ) که در سطح ۵ درصد معنی دار است. ضریب تعیین این مدل قبل و بعد از کنترل تغییر فروش دوره قبل، ۰/۰۲ و ۰/۰۳ است. این یافته نشان می‌دهد که به طور متوسط در دوره‌های کاهش فروش، بدهی‌های جاری عملیاتی افزایش می‌یابد. بر اساس این مشاهدات، بزرگی مورد انتظار برای ضریب متغیر برهمکنشی  $\Delta S_t * D1_t$  در مدل خطی تکه‌ای با متغیر وابسته اقلام تعهدی سرمایه در گردش ۰/۰۷۴ [ $(-0/124) - (-0/050)$ ] است که تقریباً با مقدار مشاهده شده آن برابر است. یافته‌های فوق، شواهد بیشتری ارائه می‌دهد که تغییر مدیریت سرمایه در گردش عامل غالب در الگوی تغییر خطی تکه‌ای اقلام تعهدی است.

### شواهد بیشتر در خصوص الگوی تغییر خطی تکه‌ای

به منظور مقایسه و ارائه شواهد بیشتر، نتایج برازش مدل‌های خطی تکه‌ای که در سطح کل نمونه تصریح شده‌اند، و در آن‌ها اثرات سال (Year) و اثرات صنعت (Industry) کنترل شده است، در نگاره (۸) ارائه می‌شود. برای این منظور، برای هر سال و هر صنعت به طور جداگانه یک متغیر مصنوعی تعریف و به مدل وارد می‌شود که اگر مشاهده به آن سال یا صنعت تعلق داشته باشد متغیر مصنوعی ارزش یک و در غیر اینصورت ارزش صفر به خود می‌گیرد. همچنان که مشاهده می‌شود، ضریب متغیر برهمکنشی  $\Delta S_t * D1_t$  در مدل برازش شده با

متغیر وابسته کل اقلام تعهدی (TAC)، بدون کنترل سال و صنعت و با کنترل اثرات سال و صنعت، به ترتیب ۰/۱۳۷ و ۰/۰۸۲ است که در سطح ۵ درصد معنی دار است.

تکانه (۸): نتایج برازش مدل‌های خطی تکه‌ای در سطح کل نمونه

TAC <sub>t</sub>			WCAC <sub>t</sub>			متغیرها
vi	v	iv	iii	ii	i	
۰/۱۹۷ (۶/۹۲۷)	۰/۱۱۴ (۱۳/۴۷)	۰/۱۰۳ (۱۳/۳۷)	۰/۰۷۳ (۲/۸۹۲)	۰/۰۲۹ (۷/۰۱۶)	۰/۰۲۶ (۷/۴۹۳)	Intercept
-۸۸۶/۳ (-۱/۷۳۶)	-۳۱۹/۷ (-۰/۶۲۸)	-۳۸۲/۱ (-۰/۷۵۶)	-۴۸۲/۹ (-۰/۹۱۴)	-۳۴۵/۷ (-۰/۶۶۹)	-۳۷۶/۵ (۰/۷۲۳)	1/A <sub>t</sub>
۰/۰۶۳ (۳/۹۵۳)	۰/۰۶۱ (۳/۷۵۶)	۰/۰۹۷ (۷/۳۶۱)	۰/۱۲۵ (۷/۷۱۹)	۰/۱۳۰ (۸/۳۰۱)	۰/۱۴۵ (۹/۹۷۸)	ΔS <sub>t</sub>
۰/۰۸۲ (۲/۳۶۰)	۰/۱۳۷ (۳/۷۹۹)		۰/۰۱۱ (۰/۳۳۱)	۰/۰۴۷ (۱/۴۷۵)		D1 <sub>t</sub> * ΔS <sub>t</sub>
-۰/۱۱۴ (-۵/۶۵۰)	-۰/۱۰۴ (-۵/۷۷۳)	-۰/۱۰۱ (-۵/۶۰۴)				PPE <sub>t</sub>
-۰/۰۴۶ (-۳/۱۷۸)			-۰/۰۰۳ (-۰/۲۲۵)			Year
-۰/۰۵۹ (-۴/۲۹۶)			-۰/۰۴۹ (-۲/۱۱۷)			Industry
۰/۱۶	۰/۰۶	۰/۰۶	۰/۱۲	۰/۰۸	۰/۰۸	R <sup>2</sup>

