



توسعه مدل‌های جبری و تجربی برای تبیین و کنترل مولفه‌های موثر بر فرایندهای ایجاد اقلام تعهدی

آرش قربانی*، محمدحسین ودیعی نوقابی**

چکیده

هدف این مقاله بسط مجموعه‌ای از معادلات جبری و نظری و همچنین مدل‌های تجربی برای تبیین، اندازه‌گیری و کنترل مولفه‌های موثر بر فرایندهای ایجاد اقلام تعهدی در سطح شرکت است. به لحاظ نظری انتظار می‌رود این گونه مولفه‌های شرکتی، به طور متعامل با شوک‌های فروش، باعث تغییر اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش شوند. بر اساس مشاهده ۲۶۴۲ از شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۴، یافته‌ها نشان می‌دهد که ناهمگونی در فرایندهای ایجاد اقلام تعهدی در شرکت‌های درون یک صنعت، خطای اندازه‌گیری مدل جونز را که در قالب قدر مطلق باقی‌مانده‌های مدل اندازه‌گیری می‌شود، افزایش می‌دهد. نتایج برازش مدل تعهدی پیشنهادی، که به صورت پانلی در سطح ۱۷ صنعت و به صورت سری زمانی در سطح ۲۰۰ شرکت برازش گردید، نشان می‌دهد که تصریح مولفه‌های موثر بر فرایندهای ایجاد اقلام تعهدی باعث افزایش توان توضیح‌دهندگی متغیرهای مشاهده‌شده می‌گردد.

واژه‌های کلیدی: فرایندهای ایجاد اقلام تعهدی، مدل‌های جبری، مدل‌های تعهدی.

* دانشجوی دکتری حسابداری، دانشگاه فردوسی مشهد

** دانشیار حسابداری، دانشگاه فردوسی مشهد

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۷/۱۳

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۶/۱۲

نویسنده مسئول: محمدحسین ودیعی نوقابی mhvadeei@um.ac.ir

مقدمه

در مطالعات مدیریت سود، ارقام تعهدی غیرعادی بخشی از جمع ارقام تعهدی است که پس از کنترل ارقام تعهدی عادی باقی می‌ماند. به منظور کنترل ارقام تعهدی عادی، معمولاً فرض می‌شود که ارقام تعهدی عادی، که شامل ارقام تعهدی سرمایه در گردش و ارقام تعهدی استهلاک است، تابعی از متغیرهای دیگر است. مطابق دیدگاه کاپلان (۱۹۸۵)، ارقام تعهدی عادی سرمایه در گردش تابعی از مقیاس و سطح عملیات است. اگر سطح عملیات تغییر کند، انتظار می‌رود که سطح ارقام تعهدی عادی سرمایه در گردش تغییر کند. با همین استدلال، جونز (۱۹۹۱)، شوک‌های فروش را به عنوان یک معیار عینی از تغییر سطح عملیات تعریف می‌کند و در مدل تعهدی خود، ارقام تعهدی عادی سرمایه در گردش را به عنوان تابعی از شوک‌های فروش مدل‌سازی می‌نماید. با این وجود، علاوه بر تغییر سطح عملیات، ارقام تعهدی عادی سرمایه در گردش در نتیجه برخی فرایندها و مشخصه‌ها درون یک شرکت ایجاد می‌شود. این فرایندها تابعی از رویه‌ها و خط‌مشی‌های مدیریت سرمایه در گردش است. شرکت‌های مختلف رویه‌های متفاوتی در خصوص فروش اعتباری خود دارند و ممکن است در خصوص خرید اعتباری از عرضه‌کنندگان مواد اولیه از توانایی متفاوتی برخوردار باشند. برای مثال، فروش‌های یک شرکت ممکن است عمدتاً به صورت نسیه باشد، اما در مقابل به دلیل سیاست عرضه‌کنندگان یا تصمیمات مدیریت، عمده خریدهای مواد اولیه ممکن است به صورت نقدی یا با سررسیدهای کوتاه باشد. همچنین، میزان سرمایه‌گذاری در موجودی‌ها و میزان موجودی هدف در پایان دوره به تصمیمات و خطی‌مشی‌های مدیریت بستگی دارد. به این ترتیب، رویه‌های مختلفی که شرکت در خصوص وصول مطالبات، سرمایه‌گذاری در موجودی کالا و پرداخت بدهی‌های خود دارد بر سطح ارقام تعهدی عادی آن موثر است. به دلیل این که رویه‌ها ممکن است از یک شرکت به شرکت دیگر متفاوت باشد، تغییر فروش یکسان ممکن است سطح ارقام تعهدی عادی را در دو شرکت عضو یک صنعت به شکل متفاوتی تغییر دهد. در نتیجه، با فرض یکسان بودن سایر عوامل، به دنبال یک شوک فروش مثبت ده درصدی، در شرکتی که بخش عمده فروش‌ها به صورت نسیه است، در مقایسه با شرکتی که تمام فروش آن نقدی است، ارقام تعهدی عادی بیشتری ایجاد می‌شود. بر این اساس، ارقام تعهدی عادی سرمایه در گردش تابعی از شوک‌های فروش و نیز مشخصه‌ها و فرایندهای ایجاد ارقام تعهدی است.

در مدل جونز (۱۹۹۱)، به طور تلویحی، اثر کلی فرایندهای ایجاد اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش در یک پارامتر، یعنی شیب تجربی تغییر فروش دوره جاری، ادغام شده است (دوپیچ، ماشرووالا، سیتامارگو و زاچ، ۲۰۱۲). با عطف به این ادغام، اولین پرسش تحقیق حاضر این است که آیا بین مقدار تجربی شیب تغییر فروش دوره جاری در مدل جونز و مشخصه‌های اقلام تعهدی رابطه معنی‌دار و با علامت مورد انتظار وجود دارد یا خیر. پرسش دیگر تحقیق این است که آیا ادغام فرایندهای ایجاد اقلام تعهدی در پارامتر شیب تجربی تغییر فروش دوره جاری می‌تواند خطای اندازه‌گیری اقلام تعهدی غیرعادی را افزایش دهد یا خیر. در مطالعات قبلی شواهدی از خطای اندازه‌گیری مدل تعهدی جونز و مدل‌های مبتنی بر آن ارائه شده است (برای مثال، دیچاو و همکاران، ۱۹۹۵؛ کوتاری و همکاران، ۲۰۰۵). با این وجود، این مطالعات در خصوص تاثیر نادیده گرفتن فرایندهای ایجاد اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش بر خطای اندازه‌گیری مدل‌های تعهدی تحقیق نکرده‌اند. از منظر اقتصادسنجی، یکی از منابع خطای اندازه‌گیری مدل‌های تعهدی، وجود یک متغیر همبسته محذوف است (باربر و لیون، ۱۹۹۶). متعاقب وجود متغیر محذوف که بر سطح اقلام تعهدی عادی موثر است اما در مدل گنجانده نشده است، بخش کوچکتري از تغییرات اقلام تعهدی توسط متغیرهای موجود در مدل توضیح داده می‌شود و در نتیجه ضریب تعیین مدل کاهش و خطای اندازه‌گیری آن افزایش می‌یابد (کانگ و سیوارماکریشنان، ۱۹۹۵؛ مک نیکولز، ۲۰۰۰). این خطای اندازه‌گیری می‌تواند باعث استنتاج نادرست در تحقیقات تجربی حسابداری شود. بر این اساس، می‌توان پیش‌بینی کرد که، در مدل تعهدی جونز و مدل‌های مبتنی بر آن، نادیده گرفتن فرایندهای ایجاد اقلام تعهدی سرمایه در گردش و ادغام اثر کلی آنها در یک پارامتر می‌تواند خطای اندازه‌گیری اقلام تعهدی غیرعادی را افزایش دهد. این ادغام، به ویژه در نسخه‌هایی از مدل جونز که در سطح صنعت تصریح می‌شوند و فرایندهای ایجاد اقلام تعهدی در بین شرکت‌های صنعت ناهمگون است، مسئله‌سازتر است. هر چقدر ناهمگونی بیشتری در فرایندهای ایجاد اقلام تعهدی در شرکت‌های درون یک صنعت وجود داشته باشد، انتظار می‌رود خطای اندازه‌گیری اقلام تعهدی غیرعادی برآورد شده طبق مدل جونز افزایش یابد.

ناهمگونی در فرایندهای ایجاد اقلام تعهدی، هنگامی که مدل جونز به صورت سری زمانی برازش می‌شود، به طور موثر کنترل می‌شود. با این وجود، در بسیاری از مطالعات تجربی، نسخه مقطعی عرضی مدل جونز، که اقلام تعهدی عادی را برای هر صنعت - سال

محاسبه می‌کند، مورد استفاده قرار می‌گیرد (برای مثال، دیفاند و جیمبالو، ۱۹۹۴؛ بارتف و همکاران، ۲۰۰۰). مدل‌های مقطعی عرضی به طور تلویحی فرض می‌کنند که فرایندهای ایجاد اقلام تعهدی در شرکت‌های همسان، که معمولاً از یک صنعت انتخاب می‌شوند، یکسان است. اخیراً، نسخه پانلی مدل جونز، که در سطح صنعت تصریح می‌شود، رواج یافته است (برای مثال، دیچاو و همکاران، ۲۰۱۲). برازش مدل‌های تعهدی با استفاده از داده‌های پانلی می‌تواند علاوه بر کنترل ناهمگونی مشاهده نشده بین مقاطع (یعنی شرکت‌ها)، با افزایش حجم نمونه در دسترس، کارایی تخمین را افزایش دهد (کریستودولو و سارافیدز، ۲۰۰۸). استفاده از نسخه پانلی مدل جونز برای برآورد اقلام تعهدی غیرعادی، به دلیل افزایش حجم نمونه و افزایش کارایی متعاقب آن، به ویژه در مطالعات داخلی که شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران به عنوان جامعه آماری مورد استفاده قرار می‌گیرد، اهمیت بیشتری دارد، زیرا مطابق بررسی اولیه این تحقیق، به استثنای تقریباً شش صنعت، بقیه صنایع شرط حضور در نمونه یک مدل مقطعی عرضی را، که نیازمند داشتن حداقل ۱۵ مشاهده در هر سال است، ندارند. مع الوصف، این پرسش همچنان مطرح است که آیا یک نسخه پانلی از مدل جونز که در سطح صنعت تصریح می‌شود، قادر به کنترل ناهمگونی در فرایندهای ایجاد اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش هست یا خیر. برای پاسخ به این پرسش، در این تحقیق بررسی می‌شود که آیا بین ناهمگونی در فرایندهای ایجاد اقلام تعهدی، که با انحراف معیار مشخصه‌های اقلام تعهدی در هر صنعت سنجیده می‌شود، و خطای اندازه‌گیری اقلام تعهدی غیرعادی که برابر قدر مطلق باقی مانده‌های نسخه پانلی مدل جونز که در سطح صنعت برازش شده است، رابطه معنی‌دار مثبت وجود دارد یا خیر.

به منظور انجام تحقیق حاضر، یک سری معادلات جبری / نظری و تجربی پیشنهاد می‌شود، تا مولفه‌ها و مشخصه‌های اقلام تعهدی سرمایه در گردش، که بر سطح حسابهای دریافتی، موجودی‌ها و حسابهای پرداختی موثر هستند، شناسایی و اندازه‌گیری شوند. پیامد دیگر این معادلات جبری / نظری، ارائه یک مدل تعهدی تجربی رگرسیونی برای اندازه‌گیری اقلام تعهدی غیرعادی است که انتظار می‌رود به دلیل کنترل بیشتر بر فرایندهای ایجاد اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش، خطای اندازه‌گیری کمتری در مقایسه با مدل جونز ایجاد کند. شواهد تجربی تحقیق این پیش‌بینی را تایید می‌کند.

انجام این تحقیق به چند دلیل می‌تواند سودمند باشد. اولاً، هیچ یک از مطالعات قبلی مشخصه‌های اقلام تعهدی سرمایه در گردش را با الگویی که در این تحقیق ارائه می‌شود شناسایی و اندازه‌گیری نکرده است. شناسایی و اندازه‌گیری این مشخصه‌ها برای شرکت‌ها و صنایع مختلف می‌تواند به شناخت بیشتری از متغیرهای موثر بر اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش و اجزای عمده آن منجر شود. ثانیاً، در این تحقیق شواهدی ارائه می‌شود که آیا بین خطای اندازه‌گیری اقلام تعهدی غیرعادی و ناهمگونی در فرایندهای ایجاد اقلام تعهدی عادی رابطه معنی‌داری وجود دارد. این شواهد می‌تواند ضرورت کنترل بیشتر بر فرایندهای ایجاد اقلام تعهدی یا انتخاب دقیق‌تر شرکت‌های همسان را برجسته کند. این موضوع، به ویژه، به این دلیل اهمیت دارد که در مطالعات داخلی هنگام برآزش مدل‌های تعهدی، به دلیل مشکلات مربوط به کاهش حجم نمونه، شرکت‌های همسان معمولاً به عنوان شرکت‌های یک صنعت تعریف می‌شوند و نه یک طبقه صنعت و این مسئله می‌تواند باعث نقض فرض همگونی در فرایندهای ایجاد اقلام تعهدی و متعاقباً افزایش خطای اندازه‌گیری اقلام تعهدی غیرعادی شود. ثالثاً، این پژوهش، با شناسایی و تبیین مشخصه‌های اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش، یک مدل تعهدی تجربی برای اندازه‌گیری اقلام تعهدی غیرعادی ارائه می‌دهد که انتظار می‌رود به دلیل کنترل بیشتر بر سطح اقلام تعهدی عادی، خطای اندازه‌گیری کمتری در مقایسه با مدل جونز و جونز تعدیل شده داشته باشد.

