Evidence for Accruals Piecewise Linear Change and its Microeconomic Origin

Arash Ghorbani[1], **Mohammad Hosein Vadiei Noghabi**[2], **Mahammad Reza Abbaszadeh**[3], **Mahmood Lari Dasht Bayaz**[4]

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

[1] Phd. Student of Accounting, Ferdosi university, Mashhad, Iran, (arash.ghorbani@mail.um.ac.ir)
[2] Associate Professor of Accounting, Ferdosi university, Mashhad, Iran, corresponding Author , (mhvadeei@um.ac.ir)
[3] Associate Professor of Accounting, Ferdosi university, Mashhad, Iran, (abbas33@um.ac.ir)
[4] Assistant Professor of Accounting, Ferdosi university, Mashhad, Iran, (m.lari@um.ac.ir)

پژوهش‌های تجربی حسابداری
سال نهم، شماره ۳۴، زمستان ۱۳۹۸ صص ۱۲۳ - 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 احتمالا 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 برازش 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، محافظه‌کاری شرطی

طبقه‌بندی موضوعی: M41، D22، G32

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 نمی شود 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 می شوند، بر اساس برخی فرض‌های مبنایی ساخته می شوند. 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 تعیین کننده 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 درون زا [۱]، تغییر فروش یک متغیر برون زا [۲] 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 سرمایه گذاری در موجودی ها یا تغییر خطی‌مشی خرید و فروش های اعتباری می تواند رابطه اقلام تعهدی سرمایه درگردش 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 دیچاو، 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[3] 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 دریافتنی شود زیرا کاهش فروش احتمالا 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، اولا به طور قیاسی استدلال می‌شود که در صورت کاهش فروش، تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش یا محافظه‌کاری شرطی احتمالا در مقایسه با چسبندگی هزینه یا انقطاع عملیات[4] تأثیر بیشتری بر تغییر اقلام تعهدی سرمایه در گردش دارند و دوم استدلال می‌شود که محافظه کاری یا تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش می‌توانند باعث کاهش بیش از انتظار اقلام تعهدی در دوره‌های کاهش شدید فروش شوند. این دو عامل احتمالا 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 کاملا حذف نمی‌شود، اولا انتظار می‌رود که اقلام تعهدی از یک الگوی تغییر خطی تکه‌ای نسبت به تغییر فروش پیروی کند و ثانیا 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 سنجه 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 ریشـــه اقتصـــادی غالب ارائه می‌دهد که در دوره‌های افت فروش فرض رابطه خطی اقلام تعهدی و تغییر فروش را در مدل تعهدی اســـتاندارد نقض می‌کند. مضـــافا، این پژوهش یک ماتریس کلی و جامع از الگوی مورد انتظار تغییر تک تک اقلام تعهدی عمده، اقلام تعهدی، جریان‌های نقدی عملیاتی و ســـود حســـابداری، هنگام کاهش فروش، پیشـــنهاد می‌دهد. در پژوهش‌های قبلی شـــواهدی درباره تغییر نامتقارن اقلام تعهدی هنگام کاهش بازده سهام یا کاهش جریان‌های نقدی عملیاتی، به عنوان دو معیار خبر بد، ارائه می شود (برای مثال، بال، کوتاری و رابین، ۲۰۰۰؛ بال و شـــیواکمار، ۲۰۰۶). با این وجود، بازده ســـهام، 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 نویز هستند (دیچاو، ۱۹۹۴؛ کالینز، هریبار و تیان، ۲۰۱۴). در مقابل، اســـتفاده از تغییر فروش به عنوان نشـــانه‌ای برای شـــناســـایی زیان‌های اقتصادی تحقق نیافته یا علامتی که باعث تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش می شود 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 احتمالا می‌تواند نشانگر یک افت پایدار تقاضا برای محصولات شـرکت در آینده یا افت جدی نقدینگی باشـد. در نتیجه، به دلیل وجود تعارض‌های نمایندگی احتمالی، انتظار می‌رود کاهش فروش مجموعه‌ای از اقدامات واکنشـی را به دنبال داشـته باشـد که منجر به تغییر رابطه اقلام تعهدی و تغییر فروش می‌شـــود. 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 تغییرجریان‌های نقدی، تغییر فروش یک متغییر تعیین‌کننده اجزای اقلام تعهدی اســـت و لذا بســـته 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 می شوند. در بخش مزبور، پیش‌بینی می شود که اولا اقلام تعهدی عادی دارای یک رفتار خطی تکه‌ای است و ثانیا 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 ببخشد.

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 محافظه کاری 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 می شود. 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 شاهدی از فراگیر بودن محافظه کاری 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 دیچاو و دیچف (۲۰۰۲)، خلاف مدل‌های خطی تکه‌ای محافظه‌کاری مانند مدل باسو، دارای یک تصریح[۵] خطی هستند. بال و شیواکمار (۲۰۰۶) با ترکیب مدل‌های تعهدی و مدل باسو، نشان می‌دهند که به واسطه انعکاس زودهنگام‌تر 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 (دیچاو، 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 قبلی هاین (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، با سو، 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

شـدیدتر سـود هنگام کاهش فروش در مقایسـه با تغییر آن هنگام رشـد فروش اسـت. به دلیل همبسـتگی تغییر در فروش و بازده سـهام، این حسـاسـیت بیشـتر سـود به کاهش فروش مشـابه حساسیت بیشتر سود به بازده منفی سهام است و از این رو، چسبندگی هزینه‌ها توضیح دیگری برای الگوی تغییر خطی تکه‌ای سـود حسـابداری اسـت. پیش از بررسـی 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 بررسـی 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[۶] در پژوهش‌های محافظه‌کاری شـرطی می‌شـود. 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 سـرمایه در گردش دارند زیرا سـهام این شـرکت‌ها بر اسـاس فرصـت‌های رشـد آتی آن‌ها ارزشـیابی می‌شـوند و نه جریان‌های نقدی عملیاتی. در دوره‌های رکود، بالعکس، بقا اهمیت بیشـتری برای این شـرکت‌ها پیدا می‌کند و لذا در این دوره‌ها همبسـتگی 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 می شوند. لذا در شرکت‌های بالغ رابطه بازده و سـود متقارن‌تر از شـرکت‌های رشـدی اسـت. 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 می‌شـود که در پژوهش‌های پیشـین به عوامل دیگر نسـبت داده شـده 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 می شود، پیش‌بینی می شود که هنگام افت فروش دو عامل شناسایی نامتقارن زیان‌های اقتصادی و تغییر سیاست‌های مدیریت سـرمایه در گردش، در مقایسـه با انقطاع عملیات و چسـبندگی 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[۷]، احتمالا متأثر از درجه ریسک گریزی وی است. هزینه‌های معامله، هزینه واقعی تولید کالا یا خدمات برون سپاری شده شامل هزینه‌های پژوهش برای یافتن کالا یا خدمات مورد نظر با پایین ترین 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 مبنایی 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 ریسک گریزی وی است. اگر چه تابع مطلوبیت مدیران برای محقق قابل مشاهده نیست، اما مطابق مبحث زیان گریزی در تئوری چشم انداز[۸] تابع مطلوبیت هنگام زیان محدب است (کانمان و تورسکی، ۱۹۷۹). به این معنا می‌توان انتظار داشت که هنگام کاهش فروش مدیران ریسک جوتر 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 اقلام تعهدی سرمایه در گردش دارد. اولا، انگیزه‌های حسابداری محافظه کارانه مستقل از انگیزه‌های تعدیل یا عدم تعدیل عملیات است. حسابداری محافظه‌کارانه یکی از ویژگی‌های کیفیت گزارشگری مالی و کیفیت سود حسابداری است (لافوند و واتز، ۲۰۰۸).