نگاره فوق نتایج برازش مدل‌های خطی تکه‌ای را با کنترل اثرات سال و صنعت نشان می‌دهد. مدل‌ها در سطح کل نمونه و به صورت تلفیقی برازش شده‌اند. Year یک متغیر مصنوعی است که اگر مشاهده به سال t تعلق داشته باشد یک و در غیر اینصورت صفر است. مقدار ضریب و آماره t نمایش داده شده برای این متغیر، میانه آن در ۱۴ سال است. Industry یک متغیر مصنوعی است که اگر مشاهده به صنعت t تعلق داشته باشد یک و در غیر اینصورت صفر است. مقدار ضریب و آماره t نمایش داده شده برای این متغیر میانه آن در ۱۷ صنعت است. به منظور تصحیح ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی، مقدار آماره t ضرایب با استفاده از تخمین زن Newey-West با ۳ مرتبه تأخیر برآورد شده است. مقدار آماره t ضرایب رگرسیون در پراتنز ارائه شده است. قدر مطلق آماره t در سطح خطای ۵ درصد، برای آزمون دو دامنه و یک دامنه، و برای ۲۶۴۲ مشاهده شرکت سال به ترتیب ۱/۹۶ و ۱/۶۴ است.

این یافته نشان می‌دهد که کل اقلام تعهدی از یک الگوی تغییر خطی تکه‌ای نسبت به تغییر فروش تبعیت می‌کند. با این وجود، برازش مدل‌ها در سطح کل نمونه، شواهد معنی‌دار از



وجود یک الگوی تغییر خطی تکه‌ای برای متغیر وابسته اقلام تعهدی سرمایه در گردش (WCAC) ارائه نمی‌دهد. مقدار ضریب برهمکنشی، بدون کنترل اثرات سال و صنعت و با کنترل اثرات آن‌ها، به ترتیب ۰/۰۴۷ و ۰/۰۱۱ است که هر دو در سطح ۵ درصد معنی‌دار نیستند. به هر روی، در شواهدی که در نگاره‌ها ارائه نشده است، یک الگوی تغییر خطی تکه‌ای برای هنگامی که فروش نقدی کاهش می‌یابد قابل مشاهده است. بدون کنترل اثرات سال و صنعت، مقدار ضریب برهمکنشی  $\Delta S_t * DZ_t$  برای مدل‌های برازش شده با متغیر وابسته WCAC و TAC به ترتیب ۰/۱۵۹ (t=۴/۸۸۲) و ۰/۱۰۱ (t=۳/۲۶۲) است و با کنترل اثرات سال و صنعت مقدار این ضریب برای دو متغیر به ترتیب ۰/۱۰۲ (t=۳/۳۵۸) و ۰/۰۶۲ (t=۲/۰۲۳) است که همگی در سطح ۵ درصد معنی‌دار هستند.

### نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر شواهدی در خصوص الگوی تغییر خطی تکه‌ای اقلام تعهدی عادی ارائه می‌شود. مطابق این شواهد، در دوره‌هایی که فروش کاهش می‌یابد، اقلام تعهدی عادی با شیب بیشتری نسبت به شیب مورد انتظار آن کاهش می‌یابد. شدت این تغییر به ویژه هنگام کاهش فروش‌های نقدی بیشتر است. صرف نظر از این که کدام عامل اقتصادی غالب در به وجود آمدن این رفتار در اقلام تعهدی عادی موثر است، یافته‌های پژوهش، از این حیث که یک الگوی تغییر خطی تکه‌ای را در اقلام تعهدی نسبت به تغییر فروش نشان می‌دهد، با نتایج پژوهش‌های قبلی مانند اندرسون و همکاران (۲۰۰۳)، باتلر و همکاران (۲۰۰۴)، بانکر و همکاران (۲۰۱۶)، و لارنس و همکاران (۲۰۱۶) همخوانی دارد. مطابق یافته‌های تحقیق، به طور کلی در دوره‌های افت فروش، الگوی مشاهده شده تغییر اجزای اقلام تعهدی، جریان‌های نقدی عملیاتی و سود حسابداری با الگوی مورد انتظار مطابق عامل تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش انطباق دارد. در نتیجه این ادعا تقویت می‌شود که احتمالاً و به طور متوسط، ریشه اقتصادی کاهش غیرمنتظره اقلام تعهدی هنگام کاهش فروش به دلیل تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش است. شواهد پژوهش نشان می‌دهد در دوره‌های کاهش فروش سطح بدهی‌های جاری عملیاتی، احتمالاً به دلیل تأخیر در پرداخت بدهی‌ها به منظور حفظ وجه نقد در واحد تجاری، افزایش می‌یابد. در این مطالعه، شواهدی از تأثیر غالب محافظه‌کاری یا چسبندگی هزینه هنگام کاهش فروش بر سود حسابداری و اقلام تعهدی مشاهده نشد. این