میانی نظری و بسط فرضیه‌ها

فرض مشترک در مدل‌های تعهدی اولیه مانند مدل هیللی (۱۹۸۵) و دی آنجلو (۱۹۸۶)، که برای تفکیک اقلام تعهدی عادی و اقلام تعهدی غیرعادی (مدیریت شده/اختیاری) مورد استفاده قرار گرفتند، این است که اقلام تعهدی عادی ثابت و مستقل از شرایط و ویژگی‌های اقتصادی دوره رخداد (دوره‌ای که طبق فرضیه محقق انگیزه مدیریت سود برای آن وجود دارد) است. با این وجود، شواهد تجربی برای تایید این فرض وجود ندارد. کاپلان (۱۹۸۵) استدلال می‌کند که سرمایه در گردش به واسطه تغییر شرایط اقتصادی نوسان می‌کند و به اقتضای ماهیت فرایند حسابداری تعهدی، میزان اقلام تعهدی بایستی به واسطه تغییر در شرایط اقتصادی تغییر کند. اگر بخواهیم تاثیر شرایط اقتصادی و عملکرد دوره جاری را بر سطح اقلام تعهدی عادی کنترل کنیم، آنگاه انتظار می‌رود اقلام تعهدی عادی تابعی از برخی

متغیرهای کنترل‌کننده سطح عملیات واحد تجاری در دوره رخداد باشد. در مدل جونز و مدل‌های تعهدی مبتنی بر آن، فرایند ایجاد ارقام تعهدی عادی سرمایه در گردش تابعی از سطح عملیات و شرایط اقتصادی فرض می‌شود. مطابق مدل جونز، متغیر نوسان فروش می‌تواند محیط اقتصادی واحد تجاری را کنترل کند، زیرا فروش یک معیار عینی از سطح عملیات است. بر این اساس، در مدل جونز سطح نرمال ارقام تعهدی عادی سرمایه در گردش ($E(\Delta NCWC_{i,t})$) تابعی از شوک‌های فروش ($\Delta S_{i,t}$) است:

$$E(\Delta NCWC_{i,t}) = f(\Delta S_{i,t}) = \psi \times \Delta S_{i,t}$$

در رابطه بالا ΔS ، تغییر فروش (شوک‌های فروش) و ψ ، مقدار تجربی شیب تغییر فروش است که با استفاده از یک مدل رگرسیونی تجربی برآورد می‌شود. به طور نظری، ارقام تعهدی علاوه بر شوک‌های فروش تابعی از برخی مشخصه‌ها در سطح شرکت است (دیچاو و همکاران، ۱۹۹۸؛ و دوپاچ و همکاران، ۲۰۱۲). واحدهای تجاری سیاست‌های متفاوتی در خصوص فروش‌های اعتباری، خریدهای اعتباری و موجودی مواد و کالا دارند و این سیاست‌های مدیریت سرمایه در گردش، توام با شوک‌های فروش، می‌تواند سطح نرمال ارقام تعهدی عادی سرمایه در گردش را تحت تاثیر قرار دهد. اگر فرض کنیم سیاست کلی و عادی واحد تجاری در خصوص نسبت فروش‌های اعتباری و دوره سررسید مطالبات فروش‌های اعتباری در یک مشخصه α ، کسری از خریدهای دوره که به عنوان موجودی پایان دوره نگهداری می‌شود، میزان تعدیل موجودی پایان دوره برای رسیدن به موجودی هدف، و نسبت سود به فروش به ترتیب در مشخصه‌های Φ ، λ ، و π ، و سیاست شرکت در خصوص خریدهای اعتباری و دوره سررسید آنها در مشخصه β خلاصه شود، آنگاه سطح ارقام تعهدی عادی سرمایه در گردش تابعی از شوک‌های فروش و این مشخصه‌ها خواهد بود:

$$E(\Delta NCWC_{i,t}) = f(\alpha, \lambda, \phi, \pi, \beta, \Delta S_{i,t})$$

جونز، اثر کلی این مشخصه‌ها را در ضریب تجربی تغییر فروش (ψ) سرجمع و مضافاً مدل تعهدی خود را به صورت سری زمانی برازش کرد. به دلیل مشکلات اقتصادسنجی مدل‌های سری زمانی (مانند تورش بقاء)، بسیاری از پژوهشگران بعدی، با تبعیت از دیفاند و جیمبالو (۱۹۹۴)، از یک نسخه مقطعی عرضی یا پانلی مدل جونز استفاده کردند (برای

مثال، دیچاو و همکاران، ۲۰۱۲). نسخه مقطعی عرضی یا پانلی مدل جونز در سطح صنعت برازش می‌شود و بدین لحاظ ممکن است ناهمگونی در فرایندهای ایجاد اقلام تعهدی بین شرکت‌های یک صنعت، باعث ایجاد خطا در اندازه‌گیری اقلام تعهدی غیرعادی شود. فرض پایه در نسخه مقطعی عرضی یا پانلی مدل جونز این است که در شرکت‌های درون یک صنعت، فرایند ایجاد اقلام تعهدی عادی تا حد بالایی همسان است. در صورتی که ناهمگونی در بین شرکت‌های یک صنعت زیاد باشد این فرض پایه در برآورد اقلام تعهدی عادی نقض می‌شود و نتیجتاً می‌توان انتظار داشت که هر چقدر ناهمگونی بین شرکت‌ها در یک صنعت بیشتر باشد، خطای اندازه‌گیری اقلام تعهدی غیرعادی افزایش خواهد یافت. در حالی که در ادبیات حسابداری، شواهد تجربی بسیاری در خصوص خطای اندازه‌گیری نسخه‌های مختلف مدل جونز یا مدل‌های تعدیل شده مبتنی بر آن، ارائه شده است (برای مثال، دیچاو و همکاران، ۱۹۹۵؛ یانگ، ۱۹۹۹؛ مک نیکولز، ۲۰۰۲؛ کوتاری و همکاران، ۲۰۰۵)، با این وجود تنها دوپاچ و همکاران (۲۰۱۲)، در خصوص خطای اندازه‌گیری ناشی از عدم کنترل ناهمگونی در فرایندهای ایجاد اقلام تعهدی تحقیق کرده‌اند. مطالعات داخلی نیز عمدتاً به مقایسه عملکرد مدل‌های تعهدی در خصوص کشف مدیریت سود پرداخته‌اند (برای مثال، نیکومرام و همکاران، ۱۳۸۸؛ بزرگ اصل و غفارپور، ۱۳۹۱؛ و رحمانی و بشیری منش، ۱۳۹۲)، اما در خصوص ریشه‌ها و دلایل ایجاد خطای اندازه‌گیری اقلام تعهدی غیرعادی تحقیقی انجام نشده است.

در تحقیق حاضر، مشخصه‌هایی که در ایجاد اقلام تعهدی عادی موثر هستند معین‌گرهای اقلام تعهدی نامیده می‌شوند. معین‌گر α نسبت مطالبات وصول نشده فروش را نشان می‌دهد. شرکتی که میزان فروش‌های اعتباری بیشتر با سررسیدهای درازمدت دارد انتظار می‌رود که مطالبات وصول نشده و اقلام تعهدی بیشتری در پایان دوره داشته باشد. معین‌گر π نسبت سود به فروش را نشان می‌دهد. هر چه این نسبت بزرگتر باشد رشد اقلام تعهدی مثبت ناشی از رشد مطالبات و موجودی‌ها در مقایسه با رشد اقلام تعهدی منفی ناشی از رشد حسابهای پرداختی بیشتر خواهد بود. برای مثال فرض کنید شرکتی کالایی را به طور نسبه به بهای X ریال می‌خرد و آن را به قیمت $X + \pi$ ریال به صورت نسبه می‌فروشد. اگر بهای خرید پرداخت نشود و همچنین کل مطالبات فروش تا پایان دوره وصول نشود، رشد اقلام تعهدی مثبت مربوط به مطالبات $X + \pi$ و رشد اقلام تعهدی منفی مربوط به

حسابهای پرداختی X - خواهد بود. نتیجه نهایی ایجاد رشد مثبت در ارقام تعهدی به مبلغ π خواهد بود. مطابق این مثال، هر چقدر π بزرگتر باشد، ارقام تعهدی بیشتر خواهد بود. معین گر Φ نسبت باقی مانده از خریدهای دوره را نشان می‌دهد. هر چه این نسبت بالاتر باشد، به این معنا است که سطح موجودی پایان دوره و متعاقباً سطح ارقام تعهدی بیشتر خواهد بود. معین گر β نسبت پرداخت نشده بدهی خرید را نشان می‌دهد. بزرگ بودن β به معنای رشد بدهی، کاهش سرمایه در گردش غیرنقدی و در نتیجه کاهش ارقام تعهدی است. نسخه‌های مقطعی عرضی یا پانلی مدل جونز، اثر کلی معین‌گرهای مختص شرکت α ، Φ و β را در پارامتر ψ ، یعنی شیب تجربی تغییر فروش، خلاصه می‌کنند. شواهد تجربی نشان می‌دهد که در اکثر صنایع ψ مثبت است (رونن و یاری، ۲۰۰۸). مثبت بودن ضریب تغییر فروش نشان می‌دهد که هنگامی که فروش افزایش می‌یابد، مجموع رشد ارقام تعهدی مطالبات و موجودی‌ها بیشتر از رشد ارقام تعهدی حسابهای پرداختی است. بر این اساس، و مطابق توضیحات قبل، در این تحقیق پیش‌بینی می‌شود که بین معین‌گرهای α ، Φ و β با ضریب تغییر فروش ψ همبستگی معنی‌دار مثبت وجود داشته باشد. به همین ترتیب، انتظار می‌رود بین معین‌گر β با ضریب تغییر فروش ψ همبستگی معنی‌دار منفی مشاهده شود. برای آزمون تجربی این انتظارات، فرضیه اول تحقیق به شرح زیر تدوین می‌شود:

فرضیه اول: شیب تغییر فروش ψ در نسخه پانلی مدل جونز، که در سطح صنعت برآزش می‌شود، با معین‌گرهای مختص به شرکت α ، Φ و β همبستگی مثبت و با β همبستگی منفی دارد.

متعاقب فرض اول، می‌توان انتظار داشت که هر چقدر پراکندگی معین‌گرهای مختص به شرکت α ، Φ و β در درون یک صنعت بیشتر باشد خطای اندازه‌گیری نسخه عرضی مقطعی و پانلی مدل جونز، به دلیل این که اثر کلی این‌ها مشخصه‌ها را در در یک پارامتر میانگین ψ سرجمع می‌کنند، افزایش خواهد یافت. پیامد وجود ناهمگونی در فرایند ایجاد ارقام تعهدی بین شرکت‌های یک صنعت، که در این تحقیق با انحراف معیار معین‌گرهای α ، Φ و β سنجیده می‌شود، افزایش خطای نسخه پانلی مدل جونز است که در سطح صنعت تصریح شده است، زیرا هر چقدر ناهمگونی بیشتر باشد توان یک پارامتر میانگین ψ برای توضیح رفتار متوسط شرکت‌ها کاهش می‌یابد. در تحقیقات تجربی داخلی، به دلیل اجتناب از کاهش شدید نمونه، استفاده از نسخه پانلی مدل جونز در مقایسه با نسخه

مقطعی عرضی رایج‌تر است. با این وجود، از آنجا که نسخه‌های پانلی مدل جونز در سطح صنعت و نه طبقه صنعت برآزش می‌شوند، این احتمال وجود دارد که فرایند ایجاد اقلام تعهدی در شرکت‌های درون یک صنعت ناهمگون باشد و این ناهمگونی به شکل موثر کنترل نشود. بر این اساس، احتمال این که β (ضریب تغییر فروش در نسخه پانلی مدل جونز، که در سطح صنعت تصریح شده است) به میزان کافی تغییرات اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش را توضیح ندهد، افزایش می‌یابد. در نتیجه می‌توان انتظار داشت که یک مدل تعهدی که اثر معین‌گرهای α ، π ، Φ و β را به شکل جزئی‌تری کنترل کند، رفتار اقلام تعهدی مشاهده شده را بهتر توضیح خواهد داد. برای آزمون تجربی این انتظارات، فرضیه‌های تحقیق به شرح زیر تدوین می‌شود:

فرضیه دوم: بین ناهمگونی در فرایندهای ایجاد اقلام تعهدی در درون یک صنعت، که با انحراف معیار معین‌گرهای مختص به شرکت α ، π ، Φ و β سنجیده می‌شود، و قدر مطلق باقی مانده‌های مدل جونز، که به صورت پانلی در سطح صنعت برآزش می‌شود، همبستگی معنی‌دار و مثبت وجود دارد.

فرضیه سوم: یک مدل تعهدی با تصریح جزئی‌تر از معین‌گرهای اقلام تعهدی به شکل بهتری تغییرات اقلام تعهدی را توضیح می‌دهد و در نتیجه ضریب تعیین تعدیل شده بالاتری نسبت به مدل جونز خواهد داشت.

به دلیل ناهمگونی احتمالی در فرایند ایجاد اقلام تعهدی در درون یک صنعت، می‌توان انتظار داشت که یک نسخه سری زمانی از مدل تعهدی فوق‌الذکر به شکل بهتری در مقایسه با نسخه پانلی آن، رفتار اقلام تعهدی مشاهده شده را توضیح دهد.

روش‌شناسی داده‌ها و نمونه

جامعه آماری این تحقیق شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که داده‌های سالانه مورد نیاز آنها برای انجام این تحقیق برای دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۴ در بانک اطلاعاتی ره‌آورد نوین در دسترس است. شرکت‌های سرمایه‌گذاری، موسسات مالی و بانک‌ها، به دلیل تفاوت در ماهیت سرمایه در گردش، از نمونه کنار گذاشته می‌شوند. از آنجا که تفاضل مرتبه اول مشاهدات برای محاسبه متغیرهای

تحقیق مورد نیاز است نمونه تحقیق به دوره بعد از سال ۱۳۸۰ یعنی اطلاعات ۱۴ ساله ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۴ کاسته می‌شود. مشاهدات ناهمخوان از نمونه کنار گذاشته می‌شوند. به دلیل برآورد پارامترهای مدل‌های تعهدی در سطح صنعت و بصورت سری زمانی، صنایع و شرکت‌هایی که از داده‌های کافی برای تخمین پارامترهای این مدل‌ها برخوردار نیستند از نمونه حذف می‌شوند. در سطح صنعت وجود حداقل ۳۰ مشاهده در دوره زمانی تحقیق (مطابق بال و شیواکمار، ۲۰۰۵)، و در سطح شرکت وجود یک سری زمانی بدون انقطاع شامل حداقل ۱۰ مشاهده از هر متغیر (مطابق بارتف و همکاران، ۲۰۰۰) شرط حضور در نمونه است. متعاقب این محدودیت‌ها، یک نمونه شامل ۲۶۴۲ مشاهده شرکت - سال از ۲۰۰ شرکت و ۱۷ صنعت به عنوان نمونه نهایی تحقیق انتخاب شد. به منظور کاهش ناهمسانی واریانس، کلیه مشاهدات متغیرهای تحقیق بر میانگین دارایی‌های دوره (که برابر است با جمع دارایی ابتدا و پایان دوره تقسیم بر ۲) تقسیم گردیدند. کلیه متغیرهای تحقیق، در سطح صدک یکم و صدک ۹۹ ام توزیع خود وینسوره (ویرایش) شدند.