با این وجود محافظه‌کاری شـرطی، به دلیل وجود تعارض‌های نمایندگی، می‌تواند بر تعدیل یا عدم تعدیل عملیات تأثیر بگذارد. شرکت‌های با حاکمیت شرکتی قوی از شنا سایی سریع‌تر زیان‌های اقتصـادی به منظور نظارت بر عملکرد مدیریتی و کنترل رفتار فرصـت‌طلبانه مدیران اسـتفاده می‌کنند (ژانگ، ۲۰۰۸). مطابق فرانسـیس و مارتین (۲۰۱۰)، یک تأثیر احتمالی محافظه‌کاری شرطی این است که مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی، به فرض وجود، با ایجاد الزام نسـبت به شـناسـایی پیش از وقوع زیان‌های اقتصـادی، مانع از ادامه فعالیت پروژه‌های بازنده توسـط مدیر می‌شـوند. مطابق این یافته‌ها، شـرکت‌هایی که حاکمیت قوی‌تر دارند با احتمال بیشتری اقدام به شنا سایی سریع‌تر زیان‌های اقتصادی می‌کنند و ثانیا، این شرکت‌ها کمتر در معرض چسبندگی هزینه‌ها هستند زیرا عملیات‌های ناموفق با احتمال بیشتری در این شرکت‌ها تعدیل می‌شـوند. همچنین، مطابق یافته‌های بانکر و همکاران (۲۰۱۶)، عدم کنترل چسـبندگی هزینه‌ها حداکثر به میزان ۲۵ درصـد باعث تورش و بیش‌نمایی تخمین‌های محافظه‌کاری می‌شود. شواهد مشابهی توسط صفرزاده، بیگ پناه (۱۳۹۳)، هاشمی، امیری و نجاتی (۱۳۹۳) خدادادی، نیک کار و حاجی زاده (۱۳۹۴) ارائه می‌شـود. این یافته‌ها نشـان می‌دهد که تأثیر چسـبندگی هزینه بر رفتار نامتقارن سـود حسـابداری در مقایسـه با محافظه‌کاری شـرطی غالب نیسـت. مضـافا، به رغم عدم وجود شـواهد تجربی، می‌توان پیشـبینی کرد که این تأثیر بر اقلام تعهدی سـرمایه در گردش ناچیزتر اسـت، زیرا به فرض متأثر شـدن جزء تعهدی سـود از چسبندگی هزینه، این تأثیر بیشتر در مورد هزینه‌های معوقه پرداختنی و اقلام تعهدی استهلاک رخ می‌دهد. چسبندگی هزینه حقوق و دستمزد در صورتی می‌تواند بر اقلام تعهدی سرمایه در گردش موثر باشد که واحد اقتصادی نیروی انسانی خود را تعدیل نکند اما پرداخت دستمزدها را به تأخیر بیاندازد. با این وجود یک تأخیر طولانی مدت در پرداخت دسـتمزدها اثری مشـابه تعدیل عملیات بر هزینه معامله دارد و آن را افزایش می‌دهد. همچنین، اگر چه مطابق اندرسون، بانکر و جانکرمان (۲۰۱۳)، واحدهای تجاری دارای نسـبت دارایی ثابت بالا، میزان بیشـتری 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 اقلام تعهدی سرمایه در گردش بی‌تأثیر هسـتند. چسـبندگی هزینه تأثیری بر حسـاب‌های دریافتنی ندارد، چون این جزء سـرمایه در گردش مربوط به درآمدهاسـت و نه هزینه‌ها. و سـر آخر، کاهش فروش به دلیل موجودی‌های فروش نرفته باقی مانده در انبار یک اثر مثبت بر موجودی‌ها دارد که تأثیر افزاینده چسـبندگی

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 اقلام تعهدی سرمایه در گردش احتمالا کمتر است.

در پژوهش حاضر، به منظور بررسی دقیقتر تأثیر محافظه‌کاری شرطی بر اقلام تعهدی، نخست این استنباط ارائه می‌شود که کاهش فروش می‌تواند به عنوان نشانه‌ای برای خبر بد تلقی شود و بر این اساس، انتظار می‌رود اقلام 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 احتمالا 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 اقلام یا گروه‌های اقلام مشابه اندازه‌گیری شوند» و در صورت رخدادهایی مانند نابابی 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 محافظه‌کارانه است (واتز، ۲۰۰۳؛ بال، رابین و سادکا، ۲۰۰۸). شناسایی سریعتر زیان‌های اقتصادی می‌تواند منافع گروه‌های مشارکت‌کننده در واحد تجاری را محفوظ نگاه دارد. محافظه‌کاری شرطی، علاوه بر آن‌که 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 محافظه‌کاری 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 رقبای 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، اقلام تعهدی سرمایه در گردش با آهنگ سریعتری کاهش خواهد یافت و لذا اقلام 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 اقلام 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 اقلام تعهدی غیرعادی منفی عمده در شرکت‌های دچار مشکل مالی را به مدیریت سود نسبت می‌دهند در حالی که باتلر، لئون و ویلنبورگ (۲۰۰۴) ایجاد این اقلام تعهدی منفی را ناشی از تأثیر معاملات کاهش‌دهنده سرمایه در گردش غیرنقدی به منظور بقاء و دسترسی به وجه نقد می‌دانند. یافته‌های باتلر و همکاران، می‌تواند نشان دهد که تغییر سیاست سرمایه در گردش در شرایط بد مالی می‌تواند باعث ایجاد اقلام تعهدی عادی منفی شود. کاهش فروش می‌تواند نشانه‌ای از شرایط بد مالی باشد و نتیجتا، باعث تبدیل الگوی تغییر خطی اقلام 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 پرداختنی 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 دریافتنی، تغییر موجودی‌ها و تغییر حساب‌های پرداختنی) 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 پیش بینی 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 غیر منتظره شود، تأثیری بر سود حسابداری ندارد و لذا باعث ایجاد تغییر نامتقارن در سود حسابداری نمی شود. 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 زودهنگام 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 نویز ایفاء می‌کند و بدین ترتیب سود حسابداری (به استثنای کاهش مورد انتظار آن به دلیل افت فروش) متأثر نمی شود. اقلام تعهدی منفی غیرمنتظره‌ای که به وا سطه 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 می شود 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 $\omega = \psi + \Delta$ رخ می‌دهد که بخشی از آن زیان در دوره جاری و در قالب کاهش در جریان‌های نقدی عملیاتی دوره شناسایی می‌شود (ψ) 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 (Δ):

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

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

$$X_t = (CFO_t + \Delta) + (TA_t - \Delta)\ if, \Delta S_t < 0$$

همچنانکه در معادله فوق مشاهده می‌شود، تغییر تصمیمات عملیاتی باعث کاهش غیرمنتظره اقلام تعهدی به میزان Δ می‌شود، اما باعث تغییر غیرمنتظره سود حسابداری نمی‌شود. در نتیجه، تغییر غیر منتظره منفی اقلام 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 پیشـــبینی کرد که هنگامی که فروش کاهش می‌یابد، رفتار انفرادی اقلام تعهدی عادی عمده (شـامل تغییر حسـاب‌های دریافتنی، تغییر موجودی‌ها و تغییر حسـاب‌های پرداختنی)، تحت تأثیر هر یک از عوامل موثر در رفتار نامتقارن اقلام تعهدی متفاوت اســت. با ثابت فرض کردن ســایر عوامل، محافظه‌کاری شــرطی باعث کاهش حســاب‌های دریافتنی و کاهش موجودی‌ها هنگام کاهش فروش می‌شود. با این وجود، محافظه‌کاری شرطی تأثیری بر حساب‌های پرداختنی ندارد. تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش هنگام کاهش فروش، باعث تغییر مثبت حســـاب‌های دریافتنی و موجودی‌ها و همچنین تغییر مثبت حســـاب‌های پرداختنی می‌شود، اما شدت تأثیر آن بر تغییر اقلام بدهی سرمایه در گردش بیشتر از تأثیر آن بر تغییر اقلام دارایی سرمایه در گردش است. بیان ریاضی ادعاهای فوق بدین شرح است. رابطه زیر بین اقلام تعهدی ســـرمایه در گردش عملیاتی WCAC و اجزای آن (تغییر حســـاب‌های دریافتنی ΔAR، تغییر موجودی‌ها ΔINV و تغییر حساب‌های پرداختنی ΔAP) 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 محافظه کارانه داریم:

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

با فرض $\Delta = \Delta^* + \Delta^{**}$، کاهش فروش باعش کاهش اقلام تعهدی سرمایه در گردش و کاهش حساب‌های دریافتنی 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:

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

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 ۱۳۹۴در بانک اطلاعاتی ره آورد نوین در دسترس است. شرکت‌های سرمایه گذاری، 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؛ کوتاری و همکاران، ۲۰۰۵). از آنجا که تفاضل مرتبه اول مشاهدات برای محاسبه متغیرهای پژوهش مورد نیاز است نمونه پژوهش به دوره بعد از سال ۱۳۸۰ یعنی دوره ۱۴ ساله ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۴ کاسته می شود. 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 صنایعی 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 ـــ 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 منتهایی توزیع شان (یعنی، صدک یکم و صدک ۹۹ام) ویرایش[۹] شدند.