یافته‌ها با نتایج باتلر و همکاران (۲۰۰۴) که در شرکت‌های دارای شرایط مالی نامطلوب شواهدی از افزایش اقلام تعهدی عادی منفی سرمایه در گردش مشاهده می‌کنند همخوانی دارد و با این حال با نتایج صفرزاده و بیگ پناه (۱۳۹۳)، هاشمی و همکاران (۱۳۹۳)، خدادادی و همکاران (۱۳۹۴) که پیرو بانکر و همکاران (۲۰۱۶) اثر مداخله‌گر چسبندگی هزینه را بر محافظه‌کاری شرطی مشاهده کرده‌اند در تضاد است.

یافته‌های پژوهش حاضر، از جهت آن که شواهدی تجربی از نقض فرض رابطه خطی اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش و تغییر فروش ارائه می‌دهد اهمیت دارد. از آن جا که مدل‌های تعهدی استاندارد (مانند مدل جونز و جونز تعدیل شده) یک رابطه خطی را به الگوی خطی تکه‌ای تغییر اقلام تعهدی تحمیل می‌کنند، این مدل‌ها احتمالاً دارای یک خطای سیستماتیک قابل پیش‌بینی هستند. این خطای قابل پیش‌بینی احتمالاً می‌تواند نتایج برخی پژوهش‌های مدیریت سود و غیره را تحت تأثیر قرار دهد. برای مثال یکی از پیامدهای احتمالی عدم کنترل الگوی تغییر خطی تکه‌ای در مدل جونز این خواهد بود که سطح اقلام تعهدی غیرعادی برآوردی برای رشد فروش‌های کرانی کم‌نمایی و برای رشد فروش‌های متوسط بیش‌نمایی می‌شود. این مسئله به این دلیل ممکن است واقع شود که اقلام تعهدی عادی، همچنانکه در این تحقیق مشاهده شد، هنگامی که فروش افزایش یا کاهش می‌یابد با دو شیب متفاوت تغییر می‌کند و خط آن دارای شکستگی است. با این وجود مدل جونز به دلیل تصریح خطی آن یک شیب واحد و میانگین را به این خط شکسته اعمال می‌کند که نتیجه‌ای باعث ایجاد خطا در برآورد اقلام تعهدی عادی و متعاقباً خطا در برآورد اقلام تعهدی غیرعادی خواهد شد. همچنین، از آنجا که در مدل جونز تعدیل شده، اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش تابعی از تغییر فروش نقدی (یعنی، تغییر فروش منهای تغییر حساب‌های دریافتی) است، در نتیجه حساسیت این مدل نسبت به تغییرات در خطی‌مشی فروش‌های اعتباری افزایش می‌یابد. شواهد این تحقیق نشان می‌دهد که هنگام کاهش فروش‌های نقدی، سطح حساب‌های دریافتی تجاری، احتمالاً به جهت تلاش بیشتر مدیر در وصول مطالبات و رفع مشکل کاهش نقدینگی، بیش از انتظار کاهش می‌یابد. عدم کنترل این رفتار خطی تکه‌ای حساب‌های دریافتی، به دلیل تأثیر آن بر تغییر فروش‌های نقدی، می‌تواند باعث ایجاد یک خطای قابل پیش‌بینی در مدل جونز تعدیل شده شود.