مدل‌های جبری

در تحقیق حاضر، طراحی یک مدل تعهدی که به شکل بهتری بتواند اثر معین گره‌های اقلام تعهدی را کنترل کند، بر اساس مدل‌سازی سطح نرمال و مورد انتظار تغییر حسابهای دریافتنی، تغییر موجودی‌ها و تغییر حسابهای پرداختنی انجام می‌شود. صرف نظر از این که چه سنجه‌هایی برای محاسبه هر یک از متغیرهای فوق استفاده شود، مدل نهایی قابلیت قبض و بسط دارد (برای مثال، برای حسابهای دریافتنی می‌توان از حسابهای دریافتنی تجاری یا مجموع حسابهای دریافتنی تجاری و سایر حسابهای دریافتنی استفاده کرد). الگوی طراحی مدل تعهدی در این تحقیق از برخی جهات با الگوی دیچاو و همکاران (۱۹۹۸) مشابهت دارد، اما در جزئیات با آن متفاوت است. این تفاوت، به مفروضات این تحقیق در خصوص مدل‌سازی تغییر موجودی‌ها باز می‌گردد که متعاقباً به یک تفاوت در مدل‌سازی تغییر حسابهای پرداختنی نیز منجر می‌شود. دیچاو و همکاران (۱۹۹۸) با پیروی از مدل برنارد و استوبر (۱۹۸۹)، برای پیش‌بینی سطح نرمال موجودی‌ها، فرض می‌کنند که شرکت‌ها یک موجودی هدف نگهداری می‌کنند. موجودی هدف تابعی از فروش مورد انتظار دوره آتی است. موجودی باقی مانده در پایان دوره ممکن است با موجودی هدف تفاوت داشته باشد. در این صورت ممکن است، با خرید یا تصفیه، سطح موجودی تعدیل

شود تا به موجودی هدف برسد. مطابق مدل دیچاو و همکاران (۱۹۹۸)، در صورتی که مدیر پیش‌بینی کند که فروش دوره آتی افزایش خواهد یافت، سرمایه‌گذاری بیشتری در موجودی کالا می‌کند و در نتیجه سطح موجودی پایان دوره افزایش خواهد یافت. در محیط اقتصادی ایران، به دلایلی که اشاره می‌شود، این فرض تا حدودی نارسا است. فرض کنیم پیش‌بینی مدیر از بهای تمام شده فروش سال t برابر با ۱۰۰ ریال و موجودی کالا ابتدای دوره (موجودی هدف در پایان سال $t-1$) ۱۰ ریال است. خرید سال t ، حداقل ۱۰۰ ریال است (۹۰ ریال برای پاسخگویی به فروش مورد انتظار دوره و علاوه بر آن یک موجودی هدف ۱۰ ریالی برای دوره $t+1$). فرض کنیم نتیجه واقعی فروش سال t برابر با ۶۰ ریال است. در نتیجه موجودی پایان دوره سال t ، ۵۰ ریال است. به دلیل آنکه احتمال تصفیه موجودی اضافی در محیط اقتصادی ایران اندک است، تغییر موجودی‌ها در سال t نسبت به سال $t-1$ برابر با ۴۰ ریال است. در این مثال، این افزایش در سطح موجودی‌ها به این معنا نیست که مدیر انتظار دارد فروش دوره آینده احتمالاً افزایش خواهد یافت، زیرا این افزایش سطح موجودی تنها ناشی از انباشت موجودی فروش نرفته است. در نمونه این تحقیق، میانگین نسبت مشاهدات کاهش فروش به کل مشاهدات در هر صنعت ۳۰ درصد است. در نتیجه، برای حدود یک سوم مشاهدات ممکن است استنتاج نادرستی از افزایش در سطح موجودی‌ها شود. در این تحقیق، بدون این که نیازی به تفسیر چرایی تغییر سطح موجودی‌ها داشته باشیم، فرض می‌کنیم موجودی پایان دوره نسبتی از خرید دوره است. به دلیل عام بودن این فرض، نتایج حاصل، نتایج یک فرض خاص مانند فرض دیچاو و همکاران (۱۹۹۸) را نیز در بر می‌گیرد. نویسندگان مقاله اعتقاد دارند که متعاقب این رویکرد، اگر چه فرایند اولیه مدل‌سازی تا حدی پیچیده‌تر می‌شود، مدل جبری نهایی تحقیق، تفسیر پذیرتر است و رابطه بین متغیرهای معین‌گر و اقلام تعهدی را به شکل ملموس‌تری برای استفاده در تحقیقات تجربی تبیین می‌کند.

برای مدل‌سازی تغییر نرمال در سطح موجودی‌ها مفروضات زیر در این تحقیق مورد استفاده قرار گرفته است: (۱)، فروش سالانه شرکت‌های عضو نمونه تحقیق از یک روند گام تصادفی تبعیت می‌کند؛ و (۲)، تصمیمات خرید و تعهدات آن قبل از تحقق فروش انجام می‌شود. این مفروضات می‌توانند محتوای تجربی داشته باشند، لذا شواهد تجربی برای هر دو فرض در این تحقیق ارائه می‌شود. در این تحقیق همچنین فرض‌هایی برای ساده‌سازی مسئله

انجام می‌شود. نخست، فرض می‌کنیم که شرکت‌های نمونه تحقیق، کلیه موجودی‌های مواد خام، کالای در جریان ساخت و کالای ساخته شده خود را از طریق خرید تحصیل می‌کنند. برای مثال، فرض کنیم مجموع هزینه تولید (شامل هزینه مواد، دستمزد و سربار) در یک دوره X ریال است و مجموعاً یک واحد کالای تکمیل نشده تولید می‌شود که بهای تمام شده آن X است. به جهت سهولت، می‌توان فرض کرد که شرکت به جای تولید این کالای در جریان ساخت، آن را از یک واحد دیگر به قیمت X ریال خریداری می‌کند. فرض دیگر این است که بهای تمام شده فروش شامل تمام هزینه‌ها است (یعنی بهای تمام شده کالای فروش رفته و هزینه‌های عملیاتی). فرض آخر این است که فرایند ایجاد ارقام تعهدی در هر شرکت در طول دوره تحقیق یکنواخت است. معنای ضمنی این فرض این است که اگر چه ممکن است در برخی دوره‌ها فرایند ایجاد ارقام تعهدی در یک شرکت تغییر کند با این وجود فرایند کلی از یک میانگین ثابت تبعیت می‌کند.

برای طراحی مدل تحقیق، با پیش‌بینی حسابهای دریافتی شروع می‌کنیم. اگر α یک نسبت میانگین از مطالبات فروش دوره (S_t) باشد که تا پایان دوره وصول نمی‌شود، آنگاه حسابهای دریافتی در پایان دوره (AR_t) برابر است با:

$$AR_t = \alpha \cdot S_t$$

بر این اساس، تغییر حسابهای دریافتی تابعی از تغییر فروش دوره است:

$$\Delta AR_t = \alpha \cdot \Delta S_t \quad \text{رابطه ۱}$$

به منظور پیش‌بینی تغییر نرمال در سطح موجودی مواد و کالا، فرض می‌کنیم موجودی پایان دوره کسری از خرید دوره است. خرید دوره، P_t^E ، تابعی از انتظار مدیر نسبت به فروش دوره است و مضافاً، به منظور پاسخگویی به تقاضای بازار در دوره آینده، باید شامل ایجاد موجودی ذخیره نیز باشد.

بر اساس مفروضات فوق، اگر به طور میانگین در هر دوره یک نسبت c از خریده‌های دوره به فروش برسد، بهای تمام شده کالای فروش رفته مورد انتظار دوره $E(CGS_t)$ برابر خواهد بود با:

$$E(CGS_t) = INV_{t-1} + c \cdot P_t^E$$

در رابطه فوق فرض می‌شود، جمع موجودی ابتدای دوره INV_{t-1} و یک نسبت ثابت c از خریده‌ها طی دوره به فروش می‌رسد. همچنین اگر π میانگین نسبت سود به فروش،

CGS بهای تمام شده کالای فروش رفته، و داشته باشیم: $CGS_t = (1 - \pi)S_t$ ؛ آنگاه

رابطه ۲ را می‌توان به شکل زیر بازنویسی کرد:

$$(1 - \pi)E(S_t) = INV_{t-1} + c \cdot P_t^E \quad \text{رابطه ۲}$$

در رابطه فوق، $E(S_t)$ فروش مورد انتظار دوره جاری است. مطابق رابطه ۲، خرید

برابر است با:

$$P_t^E = \frac{(1-\pi)E(S_t) - INV_{t-1}}{c} \quad \text{رابطه ۳}$$

رابطه ۳ نشان می‌دهد هر خرید برابر است با موجودی مورد نیاز برای فروش تقسیم بر

نسبت c . بر این اساس، همواره کسر $\Phi = 1 - c$ از خریدها باقی می‌ماند. از آنجا که موجودی

پایان دوره برابر است با بهای کالای آماده برای فروش منهای بهای کالای فروش رفته،

موجودی مورد انتظار پایان دوره برابر است با^۱:

$$E(INV_t) = INV_{t-1} + P_t^E - (1 - \pi)E(S_t) \quad \text{رابطه ۴}$$

پس از تحقق نتایج فروش، موجودی پایان دوره باقی‌مانده برابر است با:

$$INV_t = INV_{t-1} + P_t^E - (1 - \pi)S_t \quad \text{رابطه ۵}$$

در صورتی که فروش مورد انتظار و فروش تحقق‌یافته دوره به میزان $E(S_t) - S_t$

اختلاف داشته باشند، آنگاه موجودی پایان دوره طبق رابطه ۵ و موجودی مورد انتظار پایان

دوره طبق رابطه ۴، به میزان $\varphi_t = (1 - \pi)[E(S_t) - S_t]$ اختلاف خواهند داشت:

$$\begin{aligned} INV_t - E(INV_t) &= -(1 - \pi)S_t + (1 - \pi)E(S_t) \\ &= (1 - \pi)[E(S_t) - S_t] = \varphi_t \end{aligned}$$

خطا در پیش‌بینی بهای تمام شده فروش، باعث ایجاد کسری یا مازاد موجودی پایان

دوره نسبت به موجودی هدف می‌شود. اگر $S_t > E(S_t)$ ، آنگاه $\varphi_t < 0$ و اگر

$S_t < E(S_t)$ ، در این صورت $\varphi_t > 0$ خواهد بود. در چنین شرایطی ممکن است مدیر

برای تعدیل موجودی‌ها اقدام کند. فرض کنیم λ میزان تعدیل موجودی‌ها است. اگر λ

برابر یک باشد، موجودی‌ها تعدیل می‌شوند و اگر برابر صفر باشد به این معنا است که

۱. توجه شود که با جانشین کردن رابطه ۲ در رابطه ۴ خواهیم داشت:

$$\begin{aligned} E(INV_t) &= INV_{t-1} + P_t^E - (1 - \pi)E(S_t) \\ &= INV_{t-1} + P_t^E - INV_{t-1} - c \cdot P_t^E \\ &= (1 - c)P_t^E \end{aligned}$$

مطابق رابطه فوق، موجودی کالای پایان دوره مورد انتظار یک کسر فروش نرفته از خرید دوره است.

مدیر هیچ تعدیلی در موجودی‌ها انجام نمی‌دهد. بر این اساس داریم:

$$INV_t = INV_{t-1} + \left[P_t^E - \lambda \frac{\varphi_t}{c} \right] - (1 - \pi) S_t \quad \text{رابطه ۶}$$

رابطه ۶، در صورتی که λ صفر باشد، یعنی موجودی تعدیل نشود، مانند رابطه ۵ خواهد بود. این اتفاق بیشتر زمانی رخ خواهد داد که یا به دلیل افت فروش دوره، موجودی مازاد باقی‌مانده وجود داشته باشد که امکان تصفیه و عودت آن وجود ندارد یا فروش واقعی برابر با فروش مورد انتظار باشد. با این وجود، اگر یک کسری موجودی وجود داشته باشد، نیاز به یک خرید مجدد است. مقدار موجودی مورد نیاز جدید φ_t است. طبق مفروضات اولیه، هر خرید به نحوی صورت می‌گیرد که کسری از آن باقی بماند (در غیر این صورت فرض اولیه که موجودی پایان دوره همواره یک کسر ثابت از خرید دوره است برقرار نخواهد بود). بر این اساس، مشابه رابطه ۳، خرید لازم $\frac{\varphi_t}{c}$ خواهد بود. در ادامه، با جایگزینی P_t^E از رابطه ۳ در رابطه ۶ و همچنین جایگزینی φ_t داریم:

$$INV_t = (1 - \pi) \left(\frac{1 - \lambda}{c} \right) E(S_t) + (1 - \pi) \left(\frac{\lambda - c}{c} \right) S_t - \frac{1 - c}{c} INV_{t-1} \quad \text{رابطه ۷}$$

در نتیجه، تغییر موجودی، ΔINV برابر است با:

$$\Delta INV_t = (1 - \pi) \left(\frac{1 - \lambda}{c} \right) [E(S_t) - E(S_{t-1})] + (1 - \pi) \left(\frac{\lambda - c}{c} \right) \Delta S_t - \frac{1 - c}{c} \Delta INV_{t-1} \quad \text{رابطه ۸}$$

با فرض این که فروش از گام تصادفی پیروی کند، یعنی $S_t = S_{t-1} + \varepsilon_t$ ، خواهیم داشت: $E(S_t) = S_{t-1}$ بر این اساس:

$$\Delta INV_t = \left(\frac{1 - \lambda}{c} \right) (1 - \pi) \Delta S_{t-1} + \left(\frac{\lambda - c}{c} \right) (1 - \pi) \Delta S_t - \frac{1 - c}{c} \Delta INV_{t-1} \quad \text{رابطه ۹}$$

با جایگزینی مکرر ΔINV_{t-i} در رابطه ۹، خواهیم داشت:

$$\Delta INV_t = \left(\frac{\lambda - c}{c} \right) (1 - \pi) \Delta S_t - (1 - \pi) \left(\frac{(\lambda - c)(1 - c) + c(\lambda - 1)}{c^2} \right) \Delta S_{t-1} + \dots \quad \text{رابطه ۱۰}$$

$$= \left(\frac{\lambda - c}{c} \right) (1 - \pi) \Delta S_t + (1 - \pi) \sum_{i=1}^{\infty} (-1)^i \left(\frac{1 - c}{c} \right)^{i-1} \left(\frac{(\lambda - c)(1 - c) + c(\lambda - 1)}{c^2} \right) \Delta S_{t-i} \quad \text{رابطه ۱۱}$$