مدل‌های رگرسیونی خطی تکه‌ای پژوهش

در پژوهش حاضر پیش‌بینی می شود 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 پیش بینی، از یک مدل عمومی خطی تکه‌ای (مدل ۱) استفاده می‌شود:

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

که در آن، اقلام تعهدی سرمایه در گردش WCAC، تغییر دارایی های جاری غیرنقدی ΔNCCA، تغییر بدهی‌های جاری عملیاتی ΔOCL، تغییر حساب‌های دریافتنی ΔAR، تغییر موجودی‌ها ΔINV، تغییر حساب‌های پرداختنی ΔAP، تغییر دارایی‌های جاری عملیاتی غیر نقدی ΔNOCA و تغییر سرمایه در گردش غیرنقدی عملیاتی ΔOWC به جای متغیر وابسته Y جایگزین می‌شوند. 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 می شود. این متغیر اثر این همبستگی های جعلی را کنترل می‌کند. ΔS= تغییر فروش؛ و D= یک متغیر مصنوعی دو ارزشی (۱و۰) 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 اخلال (خطا) است.

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

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

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 جریان های 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 می شوند؛ PPE= ناخالص اموال ماشین آلات 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 α_2، شیب تغییر متغیر وابسته را هنگام افزایش فروش نشان می‌دهد.

نگاره (۱): تعریف عملیاتی متغیرهای پژوهش

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

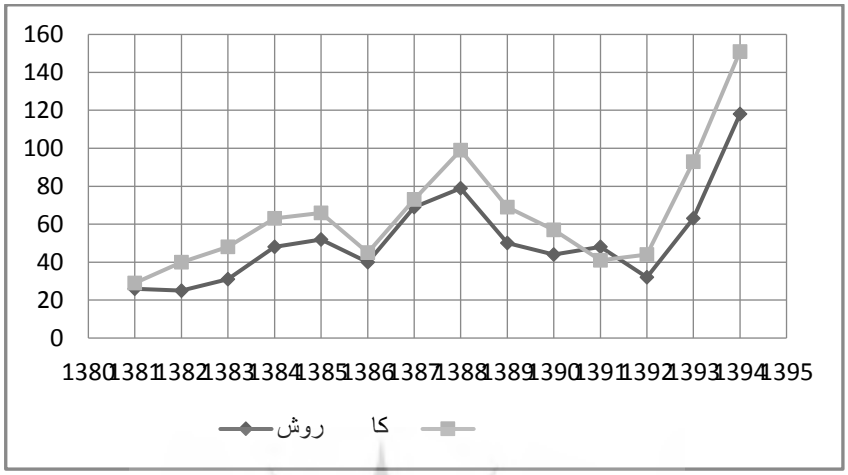
با فرض یکسان بودن سیاست فروش‌های اعتباری واحد تجاری و عرضه‌کنندگان مواد اولیه آن، به دلیل آن که در شرکت‌های سودآور رشد اقلام تعهدی درآمد بیشتر از رشد اقلام

تعهدی هزینه اســت (رونن و یاری، ۲۰۰۸)، انتظار داریم تا یک رابطه مثبت بین تغییر فروش و اقلام تعهدی وجود داشــته باشــد. همچنین مطابق مدل نظری دیچاو و همکاران (۱۹۹۸) یک رابطه مثبت بین اجزای اقلام تعهدی (برای مثال، تغییر حساب‌های دریافتنی)، جریان‌های نقدی عملیاتی و سـود با تغییر فروش وجود دارد. بر این اسـاس برای کلیه متغیرهای وابسـته‌ای که به جای Y جایگزین می‌شــوند 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 نشــان می‌دهد. عدم وجود یک رابطه خطی تکه ای به این معنا اســت که شــیب متغیر وابسـته در دوره رشـد و کاهش فروش برابر اسـت. یعنی: $\alpha_2 + \alpha_3 = \alpha_2$؛ در نتیجه در کنار مثبت و غیرصـفر بودن α_2، داریم: $\alpha_3 = 0$. همچنین، اگر کاهش فروش باعث افزایش شـیب متغیر وابسـته در مقایسـه با شـیب آن در زمان رشـد فروش شـود، 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 $\alpha_3 < 0$ باشــد می‌توان نتیجه گرفت که متغیر وابســته هنگام کاهش فروش با شــیب کمتری در مقایســه با شــیب آن در زمان افزایش فروش تغییر می‌کند. در مدل ۲، از آنجا که عبارت $\alpha_4 PPE_{i.t}$ اقلام تعهدی عادی منفی اســتهلاک را اندازه‌گیری می‌کند، انتظار می‌رود ضـریب PPE هنگامی که اقلام تعهدی در این مدل به جای متغیر وابســته جایگزین می‌شــود منفی و بالکعس، به دلیل رابطه معکوس اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی عملیاتی، علامت این ضــریب برای متغیر وابســته جریان‌های نقدی عملیاتی مثبت با شد. مطابق جونز انتظار می‌رود ضریب متغیر 1/A مثبت با شد چون این متغیر اثر تقسیم متغیرهای وابسـته و مسـتقل بر میانگین دارایی‌ها را کنترل می‌کند. علامت مورد انتظار ضـرایب متغیرهای مسـتقل در مدل‌های خطی تکه‌ای پژوهش بر حسـب 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 ۷۲۵ 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 تواما تجربه کرده‌اند به ترتیب ۹۱۸ و ۶۱۴ است. بر این

اساس، تقریبا 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 متغیر های 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 تقریبا نرمال هستند. جدا از این، از آنجا که مدل‌های پژوهش در سطح صنعت برازش می‌شوند،

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

نگاره (۲): آمار توصیفی

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

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 معنی‌دار هستند.

میانگین تغییر حساب‌های پرداختنی تجاری (ΔAP) 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 (**ΔINV**) در کل نمونه ۰/۰۳۲ و ۰/۰۲۴ است. میانگین تغییر موجودی های 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 دریافتنی تجاری (**ΔAR**) در کل نمونه تقریبا مشابه تغییر موجودی مواد و کالا و به ترتیب ۰/۰۳۵ و ۰/۰۲۴ است. میانگین تغییر حساب های دریافتنی تجاری در زیرنمونه مشاهدات رشد فروش ۰/۰۴۷ و در زیرنمونه مشاهدات کاهش فروش ۰/۰۰۴- است.

میانگین و میانه تغییر بدهی های جاری عملیاتی (ΔOCL) در کل نمونه ۰/۰۴۶ و ۰/۰۳۶ 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 حساب های پرداختنی تجاری و مابقی متعلق به افزایش سایر بدهی های 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 [۰/۰۱۹- = ۰۱۶/۰۳۵-۰/۰] و متعاقبا 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 تغیر منفی ۱۲۳ درصدی (۰/۰۶۵ ÷ ۰/۰۸۰-) می‌تواند شواهدی در خصوص الگوی

تغییر خطی تکه‌ای اقلام تعهدی ارائه دهد. تفاوت میانگین جریان های 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 [(۰/۰۱۷-) - ۰/۰۲۵-]. با این وجود، این تفاوت در زیرنمونه مشاهدات رشد فروش حدود ۰/۰۲۳- است [۰/۰۶۵- ۰/۰۴۲]. کاهش قابل توجه اقلام تعهدی استهلاک در زیرنمونه مشاهدات کاهش فروش ۰/۰۱۵ است که احتمالا می‌تواند ناشی از مدیریت سود یا فروش دارایی‌های ثابت در دوره‌های کاهش فروش باشد. میانگین اموال، ماشین آلات 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 (۰/۲۸۱ ÷ ۰/۰۲۳). این نسبت برای زیرنمونه مشاهدات کاهش فروش ۰/۰۳۰ است (۰/۲۶۴ ÷ ۰/۰۰۸) 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