### پیشنهاد برای پژوهش‌های آتی

یک پیشنهاد برای پژوهش در آینده، مطالعه درباره نحوه تغییر اقلام تعهدی عادی بر اساس یک معیار تجمعی خبر بد است. این معیار تجمعی بایستی اثر همزمان بازده منفی سهام، کاهش جریان‌های نقدی عملیاتی و کاهش فروش را بر رفتار اقلام تعهدی مورد بررسی قرار دهد. همچنین انجام پژوهش‌هایی درباره چگونگی تغییر اقلام تعهدی نسبت به تغییر فروش با کنترل تأثیر چرخه عمر، تعارض‌های نمایندگی و هزینه‌های معامله می‌تواند ریشه‌های نظری انتخاب‌های مدیریت را در مواجهه با کاهش فروش یا خبر بد آشکارتر سازد. در نهایت، پژوهش‌های دوباره با انتخاب نمونه پژوهش به صورتی که منجر به کنترل تورش بقاء شود اهمیت دارد. وجود تورش بقاء، به این معنا است که شرکت‌هایی وارد غربال نمونه می‌شوند که شرایط خاصی دارند. انتخاب یک دوره زمانی طولانی می‌تواند موجب تورش بقاء شود زیرا در این صورت تنها شرکت‌هایی با عملکرد موفق وارد نمونه می‌شوند.

### پی‌نوشت

- |   |                        |   |                            |
|---|------------------------|---|----------------------------|
| ۱ | endogenous             | ۲ | exogenous                  |
| ۳ | piecewise linear model | ۴ | curtailment                |
| ۵ | specification          | ۶ | construct validity problem |
| ۷ | transaction costs      | ۸ | prospect theory            |
| ۹ | winsorized             |   |                            |

### منابع

- خدادادی، ولی؛ نیک کار، جواد؛ حاجی زاده، سعید. (۱۳۹۴). تأثیر رفتار چسبندگی هزینه و محافظه کاری مشروط بر تجزیه و تحلیل هزینه، حجم فعالیت و سود. *پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز*، ۶۸ (۳)، ۴۹-۷۶.
- صفرزاده، محمد حسین؛ بیگ پناه، بهزاد. (۱۳۹۳). تأثیر چسبندگی هزینه بر برآورد محافظه کاری شرطی. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۴ (۱۳)، ۳۹-۵۹.
- هاشمی، سیدعباس؛ امیری، هادی؛ نجاتی، علی. (۱۳۹۳). تأثیر چسبندگی هزینه‌ها بر محافظه کاری شرطی و عدم تقارن اطلاعاتی. *حسابداری مدیریت*، ۷ (۲۳)، ۴۳-۵۶.
- Anderson, M. C., Banker, R. D., & Janakiraman, S. N. (2003). Are selling, general, and administrative costs sticky? *Journal of Accounting Research*, 41 (1), 47-63.

- Ball, R. , & Shivakumar, L. (2005). Earnings quality in UK private firms: Comparative loss recognition timeliness. *Journal of Accounting and Economics*, 39 (1) , 83–128.
- Ball, R. , Kothari, S. P. , & Robin, A. (2000). The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 29 (1) , 1–51.
- Ball, R. , Robin, A. , & Sadka, G. (2008). Is financial reporting shaped by equity markets or by debt markets? An international study of timeliness and conservatism. *Review of Accounting Studies*, 13 (2–3) , 168–205.
- Ball, R. 2013. Accounting informs investors and earnings management is rife: Two questionable beliefs. *Accounting Horizons* 27 (4) , 847–853.
- 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. , Basu, S. , and Byzalov, D. (2014). The Role of Multiple Impairment Indicators in Conditional Conservatism, *SSRN Electronic Journal*.
- Banker, R. D. , Basu, S. , Byzalov, B. , and Chen, J. (2016). The confounding effect of cost stickiness on conservatism estimates, *Journal of Accounting and Economics*, 61, 203–220.
- Basu, S. (1997). The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 24 (1) , 3–37.
- Bernard, V. L. , Stober, T. L. , (1989). The nature and amount of information in cash flows and accruals. *The Accounting Review*, 64, 624-652.
- Bertsimas, D. , Thiele, A. (2006). A robust optimization approach to inventory theory, *Operations research*, 54 (1) , 150–168.
- Butler, M. , Leone, A. , Willenborg, M. , (2004). An empirical analysis of auditor reporting and its association with abnormal accruals. *Journal of Accounting & Economics* 37, 139–165.
- Byzalov, D. , and Basu, S. (2016). Conditional conservatism and disaggregated bad news indicators in accrual models, *Review of Accounting Studies*, 21 (3) , 859-897.
- Clinch, G. , & Verrecchia, R. E. (1997). Competitive disadvantage and discretionary disclosure in industries. *Australian Journal of Management*, 22 (2) , 125–137.
- Coase, Ronald. (1960). The Problem of Social Cost. *Journal of Law and Economics*, 3, 1–44.
- Collins, D. W. , Hribar, P. , & Tian, X. (2014). Cash flow asymmetry: Causes and implications for conditional conservatism. *Journal of Accounting and Economics*, 58 (2–3) , 173–200.