در یک حالت خاص، یعنی اگر $\lambda = 1$ ، آنگاه رابطه به شکل زیر خواهد بود:

$$\Delta INV_t = \sum_{i=1}^{\infty} (-1)^{i+1} \left(\frac{1-c}{c}\right)^i (1-\pi) \Delta S_{t-i-1} \quad \text{رابطه ۱۲}$$

در رابطه جبری ۱۰ می‌توان جملات سوم به بعد را ناچیز و برابر صفر فرض کرد و مدل را به شکل رابطه ۱۳ خلاصه کرد. یک دلیل اقتصادی برای این فرض این است که ثابت c نمی‌تواند کوچک باشد، زیرا در صورتی که به صورت مستمر تنها بخش کوچکی از خریدها به فروش برسد شرکت احتمالاً نمی‌تواند به بقای خود ادامه دهد. در صورت کوچک نبودن c ، جمله‌های سوم به بعد در عبارت جبری فوق بسیار کوچک و نزدیک صفر خواهند بود. مضافاً، ارزش موجودی‌های فروش نرفته انباشته سال‌های دور، با فرض وجود، به دلیل نابایی و فساد احتمالاً ناچیز است. بر این اساس، رابطه ۱۰ به شکل زیر تعدیل می‌شود:

$$\Delta INV_t = \left(\frac{\lambda-c}{c}\right) (1-\pi) \Delta S_t - (1-\pi) \left(\frac{(\lambda-c)(1-c)+c(\lambda-1)}{c^2}\right) \Delta S_{t-1} \quad \text{رابطه ۱۳}$$

همچنین، اگر P خرید باشد، با جایگزینی ΔINV_t از رابطه ۱۳ در رابطه $P_t = CGS_t + \Delta INV_t$ خواهیم داشت:

$$\Delta P_t = \left(\frac{\lambda}{c}\right) (1-\pi) \Delta S_t - (1-\pi) \left(\frac{(\lambda-c)+c(\lambda-1)}{c^2}\right) \Delta S_{t-1} \quad \text{رابطه ۱۴}$$

به شکلی مشابه می‌توان تغییر حسابهای پرداختی، ΔAP ، را برآورد نمود. اگر P بدهی خرید و β ، کسری از بدهی خرید دوره باشد که تا پایان دوره پرداخت نمی‌شود، آنگاه:

$$AP_t = \beta \cdot P_t$$

بر این اساس:

$$\Delta AP_t = \beta \cdot \Delta P_t \quad \text{رابطه ۱۵}$$

و به همین ترتیب، با جایگزینی ΔP_t از رابطه ۱۴ در رابطه ۱۵ خواهیم داشت:

$$\Delta AP_t = \frac{\beta\lambda}{c} (1-\pi) \Delta S_t - \frac{\beta[(\lambda-c)+c(\lambda-1)]}{c^2} (1-\pi) \Delta S_{t-1} \quad \text{رابطه ۱۶}$$

رابطه بالا نشان می‌دهد که تغییر حسابهای پرداختی تابعی از نسبت خریدهای فروش رفته، c ، و نسبت بدهی پرداخت نشده دوره β است.

اقدام تعهدی سرمایه در گردش که برابر با تغییر سرمایه در گردش (به استثنای وجه نقد) است، $\Delta NCWC_t$ ، مساوی است با جمع تغییر حسابهای دریافتی و تغییر موجودی‌ها منهای تغییر حسابهای پرداختی. برای محاسبه تغییر سرمایه در گردش، اجزای آن بر اساس

رابطه ۱، ۱۳ و ۱۶ در رابطه زیر قرار می‌گیرند:

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

نتیجه نهایی رابطه زیر خواهد بود:

رابطه ۱۷

$$\Delta NCWC_t = \left[\alpha - \frac{c - \lambda(1 - \beta)}{c} (1 - \pi) \right] \cdot \Delta S_t + \left[\frac{(c - \lambda)(1 - \beta - c)}{c} (1 - \pi) \right] \cdot \Delta S_{t-1}$$

مطابق رابطه ۱۷، تغییر سرمایه در گردش تابعی از شوک‌های فروش در دوره جاری و دوره قبل و همچنین معین گرهای اقلام تعهدی است. به طور نظری انتظار می‌رود بین مقدار تجربی ضریب تغییر فروش در مدل تجربی جونز و ضریب نظری آن در رابطه ۱۷، رابطه زیر برقرار باشد:

$$\psi = \alpha - \frac{c - \lambda(1 - \beta)}{c} (1 - \pi) \quad \text{رابطه ۱۸}$$

رابطه فوق نشان می‌دهد که مطابق فرضیه اول، به طور نظری α ، π ، $\Phi = (1 - c)$ با مقدار تجربی ψ یک همبستگی مثبت دارند و β یک همبستگی منفی با ψ دارد.

با وارد کردن اقلام تعهدی منفی استهلاک به هر دو طرف رابطه نظری ۱۷، یک مدل نظری برای اقلام تعهدی کل خواهیم داشت. کل اقلام تعهدی، ACC_t ، برابر است با اقلام تعهدی سرمایه در گردش منهای استهلاک: $ACC_t = \Delta NCWC_t - DEP_t$. با فرض این که استهلاک کسر k از ناخالص املاک، ماشین آلات و تجهیزات است (مطابق جونز)، اقلام تعهدی برابر خواهد بود با:

رابطه ۱۹

$$ACC_t = \left[\alpha - \frac{c - \lambda(1 - \beta)}{c} (1 - \pi) \right] \cdot \Delta S_t + \left[\frac{(c - \lambda)(1 - \beta - c)}{c} (1 - \pi) \right] \cdot \Delta S_{t-1} - k \cdot PPE_t$$

مدل‌های تجربی برای برآورد و اندازه‌گیری معین گرهای اقلام تعهدی
در این تحقیق، به منظور برآورد معین گرهای مختص شرکت α ، λ و Φ از مدل‌های رگرسیونی زیر که به صورت سری زمانی برای هر شرکت برازش می‌شوند، استفاده می‌شود.

این مدل‌های رگرسیونی به ترتیب بر اساس روابط جبری ۱، ۱۳ و ۱۶ تعریف شده‌اند.

$$\Delta AR_t = \alpha(\Delta S_t) + e_t \quad \text{مدل ۱}$$

$$\Delta INV_t = \theta_1(\Delta S_t) + \theta_2(\Delta S_{t-1}) + e_t \quad \text{مدل ۲}$$

$$\Delta AP_t = \vartheta_1(\Delta S_t) + \vartheta_2(\Delta S_{t-1}) + e_t \quad \text{مدل ۳}$$

که در آن‌ها، تعریف متغیرها به شرح زیر است:

ΔAR : تغییر حسابهای دریافتی؛

ΔINV : تغییر موجودی‌ها؛

ΔAP : تغییر حسابهای پرداختی؛

ΔS : تغییر فروش؛ و

ε : جزء اخلاص (خطا) است.

پس از برآورد ضرایب مدل‌های رگرسیونی ۱ تا ۳، معین گره‌های اقلام تعهدی برای هر

شرکت به شرح زیر محاسبه می‌شوند:

$$\alpha = \hat{\alpha}, \quad c = \frac{1 - \pi - \hat{\theta}_1}{1 - \pi + \hat{\theta}_2}, \quad \lambda = \left(1 + \frac{\hat{\theta}_1}{1 - \pi}\right)c \quad \text{و} \quad \beta = \left(\frac{\hat{\theta}_1 \cdot c}{\lambda(1 - \pi)}\right)$$

مقدار ϕ به شرح زیر محاسبه می‌شود: $\phi = 1 - c$. مقدار π ، در روابط فوق، مقدار

متوسط آن برای هر شرکت است. برای هر شرکت سال به شرح زیر محاسبه می‌شود:

$$\pi_{i,t} = OI_{i,t} / S_{i,t}$$

در محاسبه π ، سود عملیاتی و S فروش است.

همچنین به منظور مقایسه بیشتر، و مطابق با رابطه ۱۷، یک مدل رگرسیونی سری زمانی به

شرح زیر برای پیش‌بینی اقلام تعهدی سرمایه در گردش مورد استفاده قرار می‌گیرد:

$$\Delta NCWC_t = \omega_1(\Delta S_t) + \omega_2(\Delta S_{t-1}) + e_t \quad \text{مدل ۴}$$

در مدل فوق، $\Delta NCWC$ اقلام تعهدی سرمایه در گردش است. در این تحقیق، اقلام

تعهدی سرمایه در گردش برابر است با مجموع تغییر حسابهای دریافتی و تغییر موجودی‌ها

منهای تغییر حسابهای پرداختی.

مدل آزمون فرضیه‌های اول و دوم

در این تحقیق به منظور آزمون فرضیه اول از مدل رگرسیونی زیر استفاده می‌شود:

$$\psi_j = v_1\pi_j + v_2\alpha_j + v_3\phi_j + v_4\beta_j + \varepsilon_j \quad \text{مدل ۵}$$

که در آن، تعریف متغیرها به شرح زیر است:

۷: ضریب تغییر فروش در نسخه پانلی مدل جونز است که برای هر صنعت برآورد می‌شود.

α, π, ϕ و β : میانگین معین گره‌های اقلام تعهدی مختص به شرکت در هر صنعت است، که با استفاده از مدل‌های رگرسیونی ۱ تا ۳ برآورد می‌شوند. متغیرهای معین گر α, π, ϕ و β به ترتیب عبارت هستند از نسبت سود به فروش، نسبت مطالبات وصول نشده به فروش، نسبت خریدهای فروش نرفته، و نسبت بدهی خرید پرداخت نشده. ε : جزء اخلاص (خطا) است.

همچنین به منظور آزمون فرضیه دوم تحقیق، از مدل رگرسیونی زیر استفاده می‌شود:

$$ABS_U_j = v_1(STD_pi_j) + v_2(STD_alpha_j) + v_3(STD_phi_j) + v_4(STD_beta_j) + \varepsilon_j \quad \text{مدل ۶}$$

که در آن، تعریف متغیرها به شرح زیر است:

ABS_U: قدر مطلق باقی مانده‌های مدل جونز است که به صورت پانلی در سطح صنعت برازش می‌شود.

$STD_pi, STD_alpha, STD_phi$ و STD_beta : انحراف معین گره‌های اقلام تعهدی مختص به شرکت در هر صنعت است.

ε : جزء اخلاص (خطا) است.

مدل تعهدی جونز و مدل تجربی تحقیق

در این تحقیق، مدل جونز به شرح زیر تعریف و برازش می‌شود:

$$ACC_{i,t} = \psi_0 + \psi_1(1/A_{i,t}) + \psi_2(\Delta S_{i,t}) + \psi_3(PPE_{i,t}) + e_{i,t} \quad \text{مدل ۷}$$

همچنین، مطابق رابطه ۱۹، مدل رگرسیونی پانلی زیر، برای برآورد اقلام تعهدی عادی

تعریف می‌شود:

$$ACC_{i,t} = \mu_0 + \mu_1(1/A_{i,t}) + \mu_2(\Delta S_{i,t}) + \mu_3(\Delta S_{i,t-1}) + \mu_4(PPE_{i,t}) + e_{i,t} \quad \text{مدل ۸}$$

در هر دو مدل، تعریف متغیرها به شرح زیر است:

ACC: سنجه اقلام تعهدی است. در این مطالعه، به جای متغیر وابسته ACC

دو سنجه اقلام تعهدی جایگزین می‌شود: اقلام تعهدی عملیاتی (OAC) و کل

اقلام تعهدی (TAC). اقلام تعهدی عملیاتی برابر است با سود عملیاتی (OI) منهای جریان‌های نقد عملیاتی. اقلام تعهدی کل برابر است با سود خالص پس از کسر مالیات منهای جریان نقد عملیاتی تعدیل شده (CFO). جریان نقد عملیاتی برابر است با جریان نقد عملیاتی مطابق استاندارد ایران بعلاوه جریان‌های نقد ناشی از مالیات بر درآمد و جریان‌های نقد ناشی از بازده سرمایه‌گذاری و سود پرداختی بابت تامین مالی؛

1/A: برابر است با یک تقسیم بر میانگین دارایی‌ها. این متغیر به منظور کنترل تقسیم متغیرهای دو طرف رگرسیون بر میانگین دارایی‌ها به مدل اضافه شده است.

ΔS : تغییر فروش؛

PPE: ناخالص املاک، ماشین آلات و تجهیزات؛ و

e: جزء اخلال یا خطا است.

به دلیل اقتضای مدل‌های پانلی و همچنین به منظور کنترل سایر متغیرهایی که ممکن است بر متغیرهای وابسته تاثیر داشته باشند (مطابق کوتاری و همکاران، ۲۰۰۵)، عرض از مبدا به هر دو مدل اضافه شده است.

به منظور مقایسه مدل تعهدی تحقیق (مدل رگرسیونی ۸) با مدل جونز، هر دو مدل مزبور هم در سطح صنعت (با استفاده از داده‌های پانلی) و هم در سطح شرکت (با استفاده از داده‌های سری زمانی) برآزش می‌شوند. از آنجا که برآزش مدل‌ها در سطح صنعت به صورت مقطعی عرضی نیازمند وجود حداقل ۱۵ شرکت در هر سال است، و این شرط باعث تقلیل شدید نمونه تحقیق می‌شود، از برآورد مدل‌ها به صورت مقطعی عرضی صرف نظر کردیم. برای مقایسه مدل‌ها، ضرایب تعیین تعدیل شده آنها مورد مقایسه قرار خواهند گرفت. از آنجا که دو مدل، فقط در یک متغیر (یعنی $\Delta S_{i,t-1}$) با یکدیگر متفاوت هستند، تفاوت ضرایب تعیین تعدیل شده دو مدل آشنایی در صورتی معنی‌دار خواهد بود که ضریب $\Delta S_{i,t-1}$ در مدل رگرسیونی ۸، غیرصفر و معنی‌دار باشد.

در مدل رگرسیونی ۸، انتظار می‌رود ضریب متغیر $1/A_{i,t}$ مثبت باشد چون این متغیر اثر تقسیم متغیرهای وابسته و مستقل بر میانگین دارایی‌ها را کنترل می‌کند. از آنجا که μ_4 مربوط به اقلام تعهدی عادی منفی استهلاک است، انتظار می‌رود $\mu_4 < 0$. ضریب $\Delta S_{i,t}$

بستگی به سیاست فروش اعتباری واحد تجاری و عرضه کنندگان مواد اولیه آن دارد. با فرض این که در اکثر صنایع سیاست فروش‌های اعتباری واحد تجاری و عرضه کنندگان مواد اولیه آن یکسان است، از آنجا که در شرکت‌های سودآور رشد اقلام تعهدی درآمد بیشتر از رشد اقلام تعهدی هزینه است (رونن و یاری، ۲۰۰۸)، انتظار داریم تا رابطه مثبت بین تغییر فروش و اقلام تعهدی مشاهده شود. در نتیجه انتظار می‌رود $\beta_2 > 0$.