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

عدم ایســتایی آن ها در دوره ز مانی پژوهش وجود ندارد. به هر روی، در نتایجی که در نگاره‌های ارائه نشده ا ست، آزمون ایستایی متغیرهای پژوهش با ا ستفاده 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								
$\Delta NCCA_t$	ΔOCL_t	ΔOWC_t	$\Delta NOCA_t$	ΔAR_t	ΔINV_t	ΔAP_t	متغیرها	
?	?	?	?	?	?	?	Intercept	
+	+	+	+	+	+	+	$1/A_t$	
+	+	+	+	+	+	+	ΔS_t	
+	0	+	+	+	+	0	CC	$D_t * \Delta S_t$
-	-	+	-	-	-	-	WCG	
تابلوی دوم								
EBT_t	OI_t	CFO_t	$UCFO_t$	TAC_t	OAC_t	$WCAC_t$	متغیرها	
?	?	?	?	?	?	?	Intercept	
+	+	+	+	+	+	+	$1/A_t$	
+	+	+	+	+	+	+	ΔS_t	
+	+	+	+	+	+	+	CC	$D_t * \Delta S_t$
0	0	-	-	+	+	+	WCG	
-	-	+	+	-	-		PPE_t	
این نگاره ضرایب مورد انتظار رگرسیون‌های خطی تکه ای را طبق دو عامل محافظه کاری شرطی (CC) و تغییر مدیریت سرمایه در گردش (WCG) نشان می‌دهد.								

برای آزمون تجربی فرضــیه‌های پژوهش، مدل‌های رگرســیونی خطی تکه ای با اســتفاده از داده‌های تابلویی نمونه پژوهش در ســطح صــنعت و مطابق با آزمون‌های انتخاب مدل (شــامل آزمون F ولش، بروش پاگان و هاســمن) به صــورت تلفیقی برازش گردیدند. نتایج برازش مدل‌های خطی تکه‌ای به ترتیب در نگاره (۴)، (۵) و (۶) ارائه شــده اســت. هر یک از این نگاره‌ها شــامل دو تابلو اســت و هر تابلو نتایج برازش مدل رگرســیونی خطی تکه‌ای با ۷ متغیر وابســته متفاوت را ارائه می‌دهد. در تابلوی اول، نتایج برازش مدل خطی تکه‌ای با اســتفاده از اجزای اقلام تعهدی ســرمایه در گردش به عنوان متغیر وابســته و در تابلوی دوم، نتایج برازش خطی تکه‌ای با اســتفاده از اقلام تعهدی ســرمایه در گردش، 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 نگاره های، 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 ا ساس انحراف معیار توزیع آماری ضرایب ($\sigma\ (\bar{\alpha}_i)$) به شرح زیر محاسبه شده است:

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

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 اقلام تعهدی سرمایه در گردش ($WCAC_t$) ارائه شده است. مطابق انتظار ضریب تغییر فروش (ΔS_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 ΔS_t *۰/۰۴۶ در اقلام تعهدی سرمایه در گردش هنگام کاهش فروش (اگرچه در سطح ۵ درصد معنی دار 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 ΔOCL_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 معنی دار 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 بدهی های جاری عملیاتی افزایش می یابد. از آنجا که $WCAC_t = \Delta NCCA_t - \Delta OCL_t$ و مقدار تغییر مشاهده شده ΔOCL_t در دوره‌های کاهش فروش بیشتر از تغییر $\Delta NCCA_t$ است میزان تغییر مورد انتظار اقلام تعهدی سرمایه در گردش در دوره‌های کاهش فروش ۰/۰۴۷ [(۰/۱۳۸-) -۰/۰۹۱-] 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 اقلام 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 پرداختنی (ΔAP_t) در دوره‌های رشد فروش ۰/۰۳۵ (t =۰/۹۱۰) است. به دلیل معنی‌دار بودن ضریب $D1_t * \Delta S_t$، شیب تغییر ΔAP_t در دوره‌های کاهش فروش ۰/۰۳۳- [(۰/۰۶۸-) + ۰/۰۳۵] است. مطابق این یافته، در دوره‌های کاهش فروش، حساب‌های پرداختنی تجاری احتمالا به دلیل به تأخیر انداختن پرداخت بدهی‌های خرید افزایش می یابد. ضریب متغیر برهمکنشی $D1_t * \Delta S_t$ برای متغیر وابسته تغییر موجودی‌ها (ΔINV_t)، ۰/۰۵۵- (t = -۱/۵۵۴) است که در سطح ۵ درصد معنی دار 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 دریافتنی تجاری (ΔAR_t) ۰/۰۱۵ است (t =۰/۳۷۳). معنی‌دار نبودن این ضریب نشان می‌دهد که حساب‌های دریافتنی تجاری در دوره‌های رشد و کاهش فروش با شیب یکسانی تغییر می‌کند. معنی‌دار نبودن این ضریب احتمالا 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 نسیه به منظور حفظ مشتریان خنثی شده است.

در ستون ii تابلوی دوم نگاره ۴، نتایج برازش مدل خطی تکه‌ای ۲ با متغیر وابسته اقلام تعهدی عملیاتی (OAC) ارائه شده است. ضریب اموال، ماشین آلات و تجهیزات (PPE)، که مربوط به اقلام 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:							
متغیرها	ΔAP_t	ΔINV_t	ΔAR_t	$\Delta NOCA_t$	ΔOWC_t	ΔOCL_t	$\Delta NCCA_t$
	i	ii	iii	iv	v	vi	vii
Intercept	۰/۰۲۱ (۷/۱۵۹)	۰/۰۲۱ (۶/۰۸۶)	۰/۰۲۸ (۵/۱۹۹)	۰/۰۴۸ (۰/۹۴۲)	۰/۰۲۹ (۴/۶۸۹)	۰/۰۳۴ (۹/۸۲۱)	۰/۰۵۳ (۹/۱۴۳)
$1/A_t$	−۲۲۸۹/۴۸ (−۳/۸۷۱)	۷۳/۸۹۱ (۰/۲۲۵)	−۵۸۳/۲۱ (−۱/۱۰۰)	−۵۱۹/۱۴ (−۰/۷۳۶)	۱۵۴۷/۸۴ (۱/۴۷۴)	−۲۳۷/۵۳ (−۰/۳۴۸)	۲۴۱/۶۸ (۰/۲۴۱)
ΔS_t	۰۳۵ .۰ (۲/۹۱۰)	۰/۰۹۵ (۶/۶۴۰)	۰/۰۹۱ (۴/۷۲۲)	۰/۱۸۸ (۶/۷۴۲)	۰/۱۴۹ (۶/۴۱۲)	۰/۰۸۳ (۶/۲۷۹)	۰/۲۷۷ (۹/۳۴۳)
$D1_t * \Delta S_t$	−۰۶۸ .۰ (−۲/۳۱۳)	−۰۵۵ .۰ (−۱/۵۵۴)	۰/۰۱۵ (۰/۳۷۳)	−۰/۰۳۳ (−۰/۷۰۵)	۰/۰۳۶ (۰/۸۱۴)	−۰/۱۳۸ (−۳/۴۸۶)	−۰/۰۹۱ (−۲/۴۰۲)
$\bar{R}^2$	۰/۰۳۶	۰/۰۶۳	۰/۰۶۱	۰/۰۹۳	۰/۰۷۴	۰/۰۲۰	۰/۱۵۵
$\Delta S_t < 0$ تابلوی دوم) سنجه کاهش فروش:							
متغیرها	$WCAC_t$	OAC_t	TAC_t	$UCFO_t$	CFO_t	OI_t	EBT_t
	i	ii	iii	iv	v	vi	vii
Intercept	۰/۰۲۱ (۳/۵۵۱)	۰/۰۲۳ (۲/۳۷۸)	۰/۰۶۲ (۵/۳۴۵)	۰/۰۴۶ (۴/۳۲۰)	−۰/۰۱۸ (−۱/۷۳۳)	۰/۰۰۸ (۱/۱۲۹)	۰/۰۱۰ (۱/۱۲۰)
$1/A_t$	۵۹۴/۷۶ (۰/۵۶۶)	−۴۶۷/۰۶ (−۰/۴۱۹)	۶۸۵/۴۹ (۰/۶۴۸)	۸۴۷/۳۷ (۰/۸۹۴)	۱۰۳۸/۰۸ (۱/۰۰۱)	۶۰۷/۴۳ (۰/۸۰۲)	۱۰۰۰/۴۵ (۱/۲۴۸)
ΔS_t	۰/۱۸۴ (۷/۹۷۱)	۰/۱۵۲ (۶/۵۴۱)	۰/۱۸۱ (۹/۱۴۲)	۰/۱۰۳ (۲/۷۲۱)	۰/۰۸۲ (۲/۶۲۶)	۰/۲۵۳ (۷/۴۹۳)	۰/۲۴۲ (۶/۵۵۵)
$D1_t * \Delta S_t$	۰/۰۴۶ (۱/۴۵۴)	۰/۰۴۰ (۱/۰۸۸)	۰/۰۵۵ (۱/۴۳۷)	−۰/۰۵۲ (−۱/۱۰۵)	−۰/۰۵۱ (−۱/۲۸۹)	−۰/۰۱۴ (−۰/۵۰۷)	۰/۰۰۸ (۰/۲۱۴)
PPE_t		−۰/۰۵۸ (−۲/۷۳۰)	−۰/۰۹۳ (−۲/۹۶۸)	۰/۰۳۲ (۱/۲۰۷)	۰/۰۸۴ (۲/۶۳۳)	−۰/۰۲۰ (−۱/۷۰۰)	−۰/۰۲۴ (−۱/۳۷۵)
$\bar{R}^2$	۰/۰۹۵	۰/۱۴۷	۰/۲۷۵	۰/۲۱۹	۰/۱۰۸	۰/۷۲۰	۰/۶۳۹