- Collins, D. W. , Pungaliya, R. S. , & Vijh, A. M. (2014). The effects of firm growth and model specification choices on tests of earnings management, Available at <http://ssrn.com/abstract=1823835>.
- DeAngelo, Harry, Linda Elizabeth DeAngelo, and Douglas J. Skinner. (1994). Accounting choice in troubled companies. *Journal of Accounting and Economics*, 17 (1-2), 113–143.
- Deangelo, L. E. (1986). Accounting Numbers as Market Valuation Substitutes: A Study of Management Buyouts of Public Stockholders. *The Accounting Review* 61, 400–20.
- Dechow, P. , and I. Dichev. (2002). The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *The Accounting Review*, 77, 35–59 .
- Dechow, P. , Kothari, S. , Watts, R. , (1998). The relation between earnings and cash flows. *Journal of Accounting & Economics*, 25, 133–168 .
- Dechow, P. , Schrand, C. , (2004). Earnings Quality. *The Research Foundation of CFA Institute* .
- Dechow, P. M. (1994). Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: The role of accounting accruals. *Journal of Accounting and Economics*, 18, 3–42.
- Dechow, P. M. , R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. (1995). Detecting earnings management. *The Accounting Review* 70, 193–225 .
- Dhaliwal, D. , Huang, S. , Khurana, I. K. , & Pereira, R. (2014). Product market competition and conditional conservatism, *Review of Accounting Studies*, 19 (4) , 1309–1345.
- Fairfield, P. , Ramnath, S. , & Yohn, T. L. (2009). Do industry-level analyses improve forecasts of financial performance? *Journal of Accounting Research*, 47 (1) , 147–178 .
- Fama, E. F. , MacBeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *The journal of Political Economy*, 81 (3) , 607-636 .
- Francis, J. , and X. Martin. (2010). Acquisition profitability and timely loss recognition. *Journal of Accounting & Economics*, 49, 161-178 .
- Hashemi, A. , Amiri, H. , Nejati, A. (2014). The Effect of Costs Stickiness on Conditional Conservatism and Information Asymmetry, *Journal of Management Accounting*, 7 (23) , 43-56. (In Persian).
- Hayn, C. (1995). The information content of losses. *Journal of Accounting and Economics*, 20, 125-153 .
- 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.
- Kahneman, D. , and Tversky, A. (1979). Prospect theory: An analysis of decision under risk, *Econometrica*, 47 (2) , 263-291.
- Khodadadi. V. , Nickar, J. , Hajizadeh, S. (2015). The Effect of Sticky Cost Behavior and Conditional Conservatism on Analysis of Cost, Volume and Profit. *Journal of Accounting Advances*, 7 (1) , 45-72. (In Persian).
- Kothari, S. P. , A. J. Leone, and C. Wasley. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics* 39, 163–197 .
- LaFond, R. , and Watts, R. L. (2008). The information role of conservatism. *The Accounting Review*, 83 (2) , 447–478 .
- Lawrence, A. , Sloan, R. G. , & Sun, Y. (2016). Why are losses less persistent than profits? Curtailment versus conservatism. *Management Science*, 1-22 .
- Li, X. (2010). The impact of product market competition on the quantity and quality of voluntary disclosers. *Review of Accounting Studies*, 15 (3) , 663–711 .
- McNichols, M. F. (2000). Research design issues in earnings management studies. *Journal of Accounting and Public Policy* 19 (4-5) , 313–45 .
- Ronen, J. , and Yaari, V. (2008). *Earnings Management: Emerging Insights in Theory, Practice, and Research*. New York: Springer .
- Safarzadeh, M. H. , Beig Panah, B. (2015). The Role of Cost Stickiness in Estimating Conditional Conservatism. *Journal of empirical Research in Accounting*, 4 (2) , 39-59. (In Persian)
- Technical Committee of Auditing. (2013). *Iranian National Accounting Standards*. (In Persian).
- Watts, R. , (2003). Conservatism in accounting Part I, Explanations and implications. *Accounting Horizons*, 17, 207–221 .