یافته‌ها

آمار توصیفی

در جدول ۱، آمار توصیفی برای متغیرهای تحقیق در کل نمونه ارائه شده است. چولگی اکثر متغیرهای تحقیق، به ویژه متغیرهایی که به عنوان متغیر وابسته مورد استفاده قرار می‌گیرند، از ۰/۵ کوچکتر است. به استثنای تغییر حسابهای پرداختنی، کشیدگی متغیرها کمتر از ۳ است. بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که متغیرهای یادشده دارای توزیع تقریباً نرمال هستند. جدا از این، از آنجا که مدل‌های تحقیق در سطح صنعت برآزش می‌شوند، به دلیل همگونی بالاتر در میان مشاهدات یک صنعت، احتمالاً توزیع متغیرهای وابسته تحقیق تا حد قابل قبولی از یک توزیع نرمال پیروی می‌کند.

مطابق جدول ۱، مشاهدات رشد فروش حدود ۷۵ درصد کل مشاهدات تغییر فروش را تشکیل می‌دهد. به همین ترتیب، میانگین و میانه تغییر فروش (ΔS)، غیرصفر، مثبت و به ترتیب ۰/۱۲۰ و ۰/۰۹۸ است. مثبت بودن میانگین اقلام تعهدی سرمایه در گردش و اجزای عمده آن، در کنار مثبت بودن میانگین تغییر فروش، نشان می‌دهد که در اکثر مشاهدات، خطی‌مشی‌های اعتباری شرکت‌ها و عرضه کنندگان مواد اولیه یکسان است و لذا، یک همبستگی مثبت بین اقلام تعهدی سرمایه در گردش و شوک‌های فروش هم‌دوره وجود دارد. میانگین اقلام تعهدی عملیاتی (OAC)، مطابق انتظار و به دلیل کسر اقلام تعهدی استهلاک، کوچکتر از میانگین اقلام تعهدی سرمایه در گردش و برابر ۰/۰۲۴ است. میانگین کل اقلام تعهدی (TAC) برابر با ۰/۱۱۰ است که به میزان ۰/۰۸۶ میانگین دارایی‌ها بزرگتر از اقلام تعهدی عملیاتی است. این یافته نشان می‌دهد که بخشی از کل اقلام تعهدی مشاهده‌شده مربوط به مالیات، بازده سرمایه‌گذاری و سود تامین مالی است، و این جز، احتمالاً همبستگی کمتری با تغییر فروش خواهد داشت. به همین ترتیب، و طبق

نتایج گزارش نشده، ضریب همبستگی پیرسون TAC و ΔS برابر با ۰/۲۱ است که از ضریب همبستگی پیرسون OAC و ΔS ، که برابر با ۰/۲۶ است، کوچکتر است. یکی دیگر از پیامدهای این مسئله، آن خواهد بود که عرض از مبدا در مدل جونز با متغیر وابسته TAC احتمالاً بزرگتر از عرض از مبدا در مدل جونز با متغیر وابسته OAC خواهد بود. شواهد تحقیق، این پیش‌بینی را تایید می‌کند.

جدول ۱: آمار توصیفی متغیرها

کشدگی	چولگی	بیشترین	کمترین	میانه	میانگین	
۲/۱۴	۰/۷۰	۱/۰۲۶	-۰/۵۵۸	۰/۰۹۸	۰/۱۲۰	ΔS_t
۳/۴۵	۰/۷۹	۰/۳۳۸	-۰/۲۳۹	۰/۰۰۶	۰/۰۱۹	ΔAP_t
۲/۲۶	۰/۵۰	۰/۳۶۴	-۰/۲۴۵	۰/۰۲۴	۰/۰۳۲	ΔINV_t
۱/۳۶	۰/۳۸	۰/۳۴۶	-۰/۲۴۷	۰/۰۲۴	۰/۰۳۵	ΔAR_t
۱/۴۱	۰/۰۴	۰/۵۰۱	-۰/۳۹۷	۰/۰۴۴	۰/۰۴۹	$\Delta NCWC_t$
۱/۲۰	۰/۴۰	۰/۴۶۷	-۰/۳۲۸	۰/۰۱۶	۰/۰۲۴	OAC_t
۰/۸۳	۰/۴۷	۰/۶۶۷	-۰/۳۲۳	۰/۰۹۲	۰/۱۱۰	TAC_t
۰/۹۸	۰/۴۵	۰/۵۷۲	-۰/۲۷۸	۰/۱۰۸	۰/۱۲۲	OCF_t
۱/۴۴	-۰/۱۵	۰/۳۷۹	-۰/۳۷۶	۰/۰۲۴	۰/۰۲۳	CFO_t
۰/۹۶	۰/۷۳	۰/۵۹۱	-۰/۱۸۵	۰/۱۲۳	۰/۱۴۶	OI_t
۰/۹۹	۰/۶۳	۰/۶۳۵	-۰/۲۶۲	۰/۱۰۸	۰/۱۲۲	EBT_t
۰/۵۹	۱/۰۰	۰/۸۸۸	۰/۰۰۵	۰/۲۲۹	۰/۲۷۶	PPE_t
تعداد مشاهدات						۲۶۴۲ مشاهده، شامل ۷۲۵ مشاهده کاهش فروش، و ۱۹۱۷ مشاهده رشد فروش
به منظور کاهش ناهمسانی واریانس کلیه متغیرها بر میانگین دارایی ابتدای دوره تقسیم شده‌اند. کلیه متغیرها در سطح صدک اول و صدک نود و نهم توزیع خود وینسوره شده‌اند. کل نمونه شامل ۲۶۴۲ مشاهده از شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران برای دوره ۱۴ ساله از ۱۳۸۱ لغایت ۱۳۹۴ است.						

شواهد تجربی مربوط به مفروضات مدل‌های جبری فرض روند گام تصادفی فروش

طبق یکی از مفروضات معادلات جبری تحقیق، فروش از یک روند گام تصادفی پیروی می‌کند. مطابق این فرض داریم:

$$S_t = S_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}) = 0 \text{ و } E(\Delta S_t = \varepsilon_t) = 0 \Delta S_t = \varepsilon_t \text{ انتظار داریم}$$

در این تحقیق برای آزمون این فرض از یک مدل اتورگرسیو به شرح زیر استفاده می‌شود:

$$\Delta S_t = \eta_0 + \eta_1 \Delta S_{t-1} + \varepsilon_t$$

چرایی استفاده از یک مدل اتورگرسیو با رانش در ادامه توضیح داده خواهد شد. همچنان که در آمار توصیفی ارائه شده در جدول ۱ مشاهده می‌شود میانگین و میانه ΔS_t به ترتیب ۰/۱۲۰ و ۰/۰۹۸ است. از منظر اقتصادسنجی، غیرصفر بودن میانگین مشاهده شده ΔS_t نشان می‌دهد که فروش از یک مدل گام تصادفی با رانش پیروی می‌کند:

$$S_t = \mu + S_{t-1} + \varepsilon_t$$

مطابق تی‌سی (۲۰۱۰: ۷۳)، عرض از مبدا μ نشان دهنده شیب زمان در سری است. بر این اساس، در مدل رگرسیونی اتورگرسیو یک عرض از مبدا η_0 اضافه شده است. این عرض از مبدا اثر زمان را در مدل کنترل می‌کند. در صورتی که $\hat{\eta}_1 = 0$ می‌توان نتیجه گرفت که فروش دارای روند گام تصادفی است، یعنی فرض $cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}) = 0$ برقرار است.

جدول ۲: نتایج برازش مدل آزمون گام تصادفی فروش با استفاده از داده‌های سری زمانی

متغیر وابسته: ΔS_t						
چولگی	انحراف معیار	Q3	Q1	میانه	میانگین	
۰/۹۶	۰/۰۹	۰/۱۵۸ (۱/۳۴۵)	۰/۰۳۷ (۱/۱۵۲)	۰/۰۸۶ (۳/۵۷۴)	۰/۱۰۳ (۱۵/۶۱۳)	Intercept
-۰/۲۴	۰/۲۹	۰/۱۹۹ (۱/۳۰۵)	-۰/۱۴۹ (-۰/۴۳۲)	۰/۰۲۶ (۰/۱۲۲)	۰/۰۱۲ (۰/۵۸۶)	ΔS_{t-1}
۱/۶۲	۰/۰۹	۰/۱۲	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۷	ضریب تعیین
۱/۵۳	۰/۱۰	۰/۰۴	-۰/۰۹	-۰/۰۶	-۰/۰۲	ضریب تعیین تعدیل شده
		۱۴	۱۱	۱۴	۲۰۰	تعداد مشاهدات

جدول فوق نتایج برازش ۲۰۰ مدل سری زمانی اتورگرسیو را نشان می‌دهد. به منظور تصحیح ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی، مقدار آماره t ضرایب بر اساس الگوی Newey-West با ۲ مرتبه تاخیر برآورد شده است. آماره‌های نمایش داده شده شامل میانگین ضرایب رگرسیون‌های سری زمانی به دست آمده و آماره t است که بر اساس انحراف معیار توزیع آماری ضرایب محاسبه شده است. آماره t در پراتر ارائه شده است. قدر مطلق مقدار بحرانی آماره t در سطح ۵ درصد دو دامنه با درجه آزادی ۹ (برای کوچکترین سری زمانی) و ۱۹۹ به ترتیب برابر با ۲/۲۶ و ۱/۹۷ است. آمار توصیفی مربوط به ضرایب شامل میانه، چارک اول Q1، چارک سوم Q3 ضرایب و آماره t متناظر آنها در ادامه نمایش داده شده است. مشاهدات متغیرها مربوط به دوره ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۴ است.

نتایج برازش مدل اتورگرسیو تغییر فروش در جدول ۲ ارائه شده است. مدل نامبرده برای ۲۰۰ شرکت به صورت سری زمانی برازش شده است. به منظور تصحیح ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی، مقدار آماره t ضرایب بر اساس الگوی Newey-West با ۳ مرتبه تاخیر برآورد شده است. همچنان که مشاهده می‌شود، میانگین و میانه η_0 مثبت،

غیرصفر و معنی‌دار است (به ترتیب با بزرگی $0/103$ و $0/086$ و مقدار آماره t به ترتیب $15/61$ و $3/57$). همچنین میانگین، میانه، چارک اول و چارک سوم $\hat{\mu}_1$ ، صفر و غیرمعنی‌دار است، به ترتیب با بزرگی $0/012$ ($t=0/59$)، $0/026$ ($t=0/12$)، $0/149$ ($t=-0/43$)، و $0/199$ ($t=1/30$). مطابق این یافته تجربی می‌توان نتیجه گرفت که با اطمینان ۹۵ درصد، فروش سالانه شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران از یک روند خالص گام تصادفی پیروی می‌کند. بر این اساس، یکی از مفروضات اولیه پشتوانه معادلات جبری تحقیق به طور تجربی برقرار است و نقض نمی‌شود.

به نظر نویسندگان مقاله، روند گام تصادفی فروش سالانه علاوه بر آنکه ممکن است از یک تقاضای تصادفی غیر مانا ناشی شود، همچنین می‌تواند به دلیل تاثیر خنثی‌کننده دو عامل رقابت در بازار محصولات و تورم در اقتصاد ایجاد شود. به دلیل رقابت در بازار محصولات، احتمال تداوم و پایداری یک نرخ رشد فروش بالا برای یک دوره زمانی طولانی اندک است. فرسایش شوک‌های فروش به معنای تبعیت فروش سالانه از یک روند بازگشت به میانگین است. در مقابل، به دلیل تورم فزاینده در اقتصاد ایران، احتمالاً بین فروش سالانه دوره جاری و دوره قبل یک شتاب و همبستگی مثبت ایجاد می‌شود. خنثی شدن همبستگی سریالی مثبت ناشی از شتاب فروش (به دلیل تورم) با همبستگی سریالی منفی ناشی از روند بازگشت به میانگین فروش (به دلیل رقابت) می‌تواند باعث ایجاد یک روند گام تصادفی در سری زمانی آن شود.

فرض تقدم زمانی تصمیمات خرید

به منظور برآورد معین گره‌های ارقام تعهدی، مدل‌های رگرسیونی سری زمانی (۱) تا (۳) در سطح شرکت برآزش شدند. نتایج برآزش این مدل‌ها (بعلاوه نتایج مدل رگرسیونی (۴) در جدول ۳ ارائه شده است. هر ضریب نمایش داده شده در این جدول، میانگین ضرایب بدست آمده در برآزش مدل آن در ۲۰۰ سری زمانی 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 آن ضریب محاسبه شده است.

جدول ۳: نتایج برازش مدل‌های رگرسیونی ۱ تا ۴ به صورت سری زمانی و تلفیقی

ΔAP_t		ΔINV_t		ΔAR_t		$\Delta NCWC_t$		متغیرها
پانلی	سری زمانی	پانلی	سری زمانی	پانلی	سری زمانی	پانلی	سری زمانی	
۰/۰۴ (۲/۸۸۷)	۰/۰۳۰ (۲/۷۵۷)	۰/۰۹۸ (۶/۵۴۶)	۰/۰۹۹ (۱۰/۴۵)	۰/۱۳۹ (۵/۰۶۳)	۰/۱۴۸ (۱۱/۳۶)	۰/۱۸۱ (۶/۰۲۲)	۰/۲۱۰ (۱۱/۵۹۰)	ΔS_t
۰/۰۴۴ (۳/۹۶۵)	۰/۰۵۶ (۶/۳۱۴)	۰/۱۰۳ (۵/۴۹۴)	۰/۱۰۶ (۱۰/۵۴)			۰/۱۱۴ (۵/۰۳۷)	۰/۱۲۱ (۸/۰۸۶)	ΔS_{t-1}
۰/۰۸	۰/۲۳	۰/۲۳	۰/۳۴	۰/۱۲	۰/۱۸	۰/۱۹	۰/۳۴	ضریب تعیین
۰/۰۰	۰/۱۵	۰/۰۹	۰/۲۸	۰/۰۱	۰/۱۸	۰/۰۸	۰/۲۸	ضریب تعیین تعدیل شده
۱۷	۲۰۰	۱۷	۲۰۰	۱۷	۲۰۰	۱۷	۲۰۰	تعداد مشاهدات

جدول فوق، خلاصه نتایج برازش مدل‌های رگرسیونی را به صورت سری زمانی و تلفیقی نشان می‌دهد. آماره‌های نمایش داده شده شامل میانگین ضرایب رگرسیونی به دست آمده از هر مدل 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 مقدار بحرانی آماره t در سطح ۵ درصد دو دامنه با درجه آزادی ۱۹۹ و ۱۶ به ترتیب ۱/۸۷ و ۲/۱۲ است. ضرایب تعیین، میانگین ضرایب تعیین هستند.