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.

ضـــریب ΔS_t، که مربوط به اقلام تعهدی ســـرمایه در گردش اســـت، مطابق انتظار مثبت و معنی‌دار ا ست (مقدار ضریب ۰/۱۵۲ و مقدار آماره t آن ۶/۵۴۱ ا ست). ضریب $D1_t * \Delta S_t$ برای OAC برابر با ۰/۰۴۰ است (t =۱/۰۸۸) که در مقایسه با مقدار این ضریب برای WCAC به میزان ۰/۰۰۶ کاهش یافته است. این کاهش می‌تواند ناشی از کاهش غیرمنتظره اقلام تعهدی اســتهلاک در دوره‌های کاهش فروش باشــد. همچنان که پیشــتر اشــاره شــد، به لحاظ نظری تفاوت اقلام تعهدی ســـرمایه در گردش و اقلام تعهدی عملیاتی مربوط به اقلام تعهدی منفی استهلاک است. در تفسیر آمار توصیفی مشاهده شد که میانگین تقریبی اقلام تعهدی استهلاک در زیرنمونه مشـــاهدات کاهش فروش حدود ۰/۰۱۵ میانگین دارایی ها کمتر از میزان مورد انتظار آن بود. کاهش کمتر از انتظار اقلام تعهدی اســـتهلاک در دوره‌های کاهش فروش (که ممکن ا ست نا شی از د ستکاری سود یا مدیریت سود از طریق تغییر طبقه بندی با شد) می‌تواند شتاب نزولی پیش بینی شده اقلام تعهدی در این دوره‌ها را تا حدی کاهش دهد.

در ســـتون iii تابلوی دوم نگاره (۴)، نتایج برازش مدل خطی تکه‌ای ۲ با متغیر وابســـته کل اقلام تعهدی (TAC) ارائه شده ا ست. مقدار ضریب اموال، ما شین آلات و تجهیزات (PPE)، ۰/۰۹۳- و مقدار آماره t محاســبه شــده برای آن ۲/۹۶۸- اســت. ضــریب ΔS_t دارای بزرگی ۰/۱۸۱ و مقدار آماره t، ۹/۱۴۲ اســت. ضــریب متغیر برهمکنشــی $D1_t * \Delta S_t$ برابر با ۰/۰۵۵ است (t =۱/۴۳۷). به رغم آن که مقدار این ضریب در سطح ۵ درصد معنی دار نیست، علامت مثبت آن نشان می‌دهد که کل اقلام تعهدی در دوره‌های کاهش فروش با شیب بیشتری تمایل به کاهش دارد.

در صـــورتی که تغییر مدیریت ســـرمایه در گردش به دلیل حفظ وجه نقد عامل الگوی تغییر خطی تکه‌ای اقلام تعهدی باشـــد، مطابق فرضـــیه‌های پژوهش انتظار می‌رود تا اولا ضـــریب $D1_t * \Delta S_t$ در مدل خطی تکه‌ای ۲ با متغیر وابســـته جریان‌های نقدی عملیاتی منفی و ثانیا، ضریب این متغیر در مدل خطی تکه‌ای ۲ با متغیر وابسته سود حسابداری نزدیک به صفر و غیر معنی‌دار باشـــد. نتایج تجربی ارائه شـــده در تابلوی دوم نگاره (۴)، این پیش‌بینی‌ها را تأیید می‌کند.

در ســـتون iv و v تابلوی دوم نگاره (۴)، نتایج برازش مدل خطی تکه‌ای ۲ با متغیر وابســـته جریان‌های نقدی عملیاتی تعدیل نشـــده (UCFO) و جریان‌های نقدی عملیاتی تعدیل شـــده

(CFO) ارائه شـــده اســـت. به دلیل رابطه معکوس اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی عملیاتی، انتظار می‌رود تا یک رابطه مثبت بین اقلام تعهدی منفی اسـتهلاک و جریان‌های نقدی عملیاتی مشاهده شود. مطابق انتظار، مقدار ضریب اموال، ما شین آلات و تجهیزات (PPE)، در این دو مدل به ترتیب ۰/۰۳۲ (t =۱/۲۰۷) و ۰/۰۸۴ (t =۲/۶۳۶) اســـت. ضـــریب ΔS_t در دو مدل به ترتیب دارای بزرگی ۰/۱۰۳ (t =۲/۲۷۱) و ۰/۰۸۲ (t =۲/۶۲۶) است. مطابق با علامت پیشبینی شـده ضـریب جریان‌های نقدی عملیاتی طبق عامل غالب تغییر سـیاسـت مدیریت سـرمایه در گردش، ضریب $D1_t * \Delta S_t$ در هر دو مدل منفی و به ترتیب دارای بزرگی ۰/۰۵۲- (۱/۱۰۵- t =) و ۰/۰۵۱- (t = -۱/۲۸۹) است. مطابق این یافته‌ها، جریان‌های نقدی عملیاتی در دوره‌های کاهش فروش با شـــیبی کمتر از شـــیب مورد انتظار آن گرایش به کاهش دارد. این مقاومت جریان‌های نقدی در برابر کاهش بیشتر، به دلیل تغییر سیا ست مدیریت سرمایه در گردش (از جمله تأخیر در پرداخت بدهی‌های جاری) در راستای حفظ وجه نقد است.

در سـتون vi تابلوی دوم نگاره (۴)، نتایج برازش مدل خطی تکه‌ای ۲ با متغیر وابسـته سـود عملیاتی (OI) ارائه شده است. به لحاظ نظری، بزرگی مورد انتظار برای ضریب ΔS_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 ا ست. بر این اســـاس، مقدار مورد انتظار این ضـــرایب به ترتیب ۰/۲۵۵ [۰/۱۵۲+۰/۱۰۳] و ۰/۰۱۲- [(۰/۰۵۲-) +۰/۰۴۰] اسـت. بزرگی مشـاهده شـده برای ضـریب ΔS_t در این مدل خطی ۰/۲۵۳ (t = ۷/۴۹۳) است که با تقریب بالایی با مقدار مورد انتظار آن برابر است. هچنین مقدار برآورد شده ضریب متغیر برهمکنشی $D1_t * \Delta S_t$ در مدل ۰/۰۱۴- ا ست (t = -۰/۵۰۷) که نزدیک به صفر و غیر معنی‌دار ا ست. این یافته‌ها مطابق انتظار ا ست و نشان می‌دهد که به طور متو سط 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، شـــناســـایی پیش از وقوع زیان‌های اقتصادی به دلیل محافظه‌کاری یا چ سبندگی 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 پیشتر مورد اشاره قرار گرفت، به طور متو سط تغییر سیا ست مدیریت سرمایه گردش عامل ا صلی در الگوی تغییر اقلام تعهدی

ا ست. این تغییر سیا ست مدیریت سرمایه در گردش در زمان کاهش فروش، که اقلام تعهدی منفی غیرمنتظره ایجاد می‌کند، متعاقبا باعث افزایش غیرمنتظره و جه نقد ناشـــی از عملیات خواهد شد (که شواهد آن پیشتر ارائه شد). کاهش غیرمنتظره اقلام تعهدی و افزایش غیرمنتظره جریان‌های نقدی متقابلا یکدیگر را خنثی می‌کنند و در نتیجه، همچنان که نتایج ارائه شـده در تابلوی دوم نگاره (۴) نشـان می‌دهد، کاهش یا افزایش غیرمنتظره‌ای در سـود مشـاهده نخواهد شد.

نتایج برازش مدل خطی تکه‌ای با متغیر وابسـته سـود خالص قبل از مالیات (EBT) به شـکل همخوانی نتایج قبلی را تأیید می‌کند (نگاره (۴)، تابلوی دوم، سـتون آخر). بزرگی مورد انتظار برای ضریب ΔS_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 ا ست. بزرگی م شاهده شده برای ضریب ΔS_t در این مدل خطی ۰/۲۴۲ (t = ۶/۵۵۵) است که با مقدار مورد انتظار آن تقریبا برابر است. هچنین مقدار برآورد شده ضریب متغیر برهمکنشی $D1_t * \Delta S_t$ در مدل ۰/۰۰۸ است (۰/۲۱۴ = t) که نزدیک به صفر و غیر معنی‌دار است.

ضرایب تعیین تعدیل شده مدل‌های خطی تکه‌ای ۲ با متغیرهای وابسته اقلام تعهدی عملیاتی (OAC)، جریان‌های نقدی عملیاتی تعدیل نشـده (UCFO) و سـود عملیاتی (OI)، همچنانکه در تابلوی دوم نگاره (۴) مشـاهده می‌شـود، به ترتیب ۰/۱۵، ۰/۲۲ و ۰/۷۲ اسـت. مطابق این شـواهد، ضـریب تعیین تعدیل شـده سـود 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 هسـتند که متأثر از تصـمیمات عملیاتی، تغییرات سـرمایه در گردش و هموارسـازی سـود اسـت. سـود حسـابداری تعهدی با ترکیب اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی عملیاتی میل به خنثی سـازی 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 شـکلی مشـابه، ضـریب تعیین تعدیل شـده EBT برابر با ۰/۶۴ اسـت که بالاتر از

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

در ادامه نتایج برازش مدل‌های خطی تکه‌ای تشریح می شود که در آن‌ها برهمکنش سنجه کاهش فروش نقدی (یعنی متغیر مصـنوعی $D2_t$) و تغییر فروش ΔS_tبه متغیرهای کنترلی متغیر وابسته اضافه شده است. این نتایج در تابلوی اول و دوم نگاره ۵ قابل مشاهده است. در تابلوی دوم و ســـتون (i) این نگاره، نتایج برازش مدل خطی تکه‌ای ۱ با متغیر وابســـته اقلام تعهدی سرمایه در گردش ($WCAC_t$) ارائه شده است. مقدار ضریب ΔS_t ۰/۱۸۰ است و مقدار آماره t آن ۷/۴۷۰ است. ضریب متغیر برهمکنشی $D2_t * \Delta S_t$ 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 ســـرمایه در گردش در زمان کاهش فروش نقدی ۰/۲۶۵ اســـت [۰/۰۸۵ + ۰/۱۸۰] که بزرگتر از شیب آن در زمان افزایش فروش‌های نقدی (۰/۱۸۰) است.

این یافته نشـان می‌دهد که اقلام تعهدی سـرمایه در گردش هنگامی که فروش نقدی کاهش می‌یابد با شـــیب بیشـــتری کاهش می‌یابد. نتایج دیگری که در تابلوی دوم نگاره ۵ ارائه شـــده است، الگوی تغییر خطی تکه‌ای مشابهی را برایOAC 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.

شـــواهد مربوط به چرایی این کاهش بیشـــتر از انتظار اقلام تعهدی ســـرمایه در گردش در دوره‌های کاهش فروش نقدی در تابلوی اول نگاره ۵ ارائه شده است. ضریب $D2_t * \Delta S_t$ در مدل خطی تکه‌ای ۱ با متغیر وابسته تغییر دارایی‌های جاری غیرنقدی $\Delta NCCA_t$ تقریبا صفر و غیرمعنی دار اســـت. در مقابل، ضـــریب این متغیر برهمکنشـــی در مدل خطی تکه‌ای ۱ با متغیر وابسته تغییر بدهی‌های جاری عملیاتی (ΔOCL_t) ۰/۰۸۴- است که در سطح ۵ درصد معنی‌دار است (۲/۵۱۳- = t). 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:							
متغیرها	ΔAP_t	ΔINV_t	ΔAR_t	$\Delta NOCA_t$	ΔOWC_t	ΔOCL_t	$\Delta NCCA_t$
	i	ii	iii	iv	v	vi	vii
Intercept	۰/۰۲۳ (۷/۹۰۵)	۰/۰۲۲ (۶/۱۹۳)	۰/۰۳۲ (۷/۸۶۴)	۰/۰۵۳ (۱۱/۰۵۲)	۰/۰۳۳ (۶/۳۷۱)	۰/۰۳۷ (۱۰/۹۵۱)	۰/۰۵۸ (۱۰/۴۵۷)
$1/A_t$	−۲۲۸۶/۴۵ (−۳/۷۴۸)	۳۵/۴۴۹ (۰/۱۰۲)	−۳۵۳/۸۸ (−۰/۷۱۶)	−۳۱۵/۷۷ (−۰/۴۶۴)	۱۷۴۴/۱۲ (۱/۶۶۴)	−۲۰۰/۵۸ (−۰/۲۸۸)	۳۴۱/۹۴ (۰/۳۴۱)
ΔS_t	۰/۰۲۸ (۲/۴۷۵	۰/۰۹۷ (۶/۳۱۷)	۰/۰۵۹ (۳/۶۴۸)	۰/۱۵۷ (۶/۴۸۳)	۰/۱۲۴ (۵/۸۹۶)	۰/۰۶۶ (۴/۷۳۵)	۰/۲۵۴ (۸/۹۰۴)
$D2_t * \Delta S_t$	−۰/۰۳۷ (۱/۴۰۶)	−۰/۰۶۲ (−۱/۹۳۰)	۰/۱۵۴ (۲/۷۰۹)	۰/۱۰۲ (۱/۸۶۱)	۰/۱۴۱ (۳/۲۸۶)	−۰/۰۸۴ (−۲/۵۱۳)	۰/۰۰۰ (−۰/۰۰۵)
$\bar{R}^2$	۰/۰۳۵	۰/۰۶۵	۰/۰۸۸	۰/۱۰۳	۰/۰۸۴	۰/۰۱۹	۰/۱۵۷
$(\Delta S_t - \Delta AR_t) < 0$ تابلوی دوم) سنجه کاهش فروش:							
متغیرها	$WCAC_t$	OAC_t	TAC_t	$UCFO_t$	CFO_t	OI_t	EBT_t
	i	ii	iii	iv	v	vi	vii
Intercept	۰/۰۲۱ (۳/۷۸۵)	۰/۰۲۱ (۲/۹۱۹)	۰/۰۵۹ (۵/۸۸۱)	۰/۰۴۵ (۴/۴۱۰)	−۰/۰۱۹ (−۱/۸۵۴)	۰/۰۰۸ (۱/۱۸۴	۰/۰۰۹ (۱/۰۹۱)
$1/A_t$	۶۴۵/۷۶ (۰/۶۳۴)	۲۶/۹۸ (۰/۰۲۴)	۵۳۱/۷۶ (۰/۵۷۴)	۷۴۶/۲۷ (۰/۷۸۱)	۹۲۵/۲۶ (۰/۹۰۰)	۵۵۹/۲۲ (۰/۷۳۱)	۹۹۰/۳۵ (۱/۲۲۵)
ΔS_t	۰/۱۸۰ (۷/۴۷۰)	۰/۱۵۶ (۷/۸۲۴)	۰/۱۴۴ (۸/۳۴۶)	۰/۱۱۱ (۲/۹۴۶)	۰/۰۸۹ (۲/۹۸۸)	۰/۲۵۶ (۷/۵۳۱)	۰/۲۴۸ (۶/۸۵۴)
$D2_t * \Delta S_t$	۰/۰۸۵ (۲/۱۴۸)	۰/۰۴۶ (۱/۴۹۹)	۰/۰۶۷ (۱/۵۲۲)	−۰/۰۷۹ (−۱/۹۸۲)	−۰/۰۸۵ (−۲/۰۱۴)	−۰/۰۳۱ (−۱/۲۷۷)	−۰/۰۱۱ (−۰/۳۱۵)
PPE_t		−۰/۰۸۵ (−۳/۸۱۳)	−۰/۰۸۹ (−۳/۳۶۹)	۰/۰۳۳ (۱/۲۷۷)	۰/۰۸۶ (۲/۷۱۷)	−۰/۰۱۹ (−۱/۶۴۱)	−۰/۰۲۴ (−۱/۳۴۶)
$\bar{R}^2$	۰/۰۹۹	۰/۱۵۹	۰/۲۲۹	۰/۲۲۱	۰/۱۱۴	۰/۷۲۰	۰/۶۳۹