جدول ۴: آمار توصیفی برای میانگین معین گره‌های اقلام تعهدی مختص به شرکت در هر صنعت

\bar{R}^2	ψ	β	λ	c	α	π		
۰/۱۹	۰/۲۷	۱/۰۰	۰/۴۱	۰/۳۸	۰/۲۵	۰/۴۵	انبوه سازی	۱
۰/۰۷	۰/۰۸	۰/۰۶	۰/۷۴	۰/۸۱	۰/۰۹	۰/۱۱	خودرو و قطعات	۲
۰/۰۳	۰/۰۹	۰/۰۷	۰/۵۰	۰/۶۴	۰/۲۰	۰/۱۸	دستگاه‌های برقی	۳
۰/۲۰	۰/۲۲	۰/۰۰	۱/۰۰	۰/۹۸	۰/۰۰	۰/۳۹	سیمان آهک گچ	۴
۰/۰۴	۰/۱۲	۰/۰۹	۰/۷۰	۰/۷۸	۰/۱۰	۰/۱۸	شیمیایی	۵
۰/۱۴	۰/۲۱	۰/۱۱	۰/۵۷	۰/۷۰	۰/۱۸	۰/۱۱	غذایی بجز قند و شکر	۶
۰/۰۳	۰/۱۰	۰/۰۶	۰/۶۸	۰/۷۹	۰/۱۲	۰/۱۷	فلزات اساسی	۷
۰/۰۱	۰/۰۴	۰/۰۱	۰/۹۳	۰/۹۸	۰/۰۶	۰/۱۳	قند و شکر	۸
۰/۰۹	۰/۱۰	۰/۰۱	۰/۶۹	۰/۸۰	۰/۱۸	۰/۲۱	کاشی و سرامیک	۹
۰/۳۰	۰/۱۷	۰/۰۰	۰/۵۴	۰/۶۸	۰/۱۵	۰/۳۵	کانی‌های فلزی	۱۰
۰/۰۵	۰/۱۵	۰/۰۴	۰/۶۴	۰/۷۴	۰/۱۵	۰/۱۷	کانی غیر فلزی	۱۱
۰/۱۰	۰/۱۲	۰/۰۰	۰/۶۴	۰/۷۳	۰/۱۳	۰/۱۰	لاستیک و پلاستیک	۱۲
۰/۰۸	۰/۱۷	۰/۰۴	۰/۷۵	۰/۸۶	۰/۱۵	۰/۱۱	ماشین‌آلات و تجهیزات	۱۳
۰/۱۶	۰/۲۶	۰/۲۴	۰/۴۱	۰/۵۷	۰/۳۱	۰/۱۰	محصولات فلزی	۱۴
۰/۱۱	۰/۲۴	۰/۰۰	۰/۶۹	۰/۷۸	۰/۱۰	۰/۱۴	محصولات کاغذی	۱۵
۰/۱۴	۰/۳۰	۰/۰۷	۰/۴۲	۰/۶۲	۰/۳۳	۰/۱۱	منسوجات	۱۶
۰/۱۳	۰/۳۱	۱/۰۰	۰/۱۵	۰/۳۰	۰/۴۵	۰/۲۸	مواد دارویی	۱۷

۰/۱۱	۰/۱۷	۰/۱۴	۰/۶۲	۰/۷۱	۰/۱۷	۰/۱۹	میانگین
۰/۱۰	۰/۱۷	۰/۰۶	۰/۶۴	۰/۷۴	۰/۱۵	۰/۱۷	میانه
۰/۰۷	۰/۰۸	۰/۳۴	۰/۲۲	۰/۱۷	۰/۱۱	۰/۱۱	انحراف معیار
۰/۹۶	۰/۲۰	۲/۱۶	۰/۲۲	-۰/۸۶	۰/۷۲	۱/۳۴	چولگی
۱/۲۲	-۱/۱۹	۴/۱۵	۱/۴۴	۱/۰۸	۱/۴۹	۰/۷۳	کشدگی

جدول فوق، آمار توصیفی برای میانگین معین‌گرهای مختص به شرکت اقلام تعهدی (که با استفاده از مدل‌های سری زمانی ۱ تا ۳ برآورد شده‌اند) در هر صنعت، شیب تغییر فروش و ضریب تعیین تعدیل شده مدل جونز که در سطح صنعت برازش شده است را نشان می‌دهد.

این آماره دارای درجه آزادی $n-1$ است. بر این اساس، برای ۲۰۰ شرکت، درجه آزادی آماره t برابر با ۱۹۹ است. به منظور انجام مقایسه، نتایج برازش مدل‌ها به صورت تلفیقی نیز در جدول ۳ ارائه شده است. درجه آزادی برای آماره t در مدل‌های تلفیقی به دلیل این که ۱۷ مشاهده صنعت وجود دارد برابر با ۱۶ است. همچنان که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، ضریب متغیر فروش و تاخیر مرتبه اول آن در همه مدل‌ها مثبت است. همچنین، ضرایب تعیین مدل‌های سری زمانی به مراتب بزرگتر از مدل‌های تلفیقی است. جدول ۴، آمار توصیفی مربوط به میانگین معین‌گرهای مختص به شرکت اقلام تعهدی را در هر صنعت نشان می‌دهد. بیشترین و کمترین مقدار نسبت سود به فروش به ترتیب متعلق به صنعت انبوه‌سازی ($\pi=0/45$) و محصولات فلزی و لاستیک و پلاستیک ($\pi=0/10$) است. میانگین و میانه C به ترتیب $0/71$ و $0/74$ است. این یافته، فرض نظری تحقیق که C نمی‌تواند کوچک باشد را تایید می‌کند. این فرض به منظور تقلیل جملات رابطه ۹ به کار گرفته شده است. میانگین و میانه λ به ترتیب $0/62$ و $0/64$ است. از آنجا که تعدیل موجودی‌ها، متعاقب خطا در پیش‌بینی فروش مورد انتظار دوره رخ می‌دهد، هر چه λ بزرگتر و متمایل به یک باشد نشان‌دهنده خطای بیشتر است. میانگین غیر صفر و متمایل به یک λ می‌تواند این فرض اولیه تحقیق را تایید کند که احتمالاً به دلیل این که در اکثر صنایع تصمیمات خرید متقدم بر نتایج فروش است، میزان خطا در پیش‌بینی تقاضای دوره و تعدیل موجودی پایان دوره بالا است.

نتایج آزمون فرضیه‌های اول و دوم

در جدول ۵، ضرایب همبستگی اسپیرمن و کندال تائو برای هر جفت از متوسط معین‌گرهای اقلام تعهدی در صنایع ارائه شده است. همچنان که در این جدول مشاهده می‌شود، همبستگی π با α ، C ، λ و β در سطح ۵ درصد معنی‌دار نیست. ضریب همبستگی اسپیرمن و کندال تائو α و β به ترتیب $0/63$ و $0/46$ است که در سطح یک درصد معنی‌دار

است. این همبستگی مثبت نشان می‌دهد که سیاست اعتباری واحد تجاری و عرضه‌کنندگان مواد اولیه آن در یک صنعت تا حد بالایی یکسان است.

جدول ۵: ضرایب همبستگی بین متوسط معین گره‌های مختص به شرکت ارقام تعهدی در صنایع

β	λ	c	α	π	
-۰/۰۸	-۰/۰۱	-۰/۰۱	-۰/۰۴		π
۰/۴۶**	-۰/۷۶**	-۰/۷۱**		۰/۰۳	α
-۰/۴۶**	۰/۹۴**		-۰/۸۷**	-۰/۰۶	c
-۰/۴۶**		۰/۹۸**	-۰/۸۹**	-۰/۰۴	λ
	-۰/۵۸**	-۰/۵۹**	۰/۶۳**	-۰/۰۹	β

در جدول فوق، ضرایب همبستگی اسپیرمن (مثلث پایین) و ضرایب همبستگی کندال تاو (مثلث بالا) برای هر جفت از معین‌گره‌های ارقام تعهدی سرمایه در گردش نمایش داده شده است. معین‌گره‌ها، میانگین معین‌گره‌های مختص به شرکت در هر صنعت هستند. تعداد مشاهدات صنعت ۱۷ است. مقادیر علامت دار شده با یک ستاره و دو ستاره به ترتیب در سطح ۵ درصد و ۱ درصد معنی‌دار هستند.

در جدول ۶، تابلوی اول، ضرایب همبستگی اسپیرمن معین‌گره‌های مختص به شرکت π با α ، Φ و β با شیب تغییر فروش ψ در نسخه پانلی مدل جونز که در سطح صنعت برآزش می‌شود، ارائه شده است. همچنانکه مشاهده می‌شود همبستگی معنی‌داری در سطح ۵ درصد، و با علامت مورد انتظار طبق فرضیه اول، بین α ، Φ با ψ وجود دارد. ضریب همبستگی π با ψ مثبت و مطابق پیش‌بینی است، اما مقدار آن در سطح ۵ درصد معنی‌دار نیست. همچنین ضریب همبستگی β با ψ ، اگرچه معنی‌دار نیست، اما علامت آن مطابق فرضیه اول تحقیق نیست.

در تابلوی دوم جدول ۶، ضرایب همبستگی اسپیرمن انحراف معیار نسبی معین‌گره‌های مختص به شرکت π با α ، Φ و β در سطح صنعت با ضریب تعیین تعدیل شده مدل جونز که به صورت تلفیقی در سطح صنعت برآزش شده است، ارائه شده است. ضرایب همبستگی اکثریت متغیرها معنی‌دار و مطابق فرضیه دوم تحقیق مثبت است. این یافته نشان می‌دهد که هر چه پراکندگی معین‌گره‌ها نسبت به میانگین‌شان در یک صنعت بزرگتر باشد توان توضیح‌دهندگی مدل تعهدی جونز کاهش می‌یابد.

جدول ۶: ضرایب همبستگی معین گر‌ها با شیب تغییر فروش و انحراف معیار نسبی ضریب تعیین تعدیل شده مدل جونز

تابلوی اول: ضرایب همبستگی اسپیرمن معین گر‌های مختص شرکت با ضریب تغییر فروش در مدل جونز				
β	ϕ	α	π	
-	+	+	+	علامت مورد انتظار طبق فرضیه اول
۰/۳۷	۰/۶۲**	۰/۵۵**	۰/۱۲	ψ
تابلوی دوم: ضرایب همبستگی اسپیرمن انحراف معیار نسبی معین گر‌های مختص به شرکت با ضریب تغییر فروش و ضریب تعیین تعدیل شده مدل جونز				
$\sigma(\beta)$	$\sigma(\phi)$	$\sigma(\alpha)$	$\sigma(\pi)$	
-	-	-	-	علامت مورد انتظار طبق فرضیه دوم
-۰/۶۲**	-۰/۴۲*	-۰/۴۶*	-۰/۳۵	\bar{R}^2
معین گر‌های مختص به شرکت با استفاده از مدل‌های سری زمانی (۱) تا (۳) محاسبه شده اند. انحراف معیار نسبی برابر است با انحراف معیار تقسیم بر میانگین. انحراف معیار نسبی، پراکندگی معین گر‌های اقلام تعهدی را هم می‌سازد. ψ شیب متغیر تغییر فروش در مدل جونز است که به صورت تلفیقی در سطح صنعت برازش شده است. همچنین \bar{R}^2 ضریب تعیین تعدیل شده مدل مزبور است. مقادیر علامت دار شده با یک ستاره و دو ستاره به ترتیب در سطح ۱۰ درصد و ۵ درصد معنی دار هستند.				

در تابلوی اول جدول ۷، نتایج برازش مدل رگرسیونی ۵ مشاهده می‌شود. از اضافه کردن عرض از مبدا به این مدل صرف نظر کردیم، زیرا باعث کاهش شدید در ضریب تعیین مدل شد. همچنین به دلیل همخطی شدید با $VIF > 10$ ، متغیر ϕ از مدل کنار گذاشته شد. این متغیر به تنهایی یک همبستگی مثبت، معنی دار و مطابق فرضیه اول با شیب تغییر فروش در مدل جونز دارد. دو سنجه برای شیب تغییر فروش مورد استفاده قرار گرفت: شیب تغییر فروش در نسخه تقلیل یافته مدل جونز با متغیر وابسته اقلام تعهدی سرمایه در گردش (ψ_j^{ANCWC}) و شیب تغییر فروش در مدل شناخته شده جونز با متغیر وابسته کل اقلام تعهدی (ψ_j^{TAC}). همچنان که مشاهده می‌شود، مطابق فرضیه اول، معین گر‌های α و π همبستگی مثبت و معنی داری با ψ_j^{ANCWC} و ψ_j^{TAC} دارند. β همبستگی منفی و مطابق انتظار در سطح معنی داری ۱۰ درصد با ψ_j^{ANCWC} دارد.

در جدول ۷، تابلوی دوم، نتایج برازش تجربی یک مدل رگرسیونی ۶، که در آن قدر مطلق باقی مانده‌های مدل جونز در صنعت ز، یعنی (ABS_U)، با انحراف معیار معین گر‌های اقلام تعهدی در هر صنعت برازش داده شده است، مشاهده می‌شود. در این مدل نیز از اضافه کردن عرض از مبدا به این مدل صرف نظر کردیم، زیرا باعث کاهش شدید در ضریب تعیین مدل شد. همچنین به دلیل همخطی نسبتاً مسئله ساز، متغیر STD_phi که انحراف معیار معین گر ϕ

است، از مدل کنار گذاشته شد. این متغیر به تنهایی همبستگی مثبت، معنی دار و مطابق فرضیه دوم با ABS_U دارد. دو سنجه برای ABS_U مورد استفاده قرار گرفت: میانگین قدر مطلق باقی مانده‌ها در نسخه تقلیل یافته مدل جونز با متغیر وابسته اقلام تعهدی سرمایه در گردش ($ABS_U_j^{\Delta NCWC}$) و میانگین قدر مطلق باقی مانده‌ها در مدل شناخته شده جونز با متغیر وابسته کل اقلام تعهدی ($ABS_U_j^{TAC}$). مطابق انتظار، انحراف معیار معین گر π ، یعنی STD_pi_j و انحراف معیار α ، یعنی STD_alpha_j ، یک همبستگی مثبت با قدر مطلق باقی مانده‌های مدل معمول و تقلیل یافته جونز دارند. یافته‌های تحقیق

جدول ۷: نتایج آزمون فرضیه‌های اول و دوم

تابلوی اول: نتایج برازش مدل رگرسیونی ۵:			
$\psi_j = v_1\pi_j + v_2\alpha_j + v_3\phi_j + v_4\beta_j + \varepsilon_j$			
ψ_j^{TAC}	$\psi_j^{\Delta NCWC}$	P	
۰/۳۸۷ (۳/۲۱۱)	۰/۴۷۲ (۱۰/۲۷)	+	π_j
۰/۵۹۸ (۴/۷۴۷)	۰/۷۱۶ (۶/۴۸۹)	+	α_j
-۰/۰۵۲ (-۱/۳۱۶)	-۰/۰۷۵ (-۱/۹۶۸)	-	β_j
۰/۸۹	۰/۹۳	ضریب تعیین تعدیل شده	
۱۷	۱۷	تعداد مشاهدات	
تابلوی دوم: نتایج برازش مدل رگرسیونی ۶:			
$ABS_U_j = v_1(STD_pi_j) + v_2(STD_alpha_j) + v_3(STD_phi_j) + v_4(STD_beta_j) + \varepsilon_j$			
$ABS_U_j^{TAC}$	$ABS_U_j^{\Delta NCWC}$	P	
۰/۵۲۴ (۳/۷۶۱)	۰/۴۶۱ (۲/۲۳۷)	+	STD_pi_j
۰/۳۵۹ (۳/۳۲۹)	۰/۳۳۸ (۳/۲۲۱)	+	STD_alpha_j
-۰/۰۲۷ (-۱/۳۷۸)	-۰/۰۰۶ (-۰/۴۴۰)	+	STD_beta_j
۰/۸۶	۰/۸۴	ضریب تعیین تعدیل شده	
۱۷	۱۷	تعداد مشاهدات	
در هر دو تابلوی فوق، متغیر دارای همخطی شدید از مدل‌ها حذف شده است. آماره t در پرانتز ارائه شده است. قدر مطلق مقدار بحرانی آماره t با درجه آزادی ۱۶ برابر با ۲/۱۲ است. P علامت مورد انتظار ضریب را نشان می‌دهد.			

به طور کلی نشان می‌دهد که هر چقدر فرایندهای ایجاد اقلام تعهدی ناهمگون‌تر باشد، خطای مدل جونز، که در قالب قدرمطلق باقی‌مانده‌های آن سنجیده می‌شود، بیشتر خواهد بود. یک دلیل برای این مشاهده این است که اگر پراکندگی معین‌گرهای مختص به شرکت در یک صنعت زیاد باشد، توان پارامتر میانگین μ برای توضیح رفتار متوسط شرکت‌ها کاهش می‌یابد. بر این اساس انتظار می‌رود مدل تعهدی که در این تحقیق برای کنترل بیشتر معین‌گرهای اقلام تعهدی ارائه شده است (یعنی مدل رگرسیونی ۸) به شکل بهتری در مقایسه با مدل جونز و سایر مدل‌های مبتنی بر آن تغییرات اقلام تعهدی مشاهده شده را توضیح دهد. شواهد مربوط به آزمون تجربی این ادعا در ادامه ارائه می‌شود.

نتایج آزمون فرضیه سوم

ضریب تعیین می‌تواند به عنوان یک معیار نسبی (و نه مطلق) در انتخاب مدل استفاده شود. با تعمیم استدلال وولدریج (۲۰۱۲: ۳۸) در خصوص مفهوم ضمنی ضریب تعیین، می‌توان ادعا کرد که ضریب تعیین در یک مدل تعهدی رگرسیون پایه معرف مربع ضریب همبستگی $TAC_{i,t}$ و $\overline{TAC}_{i,t}$ در نمونه است. در مدل تعهدی پیشنهادشده در این تحقیق (مدل رگرسیونی ۸)، که حاصل بسط یک سری معادلات جبری است، تاخیر مرتبه اول تغییر فروش به مجموعه متغیرهای کنترل‌کننده سطح اقلام تعهدی در مدل پایه جونز افزوده شده است. اضافه شدن یک متغیر جدید به یک مدل به طور مکانیکی باعث افزایش ضریب تعیین می‌شود بر این اساس، این شاخص به تنهایی برای آزمون این مسئله که آیا افزودن یک متغیر جدید به مدل آن را بهبود می‌دهد کافی نیست (وولدریج، ۲۰۱۲) و لازم است که علاوه بر توجه به ضریب تعیین تعدیل‌شده، معنی‌دار بودن ضریب متغیر اضافه شده نیز بررسی شود. در جدول ۸، نتایج برازش مدل تعهدی تحقیق در کنار نتایج برازش مدل جونز ارائه شده است. هر دو مدل در سطح صنعت و بر اساس آزمون‌های انتخاب مدل به صورت تلفیقی برازش شده‌اند. برای تصحیح ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی، آماره t برای هر صنعت با استفاده از تخمین زن Newey-West با ۲ مرتبه تاخیر برآورد شده است. برای هر مدل، میانگین و میانه ضرایب رگرسیون و ضریب تعیین ارائه شده است. میانگین ضرایب و آماره t متناظر با آن بر اساس فاما و مکیت (۱۹۷۳) محاسبه شده است. بر این اساس درجه آزادی آماره t برای میانگین ضرایب ۱۶ است. به منظور محافظه‌کاری بیشتر، درجه آزادی آماره t برای میانه ضرایب بر اساس تعداد مشاهدات کوچکترین صنعت (۱-۳۶ = df) تعیین شده است.

جدول ۸: نتایج برازش مدل تعهدی تحقیق (مدل ۸) و مدل جونز به صورت تلفیقی در

سطح صنعت

TAC _t				OAC _t				متغیرها	
مدل تحقیق		مدل جونز		مدل تحقیق		مدل جونز			
میانگین	میانگین	میانگین	میانگین	میانگین	میانگین	میانگین	میانگین	P	
۰/۰۷۲ (۲/۵۰۹)	۰/۰۸۷ (۵/۱۷۲)	۰/۰۸۸ (۲/۸۴۳)	۰/۱۰۴ (۶/۴۷۳)	۰/۰۲۳ (۱/۰۸۷)	۰/۰۱۵ (۱/۷۷۹)	۰/۰۲۵ (۱/۸۱۳)	۰/۰۲۹ (۳/۴۴۶)	?	Intercept
-۴۳۴/۷ (-۰/۴۸۹)	۷۸۸/۶ (۰/۵۸۹)	-۱۲۹/۶ (-۰/۵۰)	۱۷۱۲/۱ (۱/۳۷۹)	-۲۶۷/۷ (۰/۳۹۰)	۱۸۴/۳ (۰/۱۱۵)	-۰/۳۸۰ (-۰/۸۹۳)	۶۵۷/۷ (۰/۴۸۷)	+	1/A_t
۰/۱۵۷ (۳/۸۲۹)	۰/۱۵۳ (۷/۱۸۰)	۰/۱۷۳ (۲/۲۲۵)	۰/۱۶۱ (۸/۰۹۲)	۰/۱۶۵ (۱/۹۱۹)	۰/۱۵۹ (۶/۹۳۰)	۰/۱۵۹ (۳/۴۳۹)	۰/۱۶۳ (۶/۸۶۷)	+	ΔS_t
۰/۱۳۱ (۳/۶۹۹)	۰/۱۵۷ (۶/۸۲۵)			۰/۱۱۱ (۲/۳۴۴)	۰/۱۱۵ (۷/۸۰۵)			?	ΔS_{t-1}
-۰/۱۳۳ (-۱/۹۴۴)	-۰/۱۳۶ (-۳/۹۱۱)	-۰/۱۳۶ (-۲/۰۲۲)	-۰/۱۳۷ (-۴/۵۴۷)	-۰/۰۹۳ (-۴/۵۹۶)	-۰/۰۹۲ (-۳/۸۲۸)	-۰/۰۸۸ (-۳/۰۶۷)	-۰/۰۹۶ (-۴/۵۴۳)	-	PPE_t
۰/۱۶	۰/۱۷	۰/۱۲	۰/۱۱	۰/۱۹	۰/۱۸	۰/۱۲	۰/۱۳		ضریب تعیین
۰/۱۳	۰/۱۵	۰/۱۰	۰/۱۰	۰/۱۸	۰/۱۶	۰/۱۰	۰/۱۱		ضریب تعیین تعدیل شده
۱۵۴	۱۷	۱۵۴	۱۷	۱۵۴	۱۷	۱۵۴	۱۷		تعداد مشاهدات

همه رگرسیون‌ها در سطح صنعت و بر اساس آزمون‌های انتخاب مدل به صورت تلفیقی برازش شده‌اند. 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. برای هر مدل، میانگین ضریب هر متغیر در ۱۷ صنعت و آماره t متناظر با آن در جدول قابل مشاهده است. به منظور تصحیح ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی، مقدار آماره t ضرایب در هر صنعت با استفاده از تخمین زن Newey-West با ۲ مرتبه تأخیر برآورد شده است. قدر مطلق مقدار بحرانی آماره t در سطح ۵ درصد دو دامنه با درجه آزادی ۱۶ و ۳۵ (برای کوچکترین صنعت) به ترتیب برابر با ۲/۱۲ و ۲/۰۳ است. تعداد مشاهدات برای میانگین و میانگین ضرایب به ترتیب نشان‌دهنده تعداد صنعت و میانگین فراوانی مشاهدات سال- شرکت در صنایع است. P علامت پیش‌بینی شده ضرایب رگرسیون را نشان می‌دهد.

همچنان‌که در جدول ۸ مشاهده می‌شود، در مدل برازش شده تحقیق با هر دو سنجه ارقام تعهدی (OAC و TAC)، ضریب PPE، که مربوط به ارقام تعهدی منفی استهلاک است، مطابق انتظار منفی و در سطح ۵ درصد معنی‌دار است. به همین ترتیب، ضریب تغییر فروش دوره جاری (ΔS_t) مثبت و در سطح ۵ درصد معنی‌دار است. میانگین (میانگین) ضریب تغییر فروش دوره قبل (ΔS_{t-1}) به ترتیب ۰/۱۱۵ (۰/۱۱۱) و ۰/۱۵۷ (۰/۱۳۱) است که همگی در سطح ۵ درصد معنی‌دار هستند. همچنین میانگین ضرایب تعیین تعدیل شده مدل تحقیق با دو متغیر وابسته OAC و TAC به ترتیب ۰/۱۸ و ۰/۱۷ است که از ضرایب متناظر

جدول ۹: نتایج برازش مدل تعهدی تحقیق (مدل رگرسیونی ۸) و مدل جونز به صورت سری زمانی در سطح شرکت

TAC _t				OAC _t				متغیرها	
مدل تحقیق		مدل جونز		مدل تحقیق		مدل جونز		P	
میانگین	میانگین	میانگین	میانگین	میانگین	میانگین	میانگین	میانگین		
۰/۰۳۸ (۰/۱۱۵)	۰/۱۷۵ (۱/۸۷۷)	۰/۰۷۴ (۰/۳۵۸)	۰/۱۰۵ (۶/۱۹۸)	۰/۰۱۸ (۰/۲۶۳)	۰/۱۰۴ (۱/۳۴۴)	۰/۰۲۹ (۰/۵۹۹)	۰/۰۴۰ (۳/۲۶۵)	?	Intercept
۴۹۶۰/۸ (۲/۲۰۹)	۷۱۲۷/۷ (۰/۰۶۶)	۴۳۳۰/۲ (۰/۴۱۷)	۵۰۹۹/۶ (۰/۰۶۸)	۱۱۶۶/۴ (۰/۴۲۸)	۱۶۲۸۶/۲ (۰/۱۹۵)	-۱۳۳۱/۱ (-۰/۳۱۱)	۴۰۰۴۱/۷ (۰/۵۸۳)	+	1/A_t
۰/۱۰۶ (۱/۷۸۸)	۰/۱۰۶ (۴/۶۵۷)	۰/۱۰۵ (۰/۸۹۷)	۰/۱۰۵ (۵/۹۰۹)	۰/۱۴۹ (۲/۰۸۱)	۰/۱۴۶ (۸/۲۰۳)	۰/۱۴۱ (۰/۵۹۸)	۰/۱۴۱ (۹/۵۱۰)	+	ΔS_t
۰/۱۴۵ (۴/۴۶۲)	۰/۱۳۲ (۶/۹۵۴)			۰/۱۲۲ (۱/۵۰۹)	۰/۱۱۷ (۶/۷۹۷)			?	ΔS_{t-1}
-۰/۰۶۱ (-۰/۹۹۲)	-۰/۰۸۶ (-۱/۹۳۵)	-۰/۰۵۸ (-۰/۱۳۲)	-۰/۰۶۵ (-۰/۸۸۴)	-۰/۰۴۵ (-۰/۵۳۷)	-۰/۰۸۶ (-۱/۷۳۴)	-۰/۰۶۲ (-۰/۲۷۰)	-۰/۰۵۹ (-۱/۵۴۸)	-	PPE_t
۰/۵۰	۰/۴۹	۰/۳۶	۰/۳۷	۰/۵۱	۰/۴۹	۰/۳۵	۰/۳۷	ضریب تعیین	
۰/۲۲	۰/۲۱	۰/۱۶	۰/۱۷	۰/۲۳	۰/۲۱	۰/۱۵	۰/۱۷	ضریب تعیین تعدیل شده	
۱۴	۲۰۰	۱۴	۲۰۰	۱۴	۲۰۰	۱۴	۲۰۰	تعداد مشاهدات	

کلیه مدل‌ها به صورت سری زمانی و در سطح شرکت برازش شده‌اند. آماره‌های نمایش داده شده شامل میانگین ضرایب رگرسیونی به دست آمده از هر مدل در ۲۰۰ سری زمانی 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. برای هر مدل، میانگین ضریب هر متغیر و آماره t متناظر با آن در جدول قابل مشاهده است. به منظور تصحیح ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی، مقدار آماره t ضرایب در هر صنعت با استفاده از تخمین زن Newey-West با ۲ مرتبه تاخیر برآورد شده است. قدر مطلق مقدار بحرانی آماره t در سطح ۵ درصد دو دامنه با درجه آزادی ۱۹۹ و ۹ (برای کوچکترین سری زمانی) به ترتیب برابر با ۱/۹۷ و ۲/۲۶ است. تعداد مشاهدات برای میانگین و میانگین ضرایب به ترتیب نشان‌دهنده تعداد سری‌های زمانی و میانگین فراوانی مشاهدات سری زمانی شرکت‌ها است. P علامت پیش‌بینی شده ضرایب رگرسیون را نشان می‌دهد.

در مدل جونز که به ترتیب ۰/۱۳ و ۰/۱۱ است بزرگتر هستند. با توجه به این شواهد می‌توان نتیجه گرفت که به طور متوسط، مدل تحقیق به شکل بهتری در مقایسه با مدل جونز رفتار ارقام تعهدی مشاهده شده را توضیح می‌دهد. با توجه به یافته‌های تحقیق در خصوص گام تصادفی فروش، بین متغیر تغییر فروش دوره جاری و دوره قبل همخطی وجود ندارد. لذا، افزایش ضریب تعیین مدل جونز با اضافه شدن ΔS_{t-1} می‌تواند نشان دهد که در مدل جونز احتمالاً یک متغیر محذوف وجود دارد. عدم حضور این متغیر محذوف در مدل می‌تواند باعث شود که بخشی از تغییرات ارقام تعهدی عادی که تابعی از این متغیر است توسط متغیرهای موجود در مدل توضیح داده نشود و لذا ضریب تعیین مدل کاهش یابد. شواهد بیشتر در خصوص این یافته در جدول ۹ ارائه شده است. در این جدول، مدل تحقیق و مدل جونز به صورت سری

زمانی برازش شده اند. نتایج خلاصه شده برازش ۲۰۰ مدل رگرسیونی سری زمانی شرکت‌های نمونه در این جدول قابل مشاهده است. نتایج ارائه شده در این جدول نشان می‌دهد که مدل تحقیق به شکل بهتری تغییرات اقلام تعهدی مشاهده شده را توضیح می‌دهد (ضریب تعیین مدل تعهدی تحقیق بزرگتر از ضریب تعیین مدل جونز است و مضافاً ضریب ΔS_{t-1} در سطح ۵ درصد معنی دار است). همچنین، نکته شایان ذکر این است که برازش هر دو مدل به صورت سری زمانی باعث افزایش ضریب تعیین آنها در مقایسه با برازش آن‌ها به صورت تلفیقی در سطح صنعت می‌شود. این نتیجه می‌تواند به دلیل ناهمگونی موجود بین شرکت‌های یک صنعت متعاقب برازش مدل‌های تعهدی پانلی در سطح صنعت و نه طبقه ایجاد شده باشد.

در جدول ۱۰، ضرایب تعیین دو مدل جونز تعدیل شده، که توسط دیچاو و همکاران (۱۹۹۵) ارائه شده، و مدل مک نیکولز (۲۰۰۲)، به جهت مقایسه با مدل تحقیق قابل مشاهده است. این مدل‌ها به صورت تلفیقی و در سطح صنعت برازش شده اند. همچنان که مشاهده می‌شود ضریب تعیین تعدیل شده مدل تحقیق در مقایسه با ضریب تعیین تعدیل شده مدل جونز تعدیل شده به شکل معنی داری بزرگتر است. با این وجود، مدل مک نیکولز دارای یک ضریب تعیین تعدیل شده

جدول ۱۰: ضرایب تعیین مدل جونز تعدیل شده و مدل مک نیکولز

مدل مک نیکولز تعدیل شده		مدل مک نیکولز (۲۰۰۲)		مدل جونز تعدیل شده (۱۹۹۵)		مدل تعهدی
TAC _t	OAC _t	TAC _t	OAC _t	TAC _t	OAC _t	متغیر وابسته
۰/۱۶	۰/۱۵	۰/۵۳	۰/۵۵	۰/۰۷	۰/۰۶	ضریب تعیین
۰/۱۲	۰/۱۲	۰/۵۱	۰/۵۳	۰/۰۵	۰/۰۵	ضریب تعیین تعدیل شده
مدل جونز تعدیل شده (۱۹۹۵)						
$ACC_{i,t} = \mu_0 + \mu_1(1/A_t) + \mu_2(\Delta S_{i,t}) + \mu_3(PPE_{i,t}) + e_{i,t}$ <p style="text-align: right;">مدل مک نیکولز (۲۰۰۰)</p>						
$ACC_{i,t} = \mu_0 + \mu_1(1/A_t) + \mu_2(\Delta S_{i,t}) + \mu_3(PPE_{i,t}) + \mu_4(CFO_{i,t-1}) + \mu_5(CFO_{i,t}) + \mu_6(CFO_{i,t+1}) + e_{i,t}$ <p style="text-align: right;">مدل مک نیکولز تعدیل شده از نظر مشکل همزمان بودن</p>						
$ACC_{i,t} = \mu_0 + \mu_1(1/A_t) + \mu_2(\Delta S_{i,t}) + \mu_3(PPE_{i,t}) + \mu_4(CFO_{i,t-1}) + \mu_5(CFO_{i,t+1}) + e_{i,t}$ <p>مدل‌های فوق به صورت تلفیقی و در سطح صنعت برازش شده اند. ضرایب تعیین نمایش داده میانگین این ضرایب در ۱۷ صنعت هستند.</p>						

۰/۵۳ و ۰/۵۱ برای دو متغیر وابسته OAC و TAC است. یکی از دلایلی که باعث افزایش ضریب تعیین تعدیل شده مدل مک نیکولز می‌شود این است که در این مدل متغیر جریان نقد عملیاتی دوره جاری (CFO_t) به طور همزمان هم در متغیرهای مستقل و هم در تعریف متغیر وابسته (اقلام تعهدی) حاضر است (چون برای محاسبه اقلام تعهدی داریم: $TAC_t = NI_t - CFO_t$). در نتیجه، از منظر اقتصادسنجی در مدل مک نیکولز، که ترکیبی از مدل جونز و مدل دیچاو و دیچف (۲۰۰۲) است، یک مشکل همزمانی وجود دارد. در این تحقیق، یک نسخه تعدیل شده از مدل مک نیکولز، که در آن CFO_t از مجموعه متغیرهای مستقل حذف شده، برازش شده است. همچنانکه در جدول ۱۰ مشاهده می‌شود، ضریب تعیین تعدیل شده این مدل که از بابت همزمان بودن مورد تعدیل قرار گرفته است، برای هر دو سنجه اقلام تعهدی، ۰/۱۲ است که در مقایسه با مقدار متناظر آن برای مدل تحقیق کوچکتر است.

بحث و نتیجه گیری

در این مقاله، از یک سری مدل‌های جبری و نظری برای شناسایی و اندازه‌گیری معین‌گرهای اقلام تعهدی استفاده شده است. این معین‌گرها، مشخصه‌های سیاست مدیریت سرمایه در گردش را در یک شرکت نشان می‌دهند و انتظار می‌رود که در کنار شوک‌های فروش، باعث تغییر در سطح اقلام تعهدی عادی شوند. با این وجود، در مدل جونز، که به عنوان یک مدل پایه استاندارد شناخته می‌شود، سطح اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش تابعی از شوک‌های فروش است و اثر کلی این متغیرهای معین‌گر در ضریب تغییر فروش که به طور تجربی محاسبه می‌شود و خلاصه می‌گردد. مطابق یافته‌های تحقیق بین معین‌گرهای مختص به شرکت، که با استفاده از مدل‌های سری زمانی ۱ تا ۳ برآورد شدند، با شیب تغییر فروش در نسخه پانلی مدل جونز، که در سطح صنعت تصریح شده است، یک همبستگی وجود دارد. همچنین، شواهد تحقیق نشان می‌دهد که اگر فرایند ایجاد اقلام تعهدی در شرکت‌های درون یک صنعت ناهمگون باشد، خطای مدل جونز، که در قالب قدر مطلق باقی‌مانده‌های آن سنجیده می‌شود، افزایش می‌یابد. این یافته‌ها به طور کلی با نتایج دوپاچ و همکاران (۲۰۱۲) انطباق دارد، اگر چه در این تحقیق الگوی جبری متفاوتی برای شناسایی معین‌گرهای اقلام تعهدی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در تحقیق حاضر،

همچنین متعاقب نتایج حاصل از بسط مدل‌های نظری، یک مدل تعهدی برای پیش‌بینی سطح ارقام تعهدی عادی ارائه می‌شود. این مدل بر اساس فرایندهای ایجاد ارقام تعهدی و تجمیع مولفه‌های موثر بر آن طراحی شده است. یافته‌های تجربی این تحقیق نشان می‌دهد که این مدل به شکل بهتری در مقایسه با مدل جونز و سایر مدل‌های مبتنی بر آن، تغییرات ارقام تعهدی مشاهده‌شده را توضیح می‌دهد.

در این تحقیق، بسط مدل‌های نظری تعهدی بر مبنای دو فرض اولیه صورت می‌گیرد. فرض اول این است که فروش سالانه شرکت‌ها از یک روند گام تصادفی تبعیت می‌کند و فرض دوم این است که در اکثر صنایع، تصمیمات خرید و تعهدات آن مقدم بر نتایج فروش است. به منظور بررسی این که آیا فرض‌ها به طور تجربی برقرار است یک سری آزمون تجربی انجام شد. شواهد تحقیق نشان می‌دهد که هر دو فرض برقرار است و به طور تجربی نقض نمی‌شود. این شواهد، به اعتبار مدل تعهدی تحقیق می‌افزاید.

نویسندگان مقاله اعتقاد دارند که مدل تعهدی و روابط جبری پایه آن که در این تحقیق ارائه شده است می‌تواند برای تحقیقات تجربی حسابداری در برخی حوزه‌ها کاربردهایی داشته باشد. یک مثال، استفاده از این معادلات در پیش‌بینی جریان‌های نقدی و سود دوره آتی است. همچنین یافته‌های این تحقیق می‌تواند مسئله انتخاب بین نسخه‌های پانلی یا سری زمانی مدل تعهدی را برای محققان داخلی در تحقیقات آینده برجسته کند، زیرا به رغم محدودیت‌های احتمالی مدل‌های سری زمانی، این مدل‌ها احتمالاً به شکل بهتری در مقایسه با مدل‌های پانلی، که در سطح صنعت برآزش می‌شوند، مشخصه‌ها و مولفه‌های موثر بر سرمایه در گردش و ناهمگونی آن‌ها را کنترل می‌کنند.

یکی از پیشنهادها برای تحقیقات آتی، بررسی تاثیر محیط اقتصادی بر میزان خطای پیش‌بینی فروش است. برای مثال، این پرسش مطرح است که آیا حاکمیت شرکتی قوی‌تر می‌تواند باعث کاهش خطای پیش‌بینی فروش شود؟ آیا عواملی مانند رقابت شدید در صنعت می‌تواند بر درجه خطا و تعدیل موجودی‌ها موثر باشد؟ پیشنهاد دوم، آزمون تصریح و توان مدل تعهدی پیشنهادی در این تحقیق مطابق رویکرد دیچاو و همکاران (۱۹۹۵) است، به نحوی که به طور دقیق این مسئله مورد تحقیق قرار بگیرد که آیا این مدل خطای نوع اول و دوم را افزایش خواهد داد یا خیر. پیشنهاد سوم برای تحقیقات آتی، بررسی تاثیر مولفه‌های اقتصاد کلان بر ناهمگونی در فرایندهای ایجاد ارقام تعهدی است.

منابع

بزرگ‌اصل، موسی و غفارپور، فرشید. (۱۳۹۱). مقایسه الگوهای پیش‌بینی اقلام تعهدی برای تشخیص مدیریت سود، پژوهش‌های کاربردی در گزارشگری مالی، ۱ (۱)، ۲۷-۵۰.

نیکومرام، هاشم، نوروش، ایرج و مهرآذین، علیرضا. (۱۳۸۸). ارزیابی مدل‌های مبتنی بر اقلام تعهدی برای کشف مدیریت سود، آینده پژوهشی مدیریت (پژوهش‌های مدیریت)، ۳ (۸۲)، ۱-۲۰.

رحمانی، علی و بشیری‌منش، نازنین. (۱۳۹۲). بررسی قدرت کشف مدل‌های مدیریت سود، تحقیقات حسابداری و حسابرسی، ۵ (۱۹)، ۵۴-۷۳.

Barber, B., and Lyon, J. D. (1996). Detecting abnormal operating performance: The empirical power and specification of test statistics, *Journal of Financial Economics*, 1996, 4 (3): 359-399.

Bartov, Eli, Ferdinand A. Gul, and Judy S.L. Tsui. (2000). Discretionary-accruals models and audit qualifications. *Journal of Accounting and Economics*, 30(3): 421-452.

Ball, R., & Shivakumar, L. (2005). Earnings quality in UK private firms: Comparative loss recognition timeliness. *Journal of Accounting and Economics*, 39(1): 83-128.

Christodoulou, D., Sarafdis, V. (2008). The econometrics of estimating unexpected accruals, working paper.

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

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

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

DeFond M.L. and Jiambalvo J. (1994). Debt covenant violation and manipulation of accruals. *Journal of Accounting and Economics*, 17: 145-176.

Dopuch, N., Mashruwala, J., Seethamraju, CH., Zach, T. (2012). The impact of a heterogeneous accrual-generating process on empirical Accrual Models, *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 27(3), 386 - 411.

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

- Healy, P. M. 1985. The Effect of bonus schemes on accounting decisions. *Journal of Accounting and Economics* 7: 85–107.
- Jones, J. (1991). Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research* 29: 193–228.
- Kang, S., and K. Sivaramakrishnan. (1995). Issues in testing earnings management and an instrumental variable approach. *Journal of Accounting Research* 33: 353–367.
- Kaplan, R. S. (1985). Evidence on the effect of bonus schemes on accounting procedure and accrual decisions, *Journal of Accounting and Economics*, 7: 109–13.
- Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. Wasley. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics* 39: 163–197.
- McNichols, M. F., and G. P. Wilson. (1988). Evidence of earnings management from the provision for bad debts. *Journal of Accounting Research*, 26: 1–31.
- McNichols, M. F. (2000). Research design issues in earnings management studies. *Journal of Accounting and Public Policy* 19 (4-5): 313–45.
- McNichols, M. F. (2002). Discussion of the quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *The Accounting Review*, 77: 61–69.
- Ronen, J., and Yaari, V. (2008). Earnings management: emerging insights in theory, practice, and research. New York: Springer.
- Tsay, R. S. (2010). Analysis of financial time series (third e), Wiley.
- Wooldridge, J. M. (2012). Introductory econometrics: A modern approach (5th e). Michigan state university.
- Young, S. (1999). Systematic measurement error in the estimation of discretionary accruals: An evaluation of alternative modeling procedures, *Journal of Business Finance & Accounting*, 26(7) & (8): 833-866.