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.

بررسی دقیقتر نشان می‌دهد که بدهی جاری عملیاتی هنگام کاهش فروش نقدی در واقع افزایش می‌یابد، زیرا شیب این متغیر در زمان کاهش فروش ۰/۰۱۸- است [(۰/۰۸۴-) + ۰/۰۶۶] در حالی که شیب آن در زمان رشد فروش ۰/۰۶۶ است (t = ۴/۷۳۵). مقایسه ضریب متغیر برهمکنشی در دو مدل خطی تکه‌ای با متغیر وابسته $\Delta NCCA_t$ و ΔOCL_t نشان می‌دهد که هنگامی که فروش نقدی کاهش می‌یابد، عاملی که باعث کاهش شدیدتر اقلام تعهدی سرمایه در گردش به میزان ΔS_t * ۰/۰۸۵ می‌شود کاهش نیافتن غیرمنتظره و به بیان دیگر افزایش غیرمنتظره بدهی‌های جاری عملیاتی به میزان ΔS_t * ۰/۰۸۴ است. این یافته با نتایج قبلی ارائه شده همخوانی دارد و نشان می‌دهد که اولا اقلام تعهدی سرمایه در گردش هنگام کاهش فروش نقدی با شیب بیشتری کاهش می‌یابد و ثانیا 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 اقلام تعهدی سرمایه در گردش در مقایسه با زمانی که کاهش فروش به عنوان این سنجه استفاده می‌گردد مشاهده می‌شود. یک توضیح برای این یافته احتمالا می‌تواند وجود خطا در متغیر مستقل باشد. کاهش فروش لزوما به یک اضطرار در حفظ وجه نقد در شرکت منجر نمی‌شود. در حالی که کاهش فروش نقدی می‌تواند اضطرار در حفظ وجه نقد را تشدید کند.

در تابلوی اول، ستون (i) نگاره (۵)، نتایج برازش مدل خطی تکه‌ای با متغیر وابسته تغییر حساب‌های پرداختنی تجاری (ΔAP_t) ارائه شده است. مطابق علامت پیش‌بینی شده طبق عامل تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش، ضریب متغیر برهمکنشی $D2_t * \Delta S_t$ منفی است (مقدار ضریب ۰/۰۳۷- است که مقدار آماره t آن ۱/۴۰۶- است). به همین ترتیب، ضریب متغیر برهمکنشی $D2_t * \Delta S_t$ در مدل برازش شده با متغیر وابسته تغییر موجودی مواد و کالا (ΔINV_t) برابر با ۰/۰۶۲- است (t = -۱/۹۳۰). این کاهش کمتر از انتظار موجودی مواد و کالا احتمالا به دلیل انباشت موجودی‌های فروش نرفته در انبار است. ضریب متغیر برهمکنشی $D2_t * \Delta S_t$ در مدل برازش شده با متغیر وابسته تغییر حساب‌های دریافتنی تجاری (ΔAR_t) برابر با ۰/۱۵۴ است که در سطح ۵ درصد معنی دار است (t = ۲/۷۰۹). علامت مثبت ضریب

متغیر برهمکنشی در مدل خطی تکه‌ای با متغیر وابسته تغییر حساب‌های دریافتنی تجاری مطابق با الگوی مورد انتظار آن به دلیل محافظه‌کاری شرطی است. این علامت مثبت نشان می‌دهد که هنگام کاهش فروش نقدی، حساب‌های دریافتنی تجاری با شیب بیشتری کاهش می‌یابد. این کاهش بیشتر می‌تواند ناشی از افزایش ذخیره مطالبات مشکوک الوصول 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 اضطرار 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 $D2_t * \Delta S_t$ در مدل خطی تکه‌ای ۲ با متغیر وابسته سود عملیاتی (OI) مثبت و معنی دار 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 تکه ای ۲ با متغیر وابسته سود عملیاتی احتمالا باید صفر و غیرمعنی دار باشد. ضریب مشاهده برای این متغیر (در تابلوی دوم، ستون vi نگاره ۷) دارای بزرگی ۰/۰۳۱- است که در سطح ۵ درصد معنی‌دار نیست (۱/۲۷۷- = t). به شکل مشابه ضریب متغیر برهمکنشی در مدل برازش شده با متغیر وابسته سود خالص قبل از مالیات (EBT)، که در تابلوی دوم نگاره (۷) قابل مشاهده است، نزدیک به صفر و غیرمعنی‌دار است (مقدار ضریب ۰/۰۱۱- با آماره t: ۰/۳۱۵-).

همراستا با شواهد ارائه شده در بالا که الگوی تغییر خطی تکه‌ای اقلام 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 $D2_t * \Delta S_t$ در دو مدل خطی تکه‌ای برازش شده با متغیر های وابسته جریان های نقدی عملیاتی ($UCFO_t$) و جریان‌های نقدی عملیاتی تعدیل شده (CFO_t) منفی است. مقدار این ضرایب به ترتیب ۰/۰۷۹- و ۰/۰۸۵- است که مقدار آماره t برای آن‌ها به ترتیب ۱/۹۸۲- و ۲/۰۱۴- است.

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

متغیرها	ΔAP_t	ΔINV_t	ΔAR_t	$\Delta NOCA_t$	ΔOWC_t	ΔOCL_t	$\Delta NCCA_t$
	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)
$1/A_t$	−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_t	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)
$D3_t * \Delta S_t$	−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)
$\bar{R}^2$	۰/۰۳۲	۰/۰۵۹	۰/۰۵۸	۰/۰۸۹	۰/۰۷۲	۰/۰۱۸	۰/۱۵۵
متغیرها	$WCAC_t$	OAC_t	TAC_t	$UCFO_t$	CFO_t	OI_t	EBT_t
	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)
$1/A_t$	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_t	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)
$D3_t * \Delta S_t$	−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_t		−۰/۰۸۱ (−۳/۴۲۰)	−۰/۰۸۹ (−۰/۲۳۵)	۰/۰۳۱ (۱/۱۸۱)	۰/۰۸۵ (۲/۶۸۲)	−۰/۰۱۸ (−۱/۶۷۶)	−۰/۰۲۵ (−۱/۴۵۲)
$\bar{R}^2$	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.

($S_t - INDS_t$) < 0 تابلوی اول) سنجه کاهش فروش:

($S_t - INDS_t$) < 0 تابلوی دوم) سنجه کاهش فروش:

هر دو ضـریب در سـطح ۵ درصـد معنی‌دار هسـتند. مقاومت جریان‌های نقدی عملیاتی در مقابل کاهش بیشـتر، هنگامی که فروش‌های نقدی کاهش می‌یابد، شـاهد دیگری اسـت 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 مشـاهده می‌شـود که در آن‌ها برهمکنش سنجه کاهش فروش نسبت به میانه صنعت (یعنی متغیر مصنوعی $D3_t$) و تغییر فروش ΔS_tبه متغیرهای کنترلی متغیر وابسته اضافه شده است. همچنانکه مشاهده می شود، اگرچه علامت ضرایب با یکدیگر همخوانی دارد، ضریب متغیر برهمکنشی $D3_t * \Delta S_t$ در هیچ یک از ۱۴ مدل برازش شده در سطح ۵ درصد معنی‌دار نیست. این یافته نشان می‌دهد که احتمالا 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 کنترل کننده میزان اقلام تعهدی سـرمایه در گردش و اجزای آن (به اسـتثنای تغییر حسـاب‌های دریافتنی) اسـت. به منظور کنترل بیشـتر بر متغیرهای کنترل کننده سـطح 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 مشـاهده می‌شـود، کنترل تأخیر مرتبه اول تغییر فروش باعث افزایش ضرایب تعیین تعدیل شده مدل‌های خطی تکه‌ای شده است. ضریب تعیین تعدیل شده مدل خطی تکه‌ای با متغیر وابسـته اقلام تعهدی عملیاتی (OAC_t)، قبل و بعد از کنترل تغییر فروش دوره قبل به ترتیب ۰/۱۵ و ۰/۱۶ است. ضریب متغیر ΔS_{t-1} در این مدل، ۰/۱۲۷ است که در سـطح ۵ درصـد معنی‌دار اسـت (t = ۷/۰۶۹). ضـریب متغیر برهمکنشـی $D1_t * \Delta S_t$ دارای بزرگی ۰/۰۶۲ است (t = ۲/۱۸۳) که در سطح ۵ در صد معنی دار است. مشابه یافته‌های قبل، این یافته نشـان 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 ΔS_{t-1} در این مدل، ۰/۰۸۴ است که در سطح ۵ درصد معنی‌دار است (t = ۷/۰۶۹).

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

متغیرها	ΔAP_t	ΔINV_t	ΔAR_t	ΔOCL_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)
ΔS_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)
ΔS_{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)
$\overline{R}^2{}_C$	۰/۰۵۳	۰/۱۱۶	۰/۰۶۱	۰/۰۳۱	۰/۱۹۴	۰/۱۲۴	۰/۱۵۶
$\overline{R}^2{}_U$	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 $D1_t * \Delta S_t$ در این مدل دارای بزرگی ۰/۰۸۱ است (t = ۲/۱۸۳) که در سطح ۵ درصد معنی‌دار 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 ΔS_{t-1} در این مدل، ۰/۰۴۹ است که در سطح ۵ درصد معنی دار است (t = ۲/۵۵۷). ضریب متغیر برهمکنشی $D1_t * \Delta S_t$ دارای بزرگی ۰/۰۵۰- است (t = -۱/۰۹۸) که در سطح ۵ درصد معنی دار نیست. در مقابل، در مدل خطی تکه‌ای با متغیر وابسته تغییر بدهی جاری عملیاتی (ΔOCL_t)، ضریب متغیر برهمکنشی $D1_t * \Delta S_t$ دارای بزرگی ۰/۱۲۴- است (t = -۲/۸۳۱) که در سطح ۵ درصد معنی‌دار 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 $D1_t * \Delta S_t$ در مدل خطی تکه‌ای با متغیر وابسته اقلام تعهدی سرمایه در گردش ۰/۰۷۴ [(۰/۱۲۴-) -۰/۰۵۰-] است که تقریبا 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 می شود. برای این منظور، برای هر سال و هر صنعت به طور جداگانه یک متغیر مصنوعی تعریف و به مدل وارد می شود 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 $D1_t * \Delta S_t$ 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.

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

متغیرها	$WCAC_t$			TAC_t		
	i	ii	iii	iv	v	vi
Intercept	۰/۰۲۶ (۷/۴۹۳)	۰/۰۲۹ (۷/۰۱۶)	۰/۰۷۳ (۲/۸۹۲)	۰/۱۰۳ (۱۳/۳۷)	۰/۱۱۴ (۱۳/۴۷)	۰/۱۹۷ (۶/۹۲۷)
$1/A_t$	−۳۷۶/۵ (۰/۷۲۳)	−۳۴۵/۷ (−۰/۶۶۹)	−۴۸۲/۹ (−۰/۹۱۴)	−۳۸۲/۱ (−۰/۷۵۶)	−۳۱۹/۷ (−۰/۶۲۸)	−۸۸۶/۳ (−۱/۷۳۶)
ΔS_t	۰/۱۴۵ (۹/۹۷۸)	۰/۱۳۰ (۸/۳۰۱)	۰/۱۲۵ (۷/۷۱۹)	۰/۰۹۷ (۷/۳۶۱)	۰/۰۶۱ (۳/۷۵۶)	۰/۰۶۳ (۳/۹۵۳)
$D1_t * \Delta S_t$		۰/۰۴۷ (۱/۴۷۵)	۰/۰۱۱ (۰/۳۳۱)		۰/۱۳۷ (۳/۷۹۹)	۰/۰۸۲ (۲/۳۶۰)
PPE_t				−۰/۱۰۱ (−۵/۶۰۴)	−۰/۱۰۴ (−۵/۷۷۳)	−۰/۱۱۴ (−۵/۶۵۰)
$Year$			−۰/۰۰۳ (−۰/۲۲۵)			−۰/۰۴۶ (−۳/۱۷۸)
$Industry$			−۰/۰۴۹ (−۲/۱۱۷)			−۰/۰۵۹ (−۴/۲۹۶)
$\bar{R}^2$	۰/۰۸	۰/۰۸	۰/۱۲	۰/۰۶	۰/۰۶	۰/۱۶

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 j 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 پرانتز 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 $D2_t * \Delta S_t$ برای مدل‌های برازش شده با متغیر وابسته TAC و WCAC 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 احتمالا 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، احتمالا 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 شـــرکت‌های دارای شـــرایط مالی نامطلوب شـــواهدی از افزایش اقلام تعهدی عادی منفی ســـرمایه در گردش مشـــاهده 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 چســـبندگی هزینه را بر محافظه‌کاری شرطی مشاهده کرده‌اند در تضاد است.

یافته‌های پژوهش حا ضر، از جهت آن که شواهدی تجربی از نقض فرض رابطه خطی اقلام تعهدی عادی ســـرمایه در گردش و تغییر فروش ارائه می‌دهد اهمیت دارد. از آن جا که مدل های تعهدی اســـتاندارد (مانند مدل جونز و جونز تعدیل شـــده) یک رابطه خطی را به الگوی خطی تکه‌ای تغییر اقلام تعهدی تحمیل می‌کنند، این مدل ها احتمالا دارای یک خطای ســـیســـتماتیک قابل پیشـــبینی هســـتند. این خطای قابل پیشـــبینی احتمالا 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 ســـطح اقلام تعهدی غیرعادی برآوردی برای رشـــد فروش‌های کرانی کم‌نمایی و برای رشـــد فروش‌های متوســـط بیش‌نمایی می‌شـــود. این مســـئله به این دلیل ممکن اســـت واقع شـــود که اقلام تعهدی عادی، همچنانکه در این تحقیق مشـاهد شـد، هنگامی که فروش افزایش یا کاهش می‌یابد با دو شـیب 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 نتیجتا باعث ایجاد خطا در برآورد اقلام تعهدی عادی و متعاقبا 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 حســـاب‌های دریافتنی) اســـت، در نتیجه حساسیت این مدل نسبت به تغییرات در خطی‌مشی فروش‌های اعتباری افزایش می‌یابد. شواهد این تحقیق نشـــان می‌دهد که هنگام کاهش فروش‌های نقدی، ســـطح حســـاب‌های دریافتنی تجاری، احتمالا 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 دریافتنی، 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 جریان های 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، تعارض های نمایندگی و هزینه های معامله می‌تواند ریشه های نظری انتخاب های 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 محافظه‌کاری 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 .

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی