مجله علمی- پژوهشی دانش حسابداری مالی
دوره ۵- شماره(۱)، پیاپی ۱۶، بهار ۱۳۹۷ صفحه‌های ۲۵- ۵۲

شواهدی از تاثیر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی بر سیاست مدیریت سرمایه در گردش و پیامدهای اقتصادسنجی آن در مدل‌های تعهدی

آرش قربانی
دانشجوی دکتری گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، ایران
محمدحسین ودیعی نوقابی*
دانشیار گروه حسابداری، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، ایران

چکیده

در این تحقیق، با استفاده از یک نمونه شامل ۲۶۴۲ مشاهده از داده‌های سالانه شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران برای دوره ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۴، شواهدی ارائه می‌شود که ورود یا خروج جریان‌های نقدی غیرعملیاتی عمده، که با رخدادهای شرکتی مانند عرضه عمومی اولیه یا رخدادهای تامین مالی و سرمایه‌گذاری همبسته است، احتمالا به دلیل تاثیر بر درجه تحمل ریسک، باعث تغییر در سیاست مدیریت سرمایه در گردش و متعاقبا افزایش یا کاهش در میزان سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش می‌شود. مطابق یافته‌های تحقیق، این تغییر می‌تواند به صورت مستقل از شوک‌های فروش باعث تغییر اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش شود و نتیجتا، عدم کنترل آن در مدل‌های تعهدی، باعث بیش‌نمایی یا کم‌نمایی اقلام تعهدی غیرعادی، به ویژه در آزمون‌های کشف مدیریت سود حول رخدادهای شرکتی، می‌گردد. شواهد حاصل از شبیه‌سازی مونت کارلویی خطای نوع اول نشان می‌دهند که مدل‌های تعهدی مورد بررسی، میزان اقلام تعهدی غیرعادی را برای نمونه‌های تصادفی از دهک پایین و بالای تغییر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی به ترتیب کم‌نمایی و بیش‌نمایی می‌کنند. به دلیل همبستگی جریان‌های نقدی غیرعملیاتی با متغیرهای جداکننده در مطالعات کشف مدیریت سود حول رخدادهای شرکتی، یافته فوق می‌تواند نشان دهد که احتمالا بین خطای اندازه‌گیری سنجه اقلام تعهدی غیرعادی و متغیرهای جداکننده یک همبستگی وجود دارد و لذا نتایج این تحقیقات، در صورت عدم کنترل این همبستگی، دارای تورش است. این تحقیق، ضرورت کنترل تاثیر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی بر تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش را در تحقیقات کشف مدیریت سود، به ویژه حول رخدادهای شرکتی، برجسته می‌کند.

واژگان کلیدی: جریان‌های نقدی غیرعملیاتی، مدل‌های تعهدی، سرمایه گذاری در سرمایه در گردش

---

* تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۶/۹/۲۷ تاریخ پذیرش نهایی: ۱۳۹۷/۱/۲
آدرس الکترونیکی نویسنده عهده‌دار مکاتبات: mhvadeei@um.ac.ir

۱ـ مقدمه

تمرکز بخشی از مطالعات تجربی حسابداری، کشف مدیریت سود حول برخی رخدادهای شرکتی مانند عرضه‌های عمومی اولیه سهام[۱]، افزایش سرمایه، عرضه‌های ثانویه سهام[۲]، ادغام، خرید، افزایش مخارج سرمایه‌ای، و توقف یا کاهش عملیات است. این رخدادها با ورود یا خروج عمده جریان‌های نقدی غیرعملیاتی به واحد تجاری همراه هستند و از این رو جریان‌های نقدی غیرعملیاتی عمده یا به عنوان سنجه رخدادهای شرکتی در این دسته از تحقیقات استفاده می‌شود یا با رخدادهای شرکتی همبسته است. از آنجا که محقق قادر به مشاهده اقلام تعهدی غیرعادی نیست، در این مطالعات از یک سنجه برای آن استفاده می‌شود که ممکن است دارای خطای اندازه‌گیری باشد. در بسیاری از تحقیقات مدیریت سود، سنجه اقلام تعهدی غیرعادی برابر است با تفاوت اقلام تعهدی مشاهده شده با اقلام تعهدی عادیِ مورد انتظار که طبق یکی از مدل‌های تعهدی، مانند مدل جونز (۱۹۹۱؛ ۲۱۱)، برآورد می‌شود. در یک آزمون کشف مدیریت سود، فرض صفرِ عدم وقوع مدیریت سود در صورتی به نفع فرض نقیض یک مدیریت سود افزاینده یا کاهنده رد می‌شود، و به بیان دیگر زمانی شواهدی از دستکاری سود مشاهده می‌شود، که الگوی مشاهده شده سنجه اقلام تعهدی غیرعادی با الگوی مورد انتظار آن طبق انگیزه مدیریت سود انطباق داشته باشد (هیلی و والن، ۱۹۹۹؛ ۳۷۰). با این وجود، مطابق مک‌نیکولز و ویلسون (۱۹۸۸؛ ۷-۱۳) و دیچاو، اسلوان و سوینی (۱۹۹۵؛ ۱۹۶) در یک آزمون کشف مدیریت سود، به منظور اجتناب از تورش در نتیجه‌گیری، ضروری است که بین متغیر جداکننده[۳] محقق که نمونه را بر حسب وجود یا عدم وجود انگیزه برای مدیریت سود به دو گروه تقسیم می‌کند و اقلام تعهدی عادی همبستگی وجود نداشته باشد. در صورتی که بین متغیر جداکننده و اقلام تعهدی عادی همبستگی وجود داشته باشد، و مدل تعهدی رگرسیونی مورد استفاده قادر به کنترل آن نباشد، بخشی از تغییرات اقلام تعهدی عادی که به دلیل متغیر جداکننده ایجاد شده است توسط مدل تعهدی توضیح داده نمی‌شود و نتیجتا اقلام تعهدی غیرعادی بیش‌نمایی یا کم نمایی می‌شود. در این حالت، به دلیل آنکه بخشی از اقلام تعهدی عادی اشتباها به اقلام تعهدی غیرعادی اضافه می‌شود، سنجه اقلام تعهدی غیرعادی دارای یک خطای اندازه‌گیری خواهد بود که با متغیر جداکننده همبسته است (دیچاو و همکاران، ۱۹۹۵؛ ۱۹۵-۱۹۶). بسته به علامت و بزرگی این همبستگی، نتایج یک آزمون کشف مدیریت سود می‌تواند تحت تاثیر قرار گیرد (مک نیکولز، ۲۰۰۰؛ ۳۱۹-۳۲۰). برای مثال، در تحقیق توئه، ولش و وانگ (۱۹۹۸)، دوره عرضه عمومی اولیه سهام، که یک رخداد شرکتی است، به عنوان متغیر جداکننده در آزمون کشف مدیریت سود مورد استفاده قرار می‌گیرد. مطابق استدلال این محققان، فرایند عرضه عمومی اولیه، اولا به دلیل عدم تقارن اطلاعاتی، مستعد مدیریت سود است و ثانیا به مدیر هم انگیزه و هم فرصت دستکاری سود را می‌دهد. بر این اساس، توئه و همکاران یافته‌های تجربی خود مبنی بر تفاوت معنی‌دارِ سطح اقلام تعهدی غیرعادی مثبت، قبل و بعد از عرضه عمومی اولیه سهام، را به مدیریت سود افزاینده نسبت می‌دهند. به رغم این

یافته‌ها، بال و شیواکمار (۲۰۰۸؛ ۳۲۶) و پریمتی (۲۰۱۳؛ ۱۲) این نتایج را مورد تردید قرار می‌دهند. مطابق بال و شیواکمار (۲۰۰۸)، سطح اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش ممکن است با متغیر جداکننده (یعنی عرضه عمومی اولیه) همبستگی داشته باشد و به دلیل عدم کنترل این همبستگی در مدل تعهدی مورد استفاده توسط توئه و همکاران (۱۹۹۸)، نتایج این تحقیق ممکن است دارای تورش باشد. بال و شیواکمار (۲۰۰۸) در توضیح این که چرا عرضه عمومی اولیه می‌تواند باعث افزایش اقلام تعهدی عادی شود دو دلیل ارائه می‌دهند. اولا، محدودیت‌های مالی قبل از عرضه عمومی اولیه ممکن است باعث سرمایه‌گذاری ناکافی و غیربهینه در سرمایه در گردش شود. ثانیا، وجوه نقد حاصله از عرضه عمومی اولیه ممکن است باعث رشد غیرعادی در میزان سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش شود که به طور مکانیکی باعث ایجاد اقلام تعهدی مثبت می‌شود (فایرفیلد، ویسنتانت و یوهن،۲۰۰۳؛ ۴). در نتیجه، افزایش غیرمنتظره حسابهای دریافتنی و موجودی‌ها، نسبت به سطح آن پیش از عرضه عمومی اولیه، ممکن است ناشی از تغییر در سیاست مدیریت سرمایه در گردش به دلیل جریان‌های نقدی غیرعملیاتی ورودی ناشی از عرضه عمومی اولیه باشد و نه مدیریت سود.

با توجه به توضیحات فوق، تحقیق حاضر، دو هدف کلی را پیگیری می‌کند. هدف اول، انجام یک مطالعه درباره تاثیر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی بر سیاست مدیریت سرمایه در گردش است. مطالعه-ای از این دست می‌تواند برای شناسایی ریشه‌های تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش در سطح اقتصاد خرد سودمند باشد و مضافا، از آنجا که اقلام تعهدی سرمایه در گردش برابر با تغییر جزء غیرنقدی سرمایه در گردش است، این مطالعه می‌تواند به تبیین بهتر رفتار اقلام تعهدی عادی حول رخدادهای شرکتی یا رخدادهای تامین مالی و سرمایه گذاری کمک کند. در این تحقیق پیش‌بینی می‌شود که جریان‌های نقدی ورودی ناشی از فروش دارایی‌های ثابت، استقراض یا انتشار سهام می‌تواند باعث تغییر در ملاحظات ریسک/سودآوری سرمایه گذاری در سرمایه در گردش و متعاقبا افزایش سرمایه‌گذاری در آن شود و بر همین منوال، جریان‌های نقدی خروجی ناشی از سرمایه‌گذاری یا بازپرداخت بدهی‌ها می‌تواند باعث کاهش سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش گردد. مطالعات قبلی (برای مثال، هنسن، ۱۹۹۹؛ هریبار و کالینز، ۲۰۰۲؛ شان، تیلور و والتر، ۲۰۱۲؛ لی و ژو، ۲۰۱۵؛ لارنس، اسلوان و سان، ۲۰۱۷) شواهدی از تاثیر رخدادهایی مانند خرید، واگذاری، توقف یا کاهش عملیات، افزایش مخارج سرمایه‌ای و معاملات تامین مالی بر سطح اقلام تعهدی عادی ارائه می‌کنند. در این تحقیقات، عمدتا فرض می‌شود که چنین رخدادهایی باعث تغییر در چارچوب و اساس عملیات تجاری و متعاقبا تغییر غیرمنتظره در سطح اقلام تعهدی عادی می‌گردد. در مطاله حاضر، این مسئله از زاویه کلی اقتضائات وجه نقد مورد بررسی قرار می‌گیرد. جریان‌های نقدی متناظر با رخدادهای شرکتی مزبور، به دلیل تاثیر بر درجه ریسک پذیری یا اقتضائات مربوط به سطح نقدینگی در واحد تجاری، می‌توانند باعث تغییر در میزان سرمایه‌گذاری در موجودی‌ها و تغییر سیاست فروش‌های اعتباری شوند. به نظر نویسندگان این مقاله، مربوط ساختن تغییراتِ سطح اقلام تعهدی

عادی به تغییر در سیاست مدیریت سرمایه در گردش، یک چارچوب کلی‌تر و جامع‌تر برای توصیف الگوی تغییر اقلام تعهدی حول رخدادهای شرکتی یا رخدادهای تامین مالی و سرمایه گذاری به دست می‌دهد. در الگوی مطالعات قبلی استدلال می‌شود که در یک رخداد شرکتی مانند خرید یک واحد تجاری، به دلیل اضافه شدن موجودی‌ها و مطالبات واحد تحصیل شده به دارایی‌های جاری شرکت تحصیل کننده، سطح اقلام تعهدی سرمایه در گردش نسبت به سطح آن قبل از رخداد خرید افزایش می‌یابد. با این وجود، رخداد خرید یک واحد تجاری در مقایسه با رخداد تحصیل دارایی‌های ثابت (یا افزایش مخارج سرمایه‌ای) یک حالت خاص از رخدادهای متناظر با جریان‌های نقدی خروجی ناشی از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری است. تاثیر این رخدادهای عام‌تر بر سطح اقلام تعهدی سرمایه در گردش احتمالا متفاوت است. مطابق پیشبینی این تحقیق، تحصیل دارایی‌های ثابت، به دلیل آن که منجر به خروج وجه نقد و کاهش درجه ریسک قابل تحمل در خصوص نقدشوندگی سرمایه در گردش می‌شود، ممکن است کاهش سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش را اقتضاء کند. در نتیجه، در دوره رخداد جریان‌های نقدی خروجی سرمایه‌گذاری، به دلیل رویکرد انقباضی مدیریت در خصوص سرمایه در گَردش، احتمالا سطح اقلام تعهدی عادی کاهش می‌یابد. بالعکس، جریان‌های نقدی ورودی ناشی از فعالیت‌های غیرعملیاتی، مطابق همین چارچوب، می‌تواند باعث یک رویکرد انبساطی در خصوص سرمایه در گردش شود، که نتیجه آن افزایش غیرمنتظره در سطح اقلام تعهدی عادی است.

با توجه پیش‌بینی‌های فوق، هدف دوم تحقیق، ارائه یک پیش‌بینی در خصوص خطای سیستماتیک مدل‌های تعهدی در صورت عدم کنترل تاثیر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی ناشی از رخدادهای شرکتی یا معاملات تامین مالی و سرمایه‌گذاری بر اقلام تعهدی عادی است. برای تایید یا رد این پیشبینی، شواهد تجربی از طریق شبیه‌سازی مونت کارلویی خطای نوع اول ارائه می‌گردد. یک انگیزه برای تحقیق در این باره این است که در مدل جونز و مدل‌های تعهدی مبتنی بر آن، تغییر اقلام تعهدی سرمایه در گردش تنها تابعی از تغییر فروش (شوک‌های فروش) است. با این وجود، تغییر در میزان سرمایه گذاری در سرمایه در گردش، که انتظار می‌رود متعاقب ورود یا خروج جریانهای نقدی ناشی از فعالیت‌های غیرعملیاتی رخ دهد، می‌تواند به گونه‌ای مستقل از تغییر فروش، سطح اقلام تعهدی سرمایه در گردش را تغییر دهد. در نتیجه، از منظر اقتصادسنجی، این مدل‌های تعهدی ممکن است دارای مشکل وجود متغیر همبسته محذوف باشند. در یک آزمون کشف مدیریت سود پیرامون رخدادهای شرکتی یا معاملات تامین مالی یا سرمایه گذاری، عدم کنترل این متغیر همبسته محذوف، یعنی تاثیر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی عمده بر میزان سرمایه گذاری در سرمایه در گردش که نتیجتا می‌تواند سطح اقلام تعهدی عادی را تغییر دهد، بالقوه می‌تواند نتایج چنین آزمونی را دچار تورش کند، زیرا جریان‌های نقدی غیرعملیاتی یک همبستگی مستقیم با متغیرهای جداکننده در این

مطالعات دارد. در نتیجه، این احتمال وجود دارد که در این آزمون‌ها، خطای اندازه‌گیری سنجه اقلام تعهدی غیرعادی با متغیر جداکننده همبسته باشد و نتایج تحقیق عاری از تورش نباشد.
مطالعه حاضر، می‌کوشد تا افزوده‌هایی برای ادبیات حسابداری داشته باشد. این تحقیق، اولا شواهدی ارائه می‌دهد که بین جریان‌های نقدی غیرعملیاتی ورودی یا خروجی عمده، که معمولا با متغیرهای جداکننده در مطالعات کشف مدیریت سود حول رخدادهای شرکتی یا رخدادهای تامین مالی و سرمایه‌گذاری همبسته هستند، و اقلام تعهدی عادی همبستگی وجود دارد و ثانیا، در صورت عدم کنترل این همبستگی در مدل‌های تعهدی مورد استفاده در این مطالعات، خطای نوع اول یا دوم افزایش می یابد. این شواهد می‌تواند ضرورت کنترل این همبستگی را در مطالعات مزبور، برای پژوهشگرانی که در این حوزه تحقیق می‌کنند، برجسته کند. ثالثا این تحقیق، تاثیر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی بر اقلام تعهدی را از زاویه تغییر در سیاست مدیریت سرمایه در گردش، و نه تغییر در اساس عملیات تجاری، بررسی می‌کند. همچنین، خلاف مطالعات قبلی، این تحقیق اثر همزمان جریان‌های نقدی ناشی از رخدادهای سرمایه‌گذاری و تامین مالی را بر کل اقلام تعهدی، اقلام تعهدی سرمایه در گردش و اجزای عمده آن مورد مطالعه قرار می‌دهد. یک توضیح برای توجیه چنین مطالعه‌ای این است که جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری و تامین مالی احتمالا مستقل از یکدیگر نیستند. یک واحد تجاری که استقراض یا عرضه سهام انجام می‌دهد همزمان ممکن است وجوه حاصله را صرف سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت کند و نه سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش. بر این اساس، انتظار می‌رود که مجموع تغییر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی عامل موثرتری بر تصمیمات سرمایه در گردش در مقایسه با تغییر جریان‌های نقدی ناشی از فعالیت‌های تامین مالی یا سرمایه گذاری به طور مجزا باشد.

۲ـ مبانی نظری، پیشینه و توسعه فرضیه‌ها

مطالعات تجربی، شواهدی در خصوص شایع بودن مدیریت سود حول رخدادهای شرکتی مانند عرضه عمومی اولیه، عرضه ثانویه، خرید یا واگذاری واحدهای تجاری ارائه می‌دهند (برای مثال، توئه و همکاران، ۲۰۰۳؛ چن، توماس و ژانگ، ۲۰۱۶؛ و گائو، منگ، چن و وو، ۲۰۱۷). مطابق الگوی ارائه شده توسط مک نیکولز و ویلسون (۱۹۹۸؛ ۶)، نتایج تحقیقات مدیریت سود در صورتی عاری از تورش است که بین اقلام تعهدی عادی و متغیرهای جداکننده که نمونه را بر حسب وجود یا عدم وجود انگیزه مدیریت سود به دو گروه تقسیم می کند همبستگی وجود نداشته باشد. عدم کنترل این همبستگی می‌تواند باعث بیش‌نمایی یا کم‌نمایی سنجه اقلام تعهدی غیرعادی شود (دیچاو و همکاران، ۱۹۹۵).
در یک آزمون کشف مدیریت سود، اقلام تعهدی غیرعادی (اقلام تعهدی مدیریت شده) برای محقق قابل مشاهده نیست. از این رو، وی ناگزیر است تا از یک سنجه برای آن استفاده کند که ممکن است دارای خطای اندازه‌گیری باشد. متعاقب مدل ارائه شده توسط هیلی (۱۹۸۵؛ ۹۴)، برخی مدل‌های

تعهدی برای اندازه‌گیری سنجه اقلام تعهدی غیرعادی ارائه شده است. بنیاد این مدل‌ها بر پیش‌بینی اقلام تعهدی عادی مورد انتظار استوار است. در نتیجه، هر گونه تفاوت میان اقلام تعهدی مشاهده شده با مقدار مورد انتظار به عنوان اقلام تعهدی غیرعادی تعریف می‌شود. بخشی از اقلام تعهدی عادی در دوره جاری، مربوط به تغییر سرمایه در گردش (به استثنای وجه نقد) و بخشی دیگر مربوط به استهلاک است. در مدل جونز (۱۹۹۱) و مدل‌های تعهدی مبتنی بر آن، فرایند ایجاد اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش، که برابر با مجموع تغییر اجزای غیرنقدی سرمایه در گردش است، تابعی از سطح عملیات و شرایط اقتصادی فرض می‌شود. مطابق جونز (۱۹۹۱؛ ۲۱۱)، متغیر تغییر فروش می‌تواند محیط اقتصادی واحد تجاری را کنترل کند، زیرا فروش یک معیار عینی از سطح عملیات است. با این وجود، تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش (از جمله افزایش یا کاهش سرمایه-گذاری در موجودی‌ها یا تغییر خطی مشی فروش‌های اعتباری) به گونه ای مستقل از تغییر فروش می‌تواند سطح اقلام تعهدی عادی را تغییر دهد. برای مثال، دیچاو، کوتاری و واتز (۱۹۹۸؛ ۱۳۶)، مک نیکولز (۲۰۰۰؛ ۳۲۷) نشان می‌دهند که متعاقب یک پیشبینی از افزایش احتمالی تقاضا در دوره آتی، میزان سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش و نتیجتا اقلام تعهدی مربوط به آن، مستقل از میزان تغییر فروش دوره جاری، افزایش می‌یابد.

در سطح اقتصاد خرد، یک عامل دیگر که باعث تغییر مدیریت سرمایه در گردش می‌شود، تاثیر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی بر میزان سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش است. شان و همکاران (۲۰۱۲) شواهدی ارائه می‌دهند که شرکت‌ها هنگامی که منابع مالی خود را از طریق استقراض یا فروش سهام تامین می‌کنند ممکن است به واسطه این جریان‌های نقدی ورودی فروش‌های اعتباری خود را افزایش دهند، وجوه حاصله را صرف خرید و ساخت موجودی‌ها کنند و نهایتا سرمایه در گردش خود را افزایش دهند. گروینگر (۱۹۹۵؛ ۱۲۴–۱۲۶) مدلی نظری ارائه می‌دهد که شرکتهایی که می خواهند مخارج سرمایه‌ای خود را افزایش دهند سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش خود را کاهش می‌دهند. هنسن (۱۹۹۹) و لارنس و همکاران (۲۰۱۷) شواهدی ارائه می‌دهند که تغییر ساختار بنیادی واحدهای تجاری در نتیجه رخدادهایی مانند خرید یا ادغام واحدهای تجاری، و توقف عملیات می‌تواند بر میزان اقلام تعهدی عادی موثر باشد. کالینز، پونگالیا و ویج (۲۰۱۲) شواهدی ارائه می‌دهند که رشد شرکت در نتیجه رویدادهایی مانند عرضه ثانویه سهام، تجزیه سهام و خرید واحد تجاری دیگر باعث تغییر در سرمایه در گردش و نتیجتا تغییر غیرمنتظره در سطح اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش می‌شود.

سرمایه‌گذاری بهینه در سرمایه در گردش، که بر سطح اقلام تعهدی عادی دوره موثر است، تابعی از ریسک نقدشوندگی و منافع سودآوری است (اسمیت، ۱۹۸۰؛ شین و سونن، ۱۹۹۸؛ گارسیاترول و سولانو، ۲۰۰۷). افزایش سودآوری مستلزم افزایش درجه ریسک و سرمایه‌گذاری بیشتر در سرمایه در گردش است. به همین ترتیب، کاهش ریسک مستلزم کاهش سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش

است. سرمایه گذاری بهینه در سرمایه در گردش همچنین متاثر از محدودیت‌های مالی است (امامی و فرید، ۱۳۹۵؛ دولو و محمودی، ۱۳۹۵). بر این اساس، در تحقیق حاضر پیش‌بینی می‌شود که مجموع جریان‌های نقدی غیرعملیاتی ورودی یا خروجی ناشی از رخدادهای شرکتی مانند عرضه عمومی اولیه، خرید یا معاملات سرمایه‌گذاری و تامین مالی، به دلیل تاثیر آن بر میزان ریسک قابل تحمل و اقتضائات نقدینگی واحد تجاری، می‌تواند باعث تغییر در میزان سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش و متعاقبا تغییر در سطح اقلام تعهدی سرمایه در گردش شود. برای مثال، متعاقب ورود جریان‌های نقدی ناشی از فروش دارایی‌های ثابت یا استقراض، میزان سرمایه گذاری در سرمایه در گردش ممکن است افزایش یابد، زیرا این جریان‌های نقدی ممکن است درجه ریسک قابل تحمل در خصوص نقدشوندگی سرمایه در گردش را افزایش دهند. همچنین، متعاقب بازپرداخت بدهی‌ها یا افزایش مخارج سرمایه‌ای مانند خرید دارایی‌های ثابت، میزان سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش ممکن است کاهش یابد، زیرا یک رویکرد انقباضی در خصوص فروش‌های اعتباری و میزان سرمایه-گذاری در موجودی‌های مواد و کالا می‌تواند ریسک افزایش یافته نقدشوندگی را کاهش دهد. به دلیل این که وجوه نقد تامین مالی ممکن است با وجوه نقد سرمایه‌گذاری خنثی شود و بالعکس، خالص مجموع تغییر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی احتمالا عامل موثرتری بر تصمیمات سرمایه در گردش در مقایسه با جریان‌های نقدی ورودی ناشی از فعالیت‌های تامین مالی و سرمایه گذاری به طور جداگانه است. در این تحقیق، برای آزمون تجربی پیش‌بینی‌هایی فوق، فرضیه‌هایی به شرح زیر تدوین می‌شوند:

فرضیه ۱: بین اقلام تعهدی سرمایه در گردش و تغییر در مجموع جریان‌های نقدی ناشی از فعالیت-های غیرعملیاتی رابطه مثبت وجود دارد.

فرضیه ۱-۱: بین اقلام تعهدی سرمایه در گردش و تغییر در جریان‌های نقدی ناشی از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری رابطه مثبت وجود دارد.

فرضیه ۱-۲: بین اقلام تعهدی سرمایه در گردش و تغییر در جریان های نقدی ناشی از فعالیت‌های تامین مالی رابطه مثبت وجود دارد.

جریان‌های نقدی غیرعملیاتی با متغیرهای جداکننده در آزمون‌های کشف مدیریت سود حول رخدادهای شرکتی یا رخدادهای تامین مالی یا سرمایه گذاری همبسته است. بر این اساس، در صورت تاثیر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی بر سطح اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش، احتمالا یک همبستگی بین متغیرهای جداکننده و اقلام تعهدی عادی در این مطالعات ایجاد می‌شود. در نتیجه می‌توان انتظار داشت که در صورت عدم کنترل این همبستگی در مدل تعهدی مورد استفاده، بین خطای اندازه گیری موجود در سنجه اقلام تعهدی غیرعادی و تغییر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی همبستگی مشاهده شود. این مسئله می‌تواند باعث افزایش خطای نوع اول یا دوم شود. در این تحقیق، پیش‌بینی فوق در قالب فرضیه دوم تحقیق آزمون می‌شود:

فرضیه ۲: با ثابت بودن سایر عوامل، در صورت عدم کنترل همبستگی مثبت بین تغییر در مجموع جریان‌های نقدی غیرعملیاتی و اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش، اقلام تعهدی غیرعادی برآوردی برای مشاهداتی که دارای بیشترین تغییر مثبت (منفی) جریان‌های نقدی غیرعملیاتی هستند، بیش‌نمایی (کم‌نمایی) می‌شود.

۳ـ روش تحقیق

۱ـ۳ـ داده‌ها و نمونه تحقیق

نمونه این تحقیق شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که داده‌های سالانه آنها (شامل ترازنامه، صورت سود و زیان و صورت جریان وجوه نقد) برای دوره زمانی ۱۵ ساله از ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۴ در بانک اطلاعاتی ره آورد نوین در دسترس است. مطابق کوتاری و همکاران (۲۰۰۵؛ ۱۷۲)، 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. کلیه مشاهدات تکراری و ناهمخوان از نمونه کنار گذاشته می‌شوند. به دلیل برآورد پارامترهای مدل‌های تعهدی در سطح صنعت، صنایع و شرکت‌هایی که از داده‌های کافی برای تخمین پارامترهای این مدل‌ها برخوردار نیستند از نمونه حذف می‌شوند. وجود حداقل ۳۰ مشاهده در سطح صنعت در دوره تحقیق، شرط ابقاء در نمونه است. متعاقب این محدودیت‌ها، یک نمونه شامل ۲۶۴۲ مشاهده شرکت ـ 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 تقسیم گردیدند. کلیه متغیرهای تحقیق به دلیل وجود خطا در داده‌ها و مشکلات ناشی از مقیاس‌زدایی، و مضافا به جهت استفاده بیشتر از اطلاعات داده‌ها، در سطح ۱٪ مقادیر منتهایی توزیع‌شان (یعنی، صدک یکم و صدک ۹۹ ام) ویرایش[۴] شدند.

۲ـ۳ـ مدل‌های تحقیق

مطابق جونز (۱۹۹۱؛ ۲۱۱-۲۱۲)، کل اقلام تعهدی (TAC) شامل اقلام تعهدی سرمایه در گردش (WCAC) و اقلام تعهدی منفی استهلاک دارایی های ثابت (DEP) است. به منظور برآورد اقلام تعهدی عادی، که همان اقلام تعهدی مورد انتظار است، داریم:

$$E(TAC_{i,t}) = E(WCAC_{i,t}) - E(DEP_{i,t})$$ رابطه ۱

در رابطه بالا، E(.) معرف امید ریاضی است. جونز، همچنین فرض می‌کند که اقلام تعهدی عادی استهلاک، تابعی از ناخالص املاک، ماشین آلات و تجهیزات (PPE) است:

$$E(DEP_{i,t}) = f(PPE_{i,t})$$ رابطه ۲

و اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش، تابعی از تغییر فروش در دوره جاری (ΔS) است:

رابطه ۳ $E(WCAC_{i,t}) = f(\Delta S_{i,t})$

مطابق فرضیه‌های تحقیق، جریان‌های نقدی ورودی (خروجی) ناشی از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری و تامین مالی ممکن است باعث افزایش (کاهش) در سرمایه‌گذاری در جزء غیرنقدی سرمایه در گردش شود. لذا، در صورتی که بخشی از اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش ناشی از تغییر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی (ΔPNOCF) و نه تغییر فروش باشد، داریم:

رابطه ۴ $E(WCAC_{i,t}) = f(\Delta S_{i,t}) + f(\Delta PNOCF_{i,t})$

در صورت عدم کنترل تاثیر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی بر اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش، در مدل جونز و مدل‌های مبتنی بر آن، مشکل وجود متغیر محذوف ایجاد خواهد شد. در نتیجه، بخشی از تغییرات اقلام تعهدی عادی که توسط متغیرهای موجود در مدل توضیح داده نمی‌شود، یعنی جزء $f(\Delta \mathrm{PNOCF}_{i,t})$، به خطا به عنوان اقلام تعهدی غیرعادی طبقه‌بندی خواهد شد. متعاقب این تفکیک نادرست اقلام تعهدی غیرعادی از اقلام تعهدی عادی، اولا انتظار می‌رود سنجه اقلام تعهدی غیرعادی ($\mathrm{DAP}_{i,t}$) با مقدار حقیقی اقلام تعهدی غیرعادی $\mathrm{DAP}_{\mathrm{i,t}}$ تفاوت داشته باشد و ثانیا $\mathrm{DAP}_{i,t}$ تابعی قابل پیشبینی از متغیر $\Delta \mathrm{PNOCF}_{i,t}$ باشد.

با توجه به توضیحات فوق، در این تحقیق به منظور آزمون تاثیر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی بر اقلام تعهدی سرمایه در گردش و اجزای عمده آن، از مدل رگرسیونی پانلی زیر استفاده می‌شود:

مدل ۱ $ACC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1(1/A_{i,t}) + \alpha_2 \Delta S_{i,t} + \sum_{j=0,k}^{j=1} \psi_k(\Delta PNOCF_{k,i,t-j}) + e_{i,t}$

که در آن، به جای متغیر وابسته ACC، متغیرهای: اقلام تعهدی سرمایه در گردش WCAC، تغییر حسابهای دریافتنی ΔAR، تغییر موجودی‌ها ΔINV، و تغییر حسابهای پرداختنی ΔAP جایگزین می‌شوند. 1/A= برابر است با یک تقسیم بر میانگین دارایی‌های دوره. 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 میانگین دارایی‌ها به وجود بیاید به مدل اضافه می‌شود. ΔS= تغییر فروش؛ و $\Delta PNOCF_k$ = سنجه‌های تغییر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی است، شامل تغییر جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری (ΔCFI) و (ΔCFF)، که به صورت همزمان در مدل وارد می‌شوند. به دلیل اجتناب از همخطی احتمالی بین متغیرهای مستقل، تغییر مجموع جریان‌های نقدی غیرعملیاتی ($\Delta \mathrm{NOCF}_{i,t} = \Delta \mathrm{CFI}_{i,t} + \Delta \mathrm{CFF}_{i,t}$) به طور جداگانه و تنها در مدل جایگزین می‌شود. e جزء اخلال (خطا) است. اندیس i و t به ترتیب معرف شرکت و سال است.

همچنین به منظور، بررسی تاثیر تغییر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی بر کل اقلام تعهدی، از مدل زیر استفاده می‌شود:

مدل ۲ $TAC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1(1/A_{i,t}) + \alpha_2 \Delta S_{i,t} + \alpha_3 PPE_{i,t} + \sum_{j=0,k}^{j=1} \psi_k(\Delta PNOCF_{k,i,t-j}) + e_{i,t}$

در رابطه بالا، TAC کل اقلام تعهدی و PPE ناخالص املاک، ماشین آلات و تجهیزات است. بقیه متغیرهای مدل، مانند مدل ۱ است. در این تحقیق، اقلام تعهدی سرمایه در گردش (WCAC)، برابر است با تغییر دارایی‌های جاری (به استثنای وجه نقد) منهای تغییر بدهی‌های جاری (به استثنای مالیات پرداختنی، تسهیلات مالی جاری دریافتی و حصه جاری بدهی‌های بلند مدت). همچنین، کل اقلام تعهدی (TAC)، برابر است با سود خالص منهای جریان‌های نقدی عملیاتی تعدیل شده (که برابر است با جریان‌های نقدی عملیاتی مطابق استاندارد ایران بعلاوه جریان‌های نقدی ناشی از مالیات بر درآمد و جریان‌های نقدی ناشی از بازده سرمایه گذاری و سود پرداختی بابت تامین مالی).

پیش‌بینی علامت ضرایب: با فرض این که در اکثر صنایع سیاست فروش‌های اعتباری واحد تجاری و عرضه‌کنندگان 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 یک رابطه مثبت بین تغییر فروش و اقلام تعهدی سرمایه در گردش (کل اقلام تعهدی) وجود داشته باشد. همچنین مطابق مدل نظری دیچاو و همکاران (۱۹۹۸) یک رابطه مثبت بین اجزای اقلام تعهدی با تغییر فروش وجود دارد. بر این اساس برای کلیه متغیرهای وابسته در مدل ۱ و ۲، انتظار داریم $\hat{\alpha}_2 > 0$. مطابق جونز، انتظار می‌رود $\hat{\alpha}_1 > 0$، زیرا متغیر 1/A اثر تقسیم متغیرهای وابسته و مستقل بر میانگین دارایی‌ها را کنترل می‌کند. در مدل ۲، از آنجا که α_3 مربوط به اقلام تعهدی عادی منفی استهلاک است، انتظار می‌رود $\hat{\alpha}_3 < 0$. همچنین، مطابق فرضیه تحقیق، یک رابطه مثبت و معنی دار بین خالص تغییر جریان های نقدی غیرعملیاتی و اقلام تعهدی وجود دارد. بدین جهت، انتظار داریم ضریب کلیه متغیرهایی که به جای متغیر $\Delta PNOCF_k$ در مدل‌های تحقیق جایگزین می‌شوند (به استثنای ΔAP)، مثبت و معنی‌دار باشد. غیرصفر بودن $\hat{\psi}_k$ به این معنی است که یک متغیر محذوف در مدل تعهدی جونز وجود دارد. در این مطالعه، نه تنها اثر تغییر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی دوره جاری، بلکه اثر تغییر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی دوره قبل نیز بر اقلام تعهدی سرمایه در گردش (کل اقلام تعهدی) کنترل می‌شود، زیرا احتمالا جریان‌های نقدی ورودی یا خروجی ناشی از معاملات تامین مالی و سرمایه‌گذاری علاوه بر دوره جاری، ممکن است بر میزان سرمایه‌گذاری در موجودی‌ها یا سیاست فروش‌های اعتباری در دوره آتی نیز موثر باشند.

از آنجا که تغییرات شدیدتر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی احتمال بیشتری دارد که با متغیرهای جداکننده در تحقیقات مدیریت سود همبستگی داشته باشد و مضافا به دلیل این که این تغییرات عمده احتمال بیشتری دارد که باعث تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش شود، به منظور بررسی بیشتر، همچنین مدل‌های رگرسیونی پانلی زیر مورد استفاده قرار می‌گیرد:

مدل ۳
$$ACC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1(1/A_{i,t}) + \alpha_2 \Delta S_{i,t} + \lambda_1 D_LOW_PNOCF_{i,t} + \lambda_2 D_HIGH_PNOCF_{i,t} + e_{i,t}$$

مدل ۴
$$TAC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1(1/A_{i,t}) + \alpha_2 \Delta S_{i,t} + \alpha_3 PPE_{i,t} + \lambda_1 D_LOW_PNOCF_{i,t} + \lambda_2 D_HIGH_PNOCF_{i,t} + e_{i,t}$$

در مدل ۳، به جای متغیر وابسته، متغیرهای WCAC، ΔAR، ΔINV، و ΔAP جایگزین می‌شود. در هر دو مدل، D_LOW_PNOCF و D_HIGH_PNOCF متغیرهای مصنوعی دو ارزشی (۱و۰) هستند با ارزش یک، اگر سنجه جریان‌های نقدی غیرعملیاتی به ترتیب در پایین‌ترین و بالاترین دهک توزیع آن قرار بگیرد و ارزش صفر در غیر اینصورت. بقیه متغیرها در دو مدل، مشابه مدل‌های قبل است.

در صورتی که $\hat{\lambda}_1 < 0 < \hat{\lambda}_2$ باشد، به این معنا است که، به طور متوسط، سطح اقلام تعهدی سرمایه در گردش و کل اقلام تعهدی در مشاهداتی با بیشترین تغییرات منفی (مثبت) جریان‌های نقدی غیرعملیاتی، به طور معنی‌داری کمتر (بیشتر) از سایر نمونه است.

۳ـ۳ـ برآورد اقلام تعهدی غیرعادی

در تحقیق حاضر، برای برآورد پارامترهای اقلام تعهدی عادی، مطابق دیچاو و همکاران (۲۰۱۲؛ ۲۸۸-۲۸۹)، از مدل کلی زیر استفاده می‌شود:

$$TAC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1(1/A_{i,t}) + \sum_k f_k X_{k,i,t} + e_{i,t}$$ مدل ۵

که در آن،

TAC= کل اقلام تعهدی (که برابر است با سود خالص منهای جریان‌های نقدی عملیاتی تعدیل شده)؛ f_k= پارامترهای اقلام تعهدی عادی و X_k= متغیرهای تعیین‌کننده اقلام تعهدی عادی طبق مدل‌های تعهدی، به شرح زیر است: طبق مدل جونز (۱۹۹۱): تغییر فروش (ΔS_t) و ناخالص املاک ماشین آلات و تجهیزات (PPE_t)؛ طبق مدل جونز تعدیل شده (۱۹۹۵): تغییر فروش نقدی که برابر است با تغییر فروش منهای تغییر حسابهای دریافتنی ($\Delta S_t - \Delta AR_t$) و ناخالص اموال ماشین آالات و تجهیزات (PPE_t)؛ طبق مدل ترکیبی مک نیکولز (۲۰۰۲): تغییر فروش (ΔS_t)، ناخالص اموال ماشین آالات و تجهیزات (PPE_t)، جریان‌های نقدی عملیاتی دوره قبل (CFO_{t-1})، جریان‌های نقدی عملیاتی دوره جاری (CFO_t) و جریان‌های نقدی عملیاتی دوره آتی (CFO_{t+1}). در تحقیق حاضر، مشابه کوتاری و همکاران (۲۰۰۵)، با افزوده شدن بازده دارایی‌های دوره جاری (ROA_t) یا بازده دارایی‌های دوره قبل (ROA_{t-1}) به متغیرهای تبیین کننده اقلام تعهدی در مدل جونز و جونز تعدیل شده، چهار مدل تعدیل شده دیگر نیز برای برآورد اقلام تعهدی عادی مورد استفاده قرار می‌گیرد. مطابق جونز، به منظور کنترل ایجاد احتمالی همبستگی کاذب به دلیل تقسیم متغیرهای وابسته و مستقل بر میانگین دارایی‌ها، متغیر 1/A، و مطابق کوتاری و همکاران، یک عرض از مبدا (α_0)، به هر یک از مدل‌های تعهدی اضافه شده است.

در این تحقیق، مشابه دیچاو و همکاران (۲۰۱۲)، به منظور برآورد اقلام تعهدی عادی از نسخه پانلی مدل‌های تعهدی استفاده می‌شود زیرا برازش مدل‌ها به صورت پانلی می‌تواند علاوه بر کنترل ناهمگونی مشاهده نشده بین مقاطع (یعنی شرکت‌ها)، با افزایش حجم نمونه در دسترس کارایی تخمین را افزایش دهد. مضافا، برازش 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. در این راستا، نخست کلیه مدل‌های تعهدی در سطح صنعت و با استفاده از مدل انتخابی طبق آزمون‌های انتخاب مدل (شامل آزمون F ولش، بروش پاگان و هاسمن) برازش و پارامترهای اقلام تعهدی عادی برآورد می‌گردد. در مرحله بعد، با استفاده از این پارامترها، اقلام تعهدی عادی محاسبه می‌شود. اقلام تعهدی غیرعادی برآوردی DA برای هر مدل به شرح زیر محاسبه می‌شود:

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

مطابق رابطه بالا، اقلام تعهدی غیرعادی برابر است با اقلام تعهدی مشاهده شده منهای اقلام تعهدی برآورد شده طبق هر یک از مدل‌های تعهدی.

٤ـ۳ـ شبیه سازی مونت کارلویی خطای نوع اول

در این تحقیق، به منظور شبیه‌سازی خطای نوع اول، از الگویی که توسط مک نیکولز و ویلسون (۱۹۸۸)، دیچاو و همکاران(۱۹۹۵) و کوتاری و همکاران (۲۰۰۵) پیشنهاد شده استفاده می‌شود. بر این اساس، نخست اقلام تعهدی غیرعادی برآوردی بر حسب دهک‌های ΔCFI، ΔCFF و ΔNOCF به ده گروه تقسیم می‌شوند و از هر دهک توزیع شرطی اقلام تعهدی غیرعادی یک نمونه تصادفی متشکل از ۳۰ مشاهده DA با جایگذاری انتخاب می‌گردد. اندازه نمونه تصادفی، بر اساس حداقل نمونه مورد نیاز برای آزمون t دو دامنه تفاوت میانگین نسبت به یک عدد ثابت، با فرض α=۰/۰۵ و اندازه تاثیر متوسط، انتخاب شده است. در مرحله بعد، برای نمونه تصادفی آزمون فرض صفر $H_0: \overline{DA} = 0$ در مقابل فرض‌های نقیض $H_a: \overline{DA} > 0$ و $H_a: \overline{DA} < 0$ انجام می‌شود. آماره این آزمون دارای توزیع t با درجه آزادی n-1 است که به شرح زیر محاسبه می‌شود:

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

که در آن، $\overline{DA} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} DA_{i,t}$ و $s(DA) = \sqrt{\sum_{i=1}^{N}(DA_{i,t} - \overline{DA})^2 /N-1)}$ است. برای هر نمونه، آزمون فرض صفر در مقابل هر یک از فرض‌های نقیض به صورت یک دامنه و در سطح خطای ۵ درصد انجام می‌شود. با تکرار نمونه‌گیری برای ۱۰۰ بار و آزمون فرض صفر، نرخ دفعات رد فرض صفر که عبارت است از $\widetilde{P} = x/n$ محاسبه می‌شود، که در آن x تعداد دفعات مشاهده رد فرض صفر و n تعداد امتحان‌ها است (که در این آزمون برابر با ۱۰۰ است). نرخ اسمی و مورد انتظار رد فرض صفر در جامعه P =۰/۰۵ است. مطابق آزمون دوجمله‌ای، فاصله اطمینان ۹۵ درصد برای نرخ رد ۰/۰۵ اسمی (۰/۰۹ ، ۰/۰۱) است. در صورتی که نرخ رد مشاهده شده خارج از فاصله اطمینان ۹۵ درصدی قرار بگیرد می‌توان گفت که نرخ مشاهده با نرخ مورد انتظار متفاوت است. با این وجود، در تحقیق حاضر، بیشتر علاقمند هستیم تا مشخص کنیم که آیا نرخ رد بیشتر یا کمتر از نرخ ۵٪ اسمی است یا خیر و بر این اساس، فرض صفر در مقابل فرض‌های نقیض یک دامنه آزمون می‌شود. برای آزمون فرض صفر $(H_0: \widetilde{P} = 0.05)$ در مقابل این فرض نقیض که آیا نرخ رد مشاهده

شده بیشتر ($H_a: \widetilde{P} > 0.05$) یا کمتر ($H_a: \widetilde{P} < 0.05$) از نرخ رد ۰/۰۵ اسمی است از آزمون دوجمله‌ای یک دامنه استفاده می‌شود. در صورتی که نرخ دفعات رد مشاهده شده بیشتر (کمتر) از مقدار بحرانی ۰/۰۸ (۰/۰۲) باشد با اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت که نرخ دفعات رد فرض صفر بیشتر (کمتر) از نرخ رد مورد انتظار ۰/۰۵ است. در صورتی که نرخ رد مشاهده شده به شکل معنی‌داری از نرخ مورد انتظار ۵٪ بزرگتر باشد به این معنا است که احتمال این که محقق به نادرستی فرض صفر عدم وقوع مدیریت سود را به نفع فرضیه نقیض وقوع مدیریت سود کاهنده یا افزاینده رد کند افزایش می‌یابد (افزایش خطای نوع اول). در صورتی که نرخ رد مشاهده شده به شکل معنی‌داری از نرخ مورد انتظار ۵٪ کمتر باشد به این معنا است که احتمال این که محقق به نادرستی فرضیه صفر $H_0: \overline{DA} = 0$ را بپذیرد در حالی که فرضیه نقیض $H_a: \overline{DA} > 0$ یا $H_a: \overline{DA} < 0$ درست است افزایش می‌یابد (خطای نوع دوم).

٤ـ یافته‌ها

۱ـ٤ـ آمار توصیفی

در نگاره ۱، آمار توصیفی برای متغیرهای تحقیق در کل نمونه ارائه شده است. چولگی اقلام تعهدی سرمایه در گردش

نگاره ۱. آمار توصیفی در کل نمونه

	میانگین	میانه	کمترین	بیشترین	چولگی	کشیدگی
ΔS_t	۰/۱۲۰	۰/۰۹۸	−۰/۵۵۸	۱/۰۲۶	۰/۷۰	۲/۱۴
$\Delta S_t - \Delta AR_t$	۰/۰۸۵	۰/۰۶۲	−۰/۶۵۸	۱/۰۱۶	۰/۵۶	۲/۰۹
ΔAP_t	۰/۰۱۹	۰/۰۰۶	−۰/۲۳۹	۰/۳۳۸	۰/۷۹	۳/۴۵
ΔINV_t	۰/۰۳۲	۰/۰۲۴	−۰/۲۴۵	۰/۳۶۴	۰/۵۰	۲/۲۶
ΔAR_t	۰/۰۳۵	۰/۰۲۴	−۰/۲۴۷	۰/۳۴۶	۰/۳۸	۱/۳۶
$WCAC_t$	۰/۰۴۲	۰/۰۳۴	−۰/۳۸۹	۰/۵۱۴	۰/۲۱	۱/۰۵
TAC_t	۰/۱۱۰	۰/۰۹۲	−۰/۳۲۳	۰/۶۶۷	۰/۴۷	۰/۸۳
CFO_t	۰/۰۲۳	۰/۰۲۴	−۰/۳۷۶	۰/۳۷۹	−۰/۱۵	۱/۴۴
PPE_t	۰/۲۷۶	۰/۲۲۹	۰/۰۰۵	۰/۸۸۸	۱/۰۰	۰/۵۹
ΔCFI_t	−۰/۰۰۷	۰/۰۰۰	−۰/۳۷۰	۰/۲۹۴	−۰/۵۶	۴/۴۴
ΔCFF_t	۰/۰۰۷	۰/۰۰۰	−۰/۳۸۸	۰/۴۵۳	۰/۲۴	۲/۲۶
$\Delta NOCF_t$	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	−۰/۴۵۵	۰/۴۳۶	−۰/۰۳	۲/۲۰
مشاهدات	۲۶۴۲ مشاهده شرکت ـ سال					

تمام متغیرها بر میانگین دارایی‌ها تقسیم شده‌اند. تمام متغیرها در سطح مقادیر منتهایی ۱ درصد توزیع خود ویرایش شده‌اند.

WCAC، و کل اقلام تعهدی TAC به ترتیب ۰/۲۱ و ۰/۴۷ است که از ۰/۵ 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 تحقیق در سطح صنعت برازش

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

نگاره۲ . ماتریس ضرایب همبستگی پیرسون

	ΔCFI_t	ΔCFF_t	$\Delta NOCF_t$	TAC_t	$WCAC_t$	ΔAR_t	ΔINV_t	ΔAP_t	PPE_t	ΔS_t
ΔCFI_t										
ΔCFF_t	-۰/۳۰۸									
$\Delta NOCF_t$	۰/۳۹۹	۰/۷۳۸								
TAC_t	۰/۱۴۱	۰/۳۴۸	۰/۴۳۷							
$WCAC_t$	۰/۰۵۵	۰/۲۶۰	۰/۲۸۴	۰/۵۵۳						
ΔAR_t	۰/۰۲۸	۰/۱۶۴	۰/۱۷۲	۰/۲۹۰	۰/۳۵۳					
ΔINV_t	۰/۰۰۴	۰/۱۸۱	۰/۱۸۱	۰/۳۱۱	۰/۳۳۴	۰/۴۶۹				
ΔAP_t	-۰/۰۲۵	۰/۰۲۵	۰/۰۰۶	-۰/۰۶۱	-۰/۰۵۲	۰/۳۲۳	۰/۲۰۴			
PPE_t	-۰/۰۶۷	۰/۰۱۷	-۰/۰۲۹	-۰/۱۳۱	-۰/۰۹۹	-۰/۰۵۷	-۰/۰۱۸	۰/۰۱۲		
ΔS_t	-۰/۱۳۱	۰/۰۲۸	-۰/۰۶۴	۰/۲۱۲	۰/۲۷۲	۰/۲۰۴	۰/۱۶۹	۰/۰۵۵	۰/۰۳۹	

جدول فوق، ضرایب همبستگی پیرسون را نمایش می‌دهد. تعداد مشاهدات ۲۶۴۲ است. مقدار بحرانی در سطح پنج درصد (دو دامنه)، ۰/۰۳۸ است.

نگاره ۲، ضرایب همبستگی پیرسون را برای هر جفت از متغیرهای تحقیق ارائه می‌دهد. همچنانکه در نگاره ۲ مشاهده می‌شود، مطابق پیش‌بینی تحقیق، یک همبستگی مثبت و معنی‌دار بین تغییر خالص جریان‌های نقدی غیرعملیاتی با اقلام تعهدی، اقلام تعهدی سرمایه در گردش، تغییر حسابهای دریافتنی و تغییر موجودی کالا وجود دارد.

۲ـ٤ـ شواهد تاثیر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی بر اقلام تعهدی عادی

نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای تحقیق که بر اساس آزمون لوین لین و چو انجام شده است مانایی سری زمانی کلیه متغیرهای تحقیق را تایید می‌کند (این نتایج در جداول ارائه نشده است). برای آزمون فرضیه‌های تحقیق، مدل رگرسیونی ۱ و ۲ با استفاده از داده‌های پانلی نمونه تحقیق و با استفاده از مدل اثرات ثابت برازش شد. نتایج برازش این مدل‌ها در جدول ۳ و ۴ ارائه شده است.

همچنان که در نگاره ۳ مشاهده می‌شود، یک رابطه مثبت بین کل اقلام تعهدی (TAC_t) و تغییر جریان‌های نقدی سرمایه گذاری (ΔCFI_t) و تاخیر مرتبه اول آن (ΔCFI_{t-1}) مشاهده می‌شود. ضریب ΔCFI_t و ΔCFI_{t-1} به ترتیب دارای بزرگی ۰/۴۶۶ (t =۱۴/۷۶) و ۰/۱۵۵ (t =۶/۲۳۹) است. این شواهد نشان می‌دهد که، مطابق انتظار، علاوه بر تغییر جریان‌های نقدی سرمایه گذاری همدوره، تغییر جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری دوره قبل نیز بر سطح اقلام تعهدی دوره جاری تاثیر می گذارد. این تاثیر یک تاثیر مثبت است و لذا هنگامی که این جریان‌های نقدی کاهش (افزایش) می‌یابد، اقلام تعهدی نیز متعاقبا کاهش (افزایش) می‌یابد. مطابق این شواهد می‌توان نتیجه گرفت که متعاقب افزایش ورود جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری (مثلا در نتیجه فروش دارایی‌های ثابت) سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش افزایش می‌یابد و بالعکس در زمان خروج جریان‌های نقدی

سرمایه‌گذاری (مثلا، در نتیجه خرید دارایی‌های ثابت) سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش کاهش می‌یابد. همچنین، یک رابطه مثبت بین کل اقلام تعهدی (TAC_t) و تغییر جریان‌های نقدی تامین مالی (ΔCFF_t) و تاخیر مرتبه اول آن (ΔCFF_{t-1}) وجود دارد. ضریب ΔCFF_t و ΔCFF_{t-1} به ترتیب دارای بزرگی ۰/۵۶۱ (t =۲۷/۴۶) و ۰/۲۲۹ (t =۱۶/۲۰) است. این شواهد تاییدی است بر این ادعا که ورود یا خروج جریان‌های نقدی تامین مالی می‌تواند باعث تغییر در سیاست سرمایه در گردش شود. مطابق این شواهد، وجوه نقد ورودی (خروجی) ناشی از استقراض/ انتشار سهام (بازپرداخت بدهی‌ها) نه تنها در سال ایجاد باعث افزایش (کاهش) سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش غیرنقدی می‌شوند بلکه این اثر به دوره بعد نیز انتقال می‌یابد.

نگاره ۳. نتایج برازش مدل‌های رگرسیونی تابلویی ۱ و ۲ در سطح کل نمونه

	ES	TAC_t 1	$WCAC_t$ 11	ΔAR_t 111	ΔINV_t 1V	ΔAP_t V
Intercept	؟	۰/۰۹۷ (۱۲/۷۳)	۰/۰۲۴ (۷/۱۴۷)	۰/۰۳۶ (۱۴/۹۹)	۰/۰۲۵ (۱۴/۳۹)	۰/۰۲۶ (۱۵/۰۳)
$1/A_t$	+	۱۴۸۷/۵ (۱/۲۸۶)	−۱۷۲/۶ (−۰/۸۳۲)	−۲۱۹۵/۷ (−۳/۸۵۷)	−۲۶۸/۸ (−۰/۶۶۸)	−۱۸۹۶/۰۵ (−۴/۹۹۰)
ΔS_t	+	۰/۱۱۱ (۱۰/۴۳)	۰/۱۴۶ (۱۰/۶۹)	۰/۰۷۵ (۸/۱۰۷)	۰/۰۵۴ (۷/۷۴۰)	۰/۰۰۳ (۰/۴۳۰)
ΔCFI_t	+	۰/۴۶۶ (۱۴/۷۶)	۰/۲۴۹ (۶/۶۴۸)	۰/۱۲۴ (۶/۴۰۸)	۰/۰۵۵ (۲/۹۸۰)	−۰/۰۰۲ (−۰/۱۲۹)
ΔCFF_t	+	۰/۵۶۱ (۲۷/۴۶)	۰/۳۵۷ (۱۲/۹۵)	۰/۱۵۴ (۸/۹۴۱)	۰/۱۱۷ (۷/۵۸۰)	۰/۰۱۷ (۱/۴۶۹)
ΔCFI_{t-1}	+	۰/۱۵۵ (۶/۲۳۹)	۰/۱۲۹ (۳/۶۱۲)	۰/۰۵۴ (۲/۵۳۹)	−۰/۰۱۴ (−۰/۸۱۷)	−۰/۰۱۲ (−۰/۷۸۸)
ΔCFF_{t-1}	+	۰/۲۹۹ (۱۶/۲۰)	۰/۱۳۲ (۵/۲۴۷)	۰/۰۴۱ (۲/۱۳۰)	۰/۰۶۹ (۵/۱۷۷)	۰/۰۰۹ (۰/۸۸۸)
PPE_t	-	−۰/۱۱۶ (−۵/۷۸۴)				
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۳۴	۰/۱۸	۰/۰۹	۰/۰۸	۰/۰۱
$\overline{R}^2$ مدل بدون جریانهای نقدی غیرعملیاتی		۰/۰۵	۰/۰۸	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۰۱
آزمون دورنیک هنسن (آماره خی دو)		۳/۲۹ (۰/۱۹)	۵/۷۵ (۰/۰۶)	۵/۷۷ (۰/۰۶)	۵/۹۱ (۰/۰۵)	۶/۰۵ (۰/۰۵)
آزمون F ولش (آماره F)		۸/۵۳ (۰/۰۰)	۱/۴۲ (۰/۰۰)	۱/۴۱ (۰/۰۰)	۱/۶۹ (۰/۰۰)	۱/۲۷ (۰/۰۰)
آزمون هاسمن (آماری خی دو)		۵۳/۵ (۰/۰۰)	۱۲/۹ (۰/۰۴)	۳۱/۸ (۰/۰۰)	۱۴/۱ (۰/۰۳)	۲۰/۵ (۰/۰۰)
مدل برازش		اثرات ثابت	اثرات ثابت	اثرات ثابت	اثرات ثابت	اثرات ثابت

جدول فوق، خلاصه نتایج برازش مدل‌هایی را نشان می‌دهد که به منظور بررسی درباره تاثیر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی بر اقلام تعهدی سرمایه در گردش و کل اقلام تعهدی به کار گرفته شده‌اند. مدل‌ها در سطح کل نمونه (۲۶۴۲ مشاهده) و بر اساس آزمون‌های انتخاب مدل با

استفاده از مدل اثرات ثابت برازش شده‌اند. به منظور تصحیح ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی، خطای استاندارد برای محاسبه مقدار آماره t ضرایب با استفاده از تخمین زن Newey-West با ۳ مرتبه تاخیر برآورد شده است (نرم افزار آماری مورد استفاده: Gretl نسخه ۲۰۱۷). مقدار آماره t ضرایب رگرسیون در پرانتز ارائه شده است. قدر مطلق مقدار بحرانی آماره t در سطح خطای پنج درصد (دو دامنه)، ۱/۹۶ است. ES علامت مورد انتظار ضرایب را برای کلیه متغیرهای وابسته (به استثنای تغییر حسابهای پرداختنی) نمایش می‌دهد. آزمون F ولش برای انتخاب بین مدل اثرات ثابت و تلفیقی و آزمون هاسمن برای انتخاب بین مدل اثرات ثابت و اثرات تصادفی استفاده شده است. آزمون نرمال بودن باقی مانده‌ها بر اساس آزمون دورنیک هنسن که دارای توزیع مجانبی خی دو با درجه آزادی (۲) است انجام شده است. سطح معنی‌داری در پرانتز ارائه شده است.

نگاره ۳ شواهد تکمیلی برای یافته‌های اشاره شده ارائه می‌دهد. به طور مشابه با نتایج قبلی، یک رابطه مثبت و معنی‌دار بین اقلام تعهدی سرمایه در گردش با ΔCFI_t، ΔCFI_{t-1}، ΔCFF_t و ΔCFF_{t-1} وجود دارد. ضرایب این متغیرها (در ستون ii) به ترتیب دارای بزرگی ۰/۲۴۹ (۶/۶۴۸= t)، ۰/۱۲۹ (۳/۶۱۲= t)، ۰/۳۵۷ (۱۲/۹۵= t) و ۰/۱۳۲ (۵/۲۴۷= t) است. این نتایج برای متغیرهای وابسته تغییر حسابهای دریافتنی تجاری و تغییر موجودی مواد و کالا نیز مشاهده می‌شود.

نگاره ۴. نتایج برازش مدل‌های رگرسیونی تابلویی ۱ و ۲ در سطح کل نمونه

		TAC_t	$WCAC_t$	ΔAR_t	ΔINV_t	ΔAP_t
	ES	i	ii	iii	iv	v
Intercept	؟	۰/۰۹۷ (۱۲/۶۳)	۰/۰۲۴ (۷/۱۰۶)	۰/۰۳۶ (۱۵/۱۱)	۰/۰۲۶ (۱۴/۸۹)	۰/۰۲۶ (۱۵/۰۹)
$1/A_t$	+	۱۵۷۰/۴ (۱/۳۳۹)	−۷۷/۳۱ (−۰/۰۹۵)	−۲۱۳۹/۲ (−۳/۸۰۱)	−۲۲۵/۲ (−۰/۵۶۸)	−۱۸۹۰/۹ (−۴/۹۶۴)
ΔS_t	+	۰/۱۱۵ (۱۰/۹۸)	۰/۱۵۰ (۱۱/۰۱)	۰/۰۷۶ (۸/۲۴۷)	۰/۰۵۷ (۸/۲۴۶)	۰/۰۰۴ (۰/۵۶۷)
$\Delta NOCF_t$	+	۰/۵۲۷ (۲۴/۶۲)	۰/۳۲۲ (۱۲/۳۱)	۰/۱۴۱ (۸/۷۰۵)	۰/۱۰۳ (۷/۱۶۳)	۰/۰۱۴ (۱/۳۲۴)
$\Delta NOCF_{t-1}$	+	۰/۲۵۴ (۱۳/۷۹)	۰/۱۲۷ (۵/۳۱۹)	۰/۰۴۴ (۲/۵۲۲)	۰/۰۴۶ (۳/۴۹۲)	۰/۰۰۶ (۰/۶۲۵)
PPE_t	-	−۰/۱۱۱ (−۵/۵۲۴)				
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۴۸	۰/۱۸	۰/۰۹	۰/۰۷	۰/۰۱
$\bar{R}^2$ مدل بدون جریانهای نقدی غیرعملیاتی		۰/۰۵	۰/۰۸	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۰۱
آزمون دورنیک هنسن (آماره خی دو)		۳/۹۸ (۰/۱۳)	۵/۱۸ (۰/۰۸)	۵/۷۳ (۰/۰۶)	۵/۴۹ (۰/۰۶)	۶/۱۱ (۰/۰۵)
آزمون F ولش (آماره F)		۹/۰۹ (۰/۰۰)	۱/۳۹ (۰/۰۰)	۱/۴۱ (۰/۰۰)	۱/۶۶ (۰/۰۰)	۱/۲۰ (۰/۰۴)
آزمون هاسمن (آماری خی دو)		۳۸/۵ (۰/۰۰)	۱۲/۷ (۰/۰۱)	۲۵/۸ (۰/۰۰)	۱۴/۴ (۰/۰۲)	۱۶/۲ (۰/۰۰)
مدل برازش		اثرات ثابت	اثرات ثابت	اثرات ثابت	اثرات ثابت	اثرات ثابت

جدول فوق، خلاصه نتایج برازش مدل‌هایی را نشان می‌دهد که به منظور بررسی درباره تاثیر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی بر اقلام تعهدی سرمایه در گردش و کل اقلام تعهدی به کار گرفته شده‌اند. مدل‌ها در سطح کل نمونه (۲۶۴۲ مشاهده) و بر اساس آزمون‌های انتخاب مدل با استفاده از مدل اثرات ثابت برازش شده‌اند. به منظور تصحیح ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی، خطای استاندارد برای محاسبه

مقدار آماره t ضرایب با استفاده از تخمین زن Newey-West با ۳ مرتبه تاخیر برآورد شده است (نرم افزار آماری مورد استفاده: Gretl نسخه ۲۰۱۷). مقدار آماره t ضرایب رگرسیون در پرانتز ارائه شده است. قدر مطلق مقدار بحرانی آماره t در سطح خطای پنج درصد (دو دامنه)، ۱/۹۶ است. ES علامت مورد انتظار ضرایب را برای کلیه متغیرهای وابسته (به استثنای تغییر حسابهای پرداختنی) نمایش می‌دهد. آزمون F ولش برای انتخاب بین مدل اثرات ثابت و تلفیقی و آزمون هاسمن برای انتخاب بین مدل اثرات ثابت و اثرات تصادفی استفاده شده است. آزمون نرمال بودن باقی مانده‌ها بر اساس آزمون دورنیک هنسن که دارای توزیع مجانبی خی دو با درجه آزادی (۲) است انجام شده است. سطح معنی‌داری در پرانتز ارائه شده است.

در مدل برازش شده با متغیر وابسته حسابهای دریافتنی (ستون iii)، ضرایب $\Delta\mathrm{CFI}_{\mathrm{t}}$، $\Delta\mathrm{CFI}_{\mathrm{t}-1}$، $\Delta\mathrm{CFF}_{\mathrm{t}}$ و ΔCFF_{t-1} به ترتیب دارای بزرگی ۰/۱۲۴ (t =۶/۴۰۸)، ۰/۰۵۴ (t =۲/۵۳۹)، ۰/۱۵۴ (t =۸/۹۴۱) و ۰/۰۴۱ (t =۲/۱۳۰) است. مطابق این یافته‌ها، جریان‌های نقدی همدوره و دوره قبل ناشی از فعالیت‌های غیرعملیاتی تاثیر مستقیمی بر سیاست فروش‌های اعتباری و سیاست وصول مطالبات دارد. به همین ترتیب، در مدل برازش شده با متغیر وابسته تغییر موجودی مواد و کالا، ضرایب $\Delta\mathrm{CFI}_{\mathrm{t}}$، $\Delta\mathrm{CFI}_{\mathrm{t}-1}$، $\Delta\mathrm{CFF}_{\mathrm{t}}$ و $\Delta\mathrm{CFF}_{\mathrm{t}-1}$ به ترتیب دارای بزرگی ۰/۰۵۵ (t =۲/۹۸۰)، ۰/۰۱۴− (t = −۰/۸۱۷)، ۰/۱۱۷ (t =۷/۵۸۰) و ۰/۰۶۹ (t =۵/۱۷۷) است. مطابق این شواهد، جریان‌های نقدی همدوره و دوره قبل ناشی از فعالیت‌های غیرعملیاتی بر سیاست شرکت در خصوص سرمایه‌گذاری در موجودی مواد و کالا تاثیر مستقیم دارد. مطابق انتظار، شواهدی در خصوص تاثیر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی بر تغییر حسابهای پرداختنی مشاهده نمی‌شود (نگاره ۳، ستون v). هیچ یک از ضرایب متغیرهای ΔCFI_t، ΔCFI_{t-1}، $\Delta\mathrm{CFF}_{\mathrm{t}}$ و $\Delta\mathrm{CFF}_{\mathrm{t}-1}$ در مدل برازش شده با متغیر وابسته تغییر حسابهای پرداختنی تجاری معنی‌دار نیست. بر این اساس، احتمالا جریان‌های نقدی غیرعملیاتی تاثیری بر سیاست پرداخت بدهی‌های ناشی از خرید مواد و کالا ندارند.

نگاره ۵. نتایج ادغام شده برازش مدل‌های رگرسیونی تابلویی ۳ و ۴ در سطح کل نمونه

	ES	TAC_t i	$WCAC_t$ ii	ΔAR_t iii	ΔINV_t iv	ΔAP_t v
Intercept	؟	۰/۰۶۱	۰/۰۲۰	۰/۰۳۰	۰/۰۲۶	۰/۰۲۶
		(۸/۳۸۰)	(۸/۸۴۶)	(۹/۸۳۶)	(۱۳/۱۳)	(۱۱/۶۹)
$1/A_t$	+	۱۲۵۴/۹	۰/۵۶۶	−۹۴۰/۴	−۳۲۴/۲	−۲۰۴۶/۸
		(۱/۰۵۴)	(۰/۶۷۲)	(−۱/۵۳۳)	(−۰/۹۷۳)	(−۵/۲۹۵)
ΔS_t	+	۰/۱۰۶	۰/۱۴۲	۰/۰۷۴	۰/۰۵۳	۰/۰۰۴
		(۷/۵۳۸)	(۹/۳۲۸)	(۷/۸۹۷)	(۷/۳۰۲)	(۰/۷۳۹)
$D_LOW_CFI_t$	−	−۰/۰۲۱	−۰/۰۱۲	۰/۰۰۰	−۰/۰۰۲	−۰/۰۰۳
		(−۲/۹۴۹)	(−۱/۸۱۰)	(۰/۰۹۴)	(−۰/۶۹۸)	(−۰/۹۵۴)
$D_HIGH_CFI_t$	+	۰/۰۳۶	۰/۰۱۰	۰/۰۱۱	۰/۰۰۳	−۰/۰۰۰
		(۵/۴۹۳)	(۱/۶۵۷)	(۲/۱۰۲)	(۰/۸۹۳)	(−۰/۲۳۰)
$D_LOW_CFF_t$	−	−۰/۰۵۳	−۰/۰۳۳	−۰/۰۱۸	−۰/۰۱۴	−۰/۰۰۴
		(−۷/۸۵۱)	(−۴/۷۵۳)	(−۳/۶۵۴)	(−۳/۶۱۴)	(−۱/۲۶۱)
$D_HIGH_CFF_t$	+	۰/۰۷۹	۰/۰۵۵	۰/۰۲۰	۰/۰۱۸	۰/۰۰۰
		(۱۲/۲۵)	(۸/۵۳۲)	(۴/۵۷۶)	(۴/۳۴۸)	(۰/۱۲۵)
$D_LOW_NOCF_t$	−	−۰/۰۹۰	−۰/۰۴۹	−۰/۰۲۵	−۰/۰۱۲	−۰/۰۰۳

		(−۱۴/۵۰)	(−۷/۳۰۰)	(−۵/۳۴۶)	(−۲/۹۱۶)	(−۱/۰۵۴)
$D_HIGH_NOCF_t$	+	۰/۱۱۵	۰/۰۵۷	۰/۰۲۵	۰/۰۱۹	۰/۰۰۱
		(۲۱/۲۸)	(۹/۳۳۸)	(۵/۳۱۲)	(۵/۲۴۰)	(۰/۳۱۹)
PPE_t	−	−۰/۰۶۹				
		(−۴/۰۴۲)				
ضریب تعیین		۰/۴۷	۰/۲۱	۰/۱۵	۰/۱۲	۰/۰۶
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۲۳	۰/۱۵	۰/۰۶	۰/۰۵	۰/۰۱
مدل برازش		اثرات ثابت	اثرات ثابت	اثرات ثابت	اثرات ثابت	اثرات ثابت

مدل های برازش شده در جدول بالا نشان می‌دهند که آیا به طور متوسط میزان اقلام تعهدی برای پایین‌ترین و بالاترین دهک‌های تغییر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی، به ترتیب، پایین‌تر و بالاتر از سایر مشاهدات نمونه است یا خیر. ضرایب نمایش داده شده در هر ستون حاصل برازش سه مدل رگرسیونی جداگانه متغیر وابسته با هر جفت متغیرهای نشان‌گر کران بالا و پایین و متغیرهای کنترلی مشترک است. ضرایب متغیرهای کنترلی مشترک (و مقدار آماره t متناظر) و ضرلیب تعیین، میانه آنها در سه رگرسیون جداگانه هستند. مدل‌ها در سطح کل نمونه (۲۶۴۲ مشاهده) و با استفاده از مدل اثرات ثابت برازش شده اندبه منظور تصحیح ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی، خطای استاندارد برای محاسبه مقدار آماره t ضرایب با استفاده از تخمین زن Newey-West با ۳ مرتبه تاخیر برآورد شده است (نرم افزار آماری مورد استفاده: Gretl نسخه ۲۰۱۷). مقدار آماره t ضرایب رگرسیون در پرانتز ارائه شده است. قدر مطلق مقدار بحرانی آماره t در سطح خطای پنج درصد (دو دامنه)، ۱/۹۶ است. ES علامت مورد انتظار ضرایب را برای کلیه متغیرهای وابسته (به استثنای تغییر حسابهای پرداختنی) نمایش می‌دهد.

در نگاره ۴، شواهدی درباره تاثیر تغییر مجموع جریان‌های نقدی غیرعملیاتی دوره جاری و دوره قبل بر کل اقلام تعهدی، اقلام تعهدی سرمایه در گردش و اجزای آن ارائه شده است. به استثنای ستون آخر، که نتایج برازش مدل با متغیر وابسته تغییر حسابهای پرداختنی را ارائه می‌دهد، ضرایب $\Delta NOCF_t$ و $\Delta NOCF_{t-1}$ در کلیه مدل‌ها مطابق انتظار مثبت و در سطح ۵ درصد معنی‌دار است. این شواهد نشان می‌دهد که خالص مجموع جریان‌های نقدی بدست آمده از معاملات سرمایه‌گذاری و تامین مالی می‌تواند بر سیاست‌های مدیریت سرمایه در گردش و متعاقبا بر سطح اقلام تعهدی سرمایه در گردش تاثیر بگذارد.

در نگاره ۵، شواهدی ارائه می‌شود که نشان می‌دهد سطح اقلام تعهدی در دهک بالا و دهک پایین تغییر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی به ترتیب، بیشتر و کمتر از سایر مشاهدات است. مدل‌های تابلویی ۳ و ۴، با هر جفت متغیرهای مصنوعی، که تعلق مشاهده به دهک بالا و پایین تغییر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی را کنترل می‌کنند، و متغیرهای کنترلی مشترک (یعنی $1/A$ و ΔS)، به طور جداگانه، برازش شده است. با این وجود، نتایج این مدل‌های جداگانه در هر ستون جدول ۵ ادغام شده است. لذا، در نگاره ۵، ضرایب متغیرهای کنترلی مشترک، میانه این ضرایب در سه برازش جداگانه هستند و ضرایب t آنها، ضرایب متناظر با ضریب نمایش داده است.

همچنانکه در جدول ۵ مشاهده می‌شود، در مدل برازش شده با متغیر وابسته کل اقلام تعهدی (ستون i)، علامت ضرایب مصنوعی نشانگر مطابق علامت پیش‌بینی شده است. مقدار ضریب $D_LOW_CFI_t$ و $D_HIGH_CFI_t$ به ترتیب ۰/۰۲۱− (۲/۹۴۹− =t) و ۰/۰۳۶ (۵/۴۹۳ =t) است. بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که به طور متوسط، مقدار اقلام تعهدی برای مشاهداتی

که دارای بیشترین تغییر مثبت و بیشترین تغییر منفی جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری هستند، به ترتیب، ۰/۰۲۱- میانگین دارایی‌ها کمتر و ۰/۰۳۶ میانگین دارایی‌ها بیشتر از سایر مشاهدات است. به طور مشابه، مقدار ضریب $D_LOW_CFF_t$ و $D_HIGH_CFF_t$ به ترتیب ۰/۰۵۳- (t= -۷/۸۵۱) و ۰/۰۷۹ (t= ۱۲/۲۵) است. مطابق این یافته، مقدار اقلام تعهدی برای مشاهداتی با بیشترین تغییر مثبت و بیشترین تغییر منفی جریان‌های نقدی تامین مالی به طور معنی‌داری، به ترتیب، کمتر و بیشتر از سایر مشاهدات است. بزرگی این تفاوتِ سطح اقلام تعهدی در دهک‌های کرانی نسبت به سایر مشاهدات، برای دهک‌های اول و دهم تغییر مجموع جریان های نقدی غیرعملیاتی بیشتر است. مقدار ضریب $D_LOW_NOCF_t$ و $D_HIGH_NOCF_t$ به ترتیب ۰/۰۹۰- (t= -۷/۸۵۱) و ۰/۱۱۵ (t= ۱۲/۲۵) است. این تفاوت‌ها به لحاظ اقتصادی با اهمیت هستند.

شواهد تکمیلی در خصوص یافته‌های فوق، در سایر ستون‌های جدول ۵، قابل مشاهده است. در مدل برازش شده با متغیر وابسته اقلام تعهدی سرمایه در گردش (ستون ii)، مقدار ضریب $D_LOW_CFI_t$ و $D_HIGH_CFI_t$ به ترتیب ۰/۰۱۲- (t= -۱/۸۱۰) و ۰/۰۱۰ (t= ۱/۶۵۷) است. مقدار ضریب $D_LOW_CFF_t$ و $D_HIGH_CFF_t$ به ترتیب ۰/۰۳۳- (t=-۴/۷۵۳) و ۰/۰۲۰ (t=۴/۵۷۶) است. مقدار ضریب $D_LOW_NOCF_t$ و $D_HIGH_NOCF_t$ به ترتیب ۰/۰۴۹- (t= -۷/۳۰۰) و ۰/۰۵۷ (t= ۹/۳۳۸) است. مجموع این شواهد نشان می‌دهند که به طور متوسط، سطح اقلام تعهدی سرمایه در گردش در دهک پایین (دهک بالای) تغییر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی، به شکل معنی داری نسبت به سایر مشاهدات کمتر (بیشتر) است.

در مدل برازش شده با متغیر وابسته تغییر حسابهای دریافتنی تجاری (نگاره ۵، ستون iii)، مقدار ضریب $D_LOW_CFI_t$ و $D_HIGH_CFI_t$ به ترتیب ۰/۰۰۰ (t= ۰/۰۹۴) و ۰/۰۱۱ (t= ۲/۱۰۲) است. مقدار ضریب $D_LOW_CFF_t$ و $D_HIGH_CFF_t$ به ترتیب ۰/۰۱۸- (t=-۳/۶۵۴) و ۰/۰۲۰ (t=۴/۵۷۶) است. مقدار ضریب $D_LOW_NOCF_t$ و $D_HIGH_NOCF_t$ به ترتیب ۰/۰۲۵- (t= -۵/۳۴۶) و ۰/۰۲۵ (t= ۵/۳۱۲) است. بر اساس این شواهد، می‌توان نتیجه گرفت که به طور متوسط، میزان تغییر حسابهای دریافتنی تجاری در دهک پایین (دهک بالای) تغییر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی، به شکل معنی‌داری نسبت به سایر مشاهدات کمتر (بیشتر) است. در مدل برازش شده با متغیر وابسته تغییر موجودی مواد و کالا (جدول ۵، ستون iv)، مقدار ضریب $D_LOW_CFI_t$ و $D_HIGH_CFI_t$ به ترتیب ۰/۰۰۲- (t= -۰/۶۹۸) و ۰/۰۰۳ (t= ۰/۸۹۳) است. مقدار ضریب $D_LOW_CFF_t$ و $D_HIGH_CFF_t$ به ترتیب ۰/۰۱۴- (t=-۳/۶۱۴) و ۰/۰۱۸ (t=۴/۳۴۸) است. مقدار ضریب $D_LOW_NOCF_t$ و $D_HIGH_NOCF_t$ به ترتیب ۰/۰۱۲- (t= -۲/۹۱۶) و ۰/۰۱۹ (t= ۵/۲۴۰) است. مطابق یافته‌های فوق، تغییر موجودی‌ها در دهک‌های کرانی تغییر جریان‌های نقدی سرمایه گذاری به شکل معنی‌داری متفاوت از سایر نمونه

نیست. مع الوصف، تفاوت سطح تغییر موجودی‌ها در دهک‌های کرانی تغییر جریان‌های نقدی تامین مالی نسبت به بقیه نمونه در سطح خطای ۵ درصد معنی‌دار است.

۳ـ٤ـ نتایج شبیه سازی مونت کارلوی خطای نوع اول

در نگاره ۶، آمار توصیفی برای اقلام تعهدی غیرعادی برآوردی برای ۷ مدل مورد بررسی در این تحقیق نمایش داده شده است. میانگین اقلام تعهدی غیرعادی در کل نمونه برای کلیه مدل‌ها صفر است. کمترین انحراف معیار اقلام تعهدی غیرعادی متعلق به مدل مک نیکولز (STD=۰/۰۷۱) و بیشترین انحراف معیار متعلق به مدل جونز تعدیل شده (STD=۰/۱۳۴) است. به همین ترتیب، کمترین (بیشترین) دامنه میان چارکی متعلق به مدل مک نیکولز (مدل جونز تعدیل شده) است.

نگاره ۶.آمار توصیفی اقلام تعهدی غیرعادی برآوردی در کل نمونه

	میانگین	میانه	انحراف معیار	دامنه میان چارکی	چولگی
مدل جونز	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۴	۰/۱۳۱	۰/۱۴۶	۰/۳۱
مدل جونز تعدیل شده	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۶	۰/۱۳۴	۰/۱۵۱	۰/۳۱
مدل مک نیکولز	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۷۱	۰/۰۶۶	۰/۴۳
مدل جونز با کنترل ROA	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۵	۰/۱۱۹	۰/۱۲۶	۰/۵۷
مدل جونز با کنترل تاخیر مرتبه اول ROA	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۶	۰/۱۲۲	۰/۱۳۲	۰/۴۶
مدل جونز تعدیل شده با کنترل ROA	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۶	۰/۱۱۹	۰/۱۲۷	۰/۶۲
مدل جونز تعدیل شده با کنترل تاخیر مرتبه اول ROA	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۶	۰/۱۲۵	۰/۱۳۷	۰/۴۶

جدول فوق آمار توصیفی مربوط به اقلام تعهدی غیرعادی برآورد شده بر اساس ۷ مدل تعهدی مبتنی بر مدل جونز را ارائه می‌دهد. به منظور برآورد اقلام تعهدی، نخست کلیه مدل‌های تعهدی در سطح صنعت برازش و پارامترهای اقلام تعهدی در هر مدل برآورد گردید. بر اساس پارامترهای یاد شده، اقلام تعهدی عادی برای هر مدل برآوردگردید. اقلام تعهدی غیرعادی برای هر مدل برابر است با تفاوت کل اقلام تعهدی و کل اقلام تعهدی عادی برآورد شده طبق پارامترهای آن مدل. اقلام تعهدی غیرعادی برای سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۴ محاسبه شده است.

شواهد مربوط به شبیه‌سازی خطای نوع اول در نگاره ۷ ارائه شده است. در تابلوی اول، نرخ دفعات رد فرض صفر در مقابل فرض نقیض $H_a: \overline{DA} > 0$ برای کل نمونه اقلام تعهدی غیرعادی ارائه شده است. شبیه‌سازی خطای نوع اول برای کل نمونه با استفاده از ۱۰۰۰ نمونه تصادفی ۱۰۰ تایی از مشاهدات اقلام تعهدی غیرعادی انجام شده است. مطابق انتظار، میزان رد فرض صفر برای کلیه مدل‌ها در فاصله اطمینان ۹۵ درصدی (۶/۳٪ و ۳/۶٪) قرار می‌گیرد و به این ترتیب می‌توان نتیجه گرفت که نرخ رد مشاهده با نرخ مورد انتظار ۵ درصد تفاوت معنی داری ندارد. در تابلوی دوم، نرخ دفعات رد فرض صفر در مقابل فرض نقیض $H_a: \overline{DA} < 0$ برای کل نمونه اقلام تعهدی غیر عادی ارائه شده است. برای کلیه مدل‌ها، نرخ رد فرض صفر در فاصله اطمینان ۹۵ درصدی برای نرخ رد ۵ درصد اسمی قرار می‌گیرد و بر این اساس، می‌توان نتیجه گرفت که نرخ رد مشاهده شده با نرخ رد اسمی ۰/۰۵ مغایرت ندارد. مجموع شواهد فوق، نشان می‌دهد که مدل‌های تعهدی برای نمونه‌های تصادفی عملکرد خوبی دارند و خطای نوع اول را افزایش نمی‌دهند.

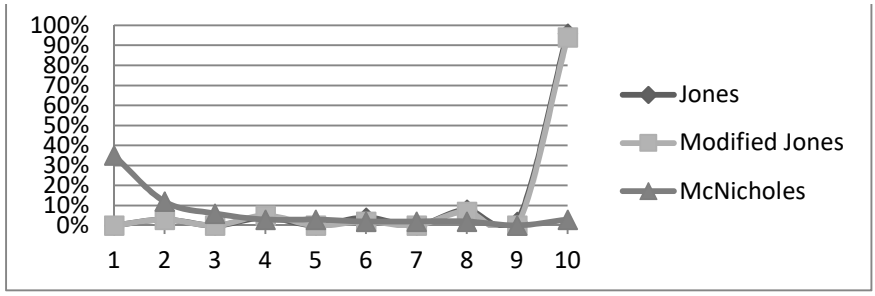
نگاره ۷. نتایج شبیه سازی مونت کارلوی خطای نوع اول

تابلوی اول) $H_a: DA > 0$								
	دهک	مدل جونز	مدل جونز تعدیل شده	مدل مک نیکولز	مدل جونز با کنترل ROA	مدل جونز با کنترل تاخیر مرتبه اول ROA	مدل جونز تعدیل شده با کنترل ROA	مدل جونز تعدیل شده با کنترل تاخیر مرتبه اول ROA
کل نمونه		٪۴	٪۴	٪۴	٪۵	٪۵	٪۴	٪۴
ΔCFI	پایین‌ترین	٪۰	٪۰	٪۳۵	٪۰	٪۰	٪۰	٪۰
	بالاترین	٪۹۶	٪۹۴	٪۳	٪۹۸	٪۹۴	٪۹۷	٪۹۳
ΔCFF	پایین‌ترین	٪۰	٪۰	٪۱	٪۰	٪۰	٪۰	٪۰
	بالاترین	٪۱۰۰	٪۱۰۰	٪۱۲	٪۱۰۰	%۹۷	٪۱۰۰	٪۹۸
ΔNOCF	پایین‌ترین	٪۰	٪۰	٪۹	٪۰	٪۰	٪۰	٪۰
	بالاترین	٪۱۰۰	٪۱۰۰	٪۷	٪۱۰۰	٪۱۰۰	٪۱۰۰	٪۹۹
تابلوی دوم) $H_a: \overline{DA} < 0$								
کل نمونه		٪۵	٪۵	٪۶	٪۵	٪۶	٪۶	٪۵
ΔCFI	پایین-ترین	٪۷۰	٪۶۶	٪۱	٪۸۵	٪۷۸	٪۸۳	٪۷۶
	بالاترین	٪۰	٪۰	٪۶	٪۰	٪۰	٪۰	٪۰
ΔCFF	پایین-ترین	٪۹۹	٪۱۰۰	٪۸	٪۹۸	٪۹۶	٪۹۸	٪۹۶
	بالاترین	٪۰	٪۰	٪۳	٪۰	٪۰	٪۰	٪۰
ΔNOCF	پایین-ترین	٪۱۰۰	٪۱۰۰	٪۱	٪۱۰۰	٪۱۰۰	٪۱۰۰	٪۱۰۰
	بالاترین	٪۰	٪۰	٪۱۴	٪۰	٪۰	٪۰	٪۰

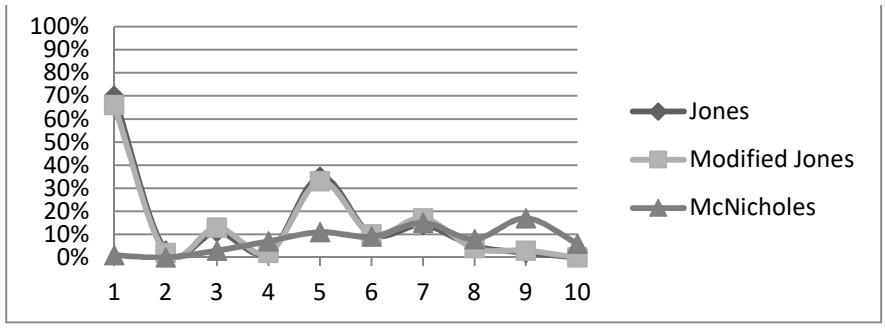
در تابلوی اول، نرخ دفعات رد فرض صفر (عدم وقوع مدیریت سود) در مقابل فرض نقیض (وقوع مدیریت سود افزاینده) ارائه شده است. در تابلوی دوم، نرخ رد فرض صفر در مقابل فرض نقیض (وقوع مدیریت سود کاهنده) ارائه شده است. شبیه سازی خطای نوع اول برای کل نمونه و طبقات بر اساس ۱۰۰۰ و ۱۰۰ بار نمونه گیری تصادفی ۱۰۰ و ۳۰ تایی از مشاهدات اقلام تعهدی غیرعادی انجام شده است. معنی داری تفاوت نرخ های رد مشاهده شده با مقدار ۵٪ اسمی با آزمون دوجمله ای آزمون شده است. مقادیر کوچکتر از ۲٪ با اطمینان ۹۵ درصد (آزمون یک طرفه) کمتر از نرخ ۵٪ اسمی هستند و مقادیر بزرگتر از ۸٪ با اطمینان ۹۵ درصد (آزمون یک طرفه) بیشتر از نرخ ۵٪ اسمی هستند.

نتایج مربوط به شبیه‌سازی خطای نوع اول مدل‌های تعهدی برای توزیع شرطی اقلام تعهدی غیرعادی بر حسب بالاترین و پایین‌ترین دهک‌های تغییر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی در نگاره ۷ قابل مشاهده است. مطابق دیچاو و همکاران (۱۹۹۵)، این تمرکز بر نمونه‌های کرانی اولا به این دلیل صورت می‌گیرد که مطابق شواهد تجربی بین انگیزه‌ها و مشوق‌های مدیریت سود و عملکردهای مالی همبستگی وجود دارد و ثانیا، آزمون توان و تصریح مدل‌ها مستلزم آن است که عملکرد این مدل‌ها برای نمونه‌هایی سنجیده شود که اگرچه بین مشوق‌های مدیریت سود و عملکرد همبستگی وجود

دارد اما این مشوق‌ها به طور علّی باعث مدیریت سود نمی‌شوند. از آنجا که نمونه‌ها به صورت تصادفی از هر دهک انتخاب می‌شود، به طور سیستماتیک یک رابطه علّی بین سطح جریان‌های نقدی غیرعملیاتی و میزان اقلام تعهدی غیرعادی وجود ندارد. بنابر این در صورتی که تصریح مدل‌ها باعث افزایش خطای نوع اول و دوم نشود نرخ دفعات رد مشاهده شده باید از مقدار بحرانی ۰/۰۸ بزرگتر و از مقدار بحرانی ۰/۰۲ کوچکتر نباشد. برای مدل جونز، نرخ رد فرض $H_0: \overline{DA} = 0$ در مقابل فرض نقیض $H_a: \overline{DA} > 0$ برای نمونه‌های تصادفی از پایین‌ترین دهک ΔCFI، ۰٪ است که به طور معنی داری از ۵٪ کمتر است و در مقابل برای نمونه‌های تصادفی از بالاترین دهک ΔCFI ، ۹۶٪ است که به طور معنی‌داری از ۵٪ بیشتر است. به طور متناظر، نرخ رد فرض $H_0: \overline{DA} = 0$ در مقابل فرض نقیض $H_a: \overline{DA} < 0$ برای نمونه‌های تصادفی از دهک اول ۷۰٪ است که به طور معنی-داری از ۵٪ بیشتر است و در مقابل برای نمونه‌های تصادفی از دهک آخر ۰٪ است که به شکل معنی‌داری از ۵٪ کمتر است. مطابق این یافته‌ها، شانس این که مدل جونز در دهک اول تغییر جریان-های نقدی سرمایه‌گذاری یک مدیریت سود افزاینده را کشف کند پایین است. به همین ترتیب، شانس این که این مدل در دهک بالای تغییر جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری، به نادرستی فرض صفر عدم وقوع مدیریت سود ($H_0: \overline{DA} = 0$) را به نفع فرض نقیض وقوع مدیریت سود افزاینده (یعنی $H_a: \overline{DA} > 0$) رد کند زیاد است.



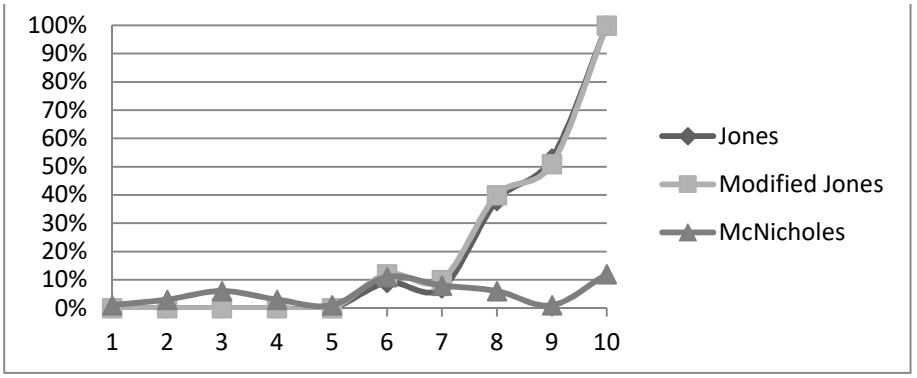
نمودار ۱) نرخ دفعات رد فرض صفر $DA=0$ در مقابل فرض نقیض $DA>0$ برای دهک‌های ΔCFI



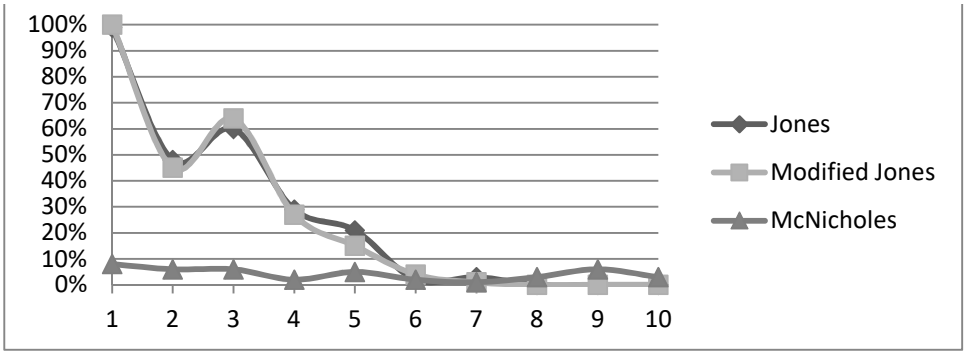
نمودار ۲) نرخ دفعات رد فرض صفر $DA=0$ در مقابل فرض نقیض $DA<0$ برای دهک‌های ΔCFI

همچنان که در نمودارهای ۱ و ۲ مشاهده می‌شود، مطابق انتظار، عملکرد مدل مک نیکولز در خصوص نمونه‌های تصادفی از دهک‌های ΔCFI در مقایسه با سایر مدل‌ها به شکل قابل توجهی بهتر است. به لحاظ نظری جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری یک همبستگی با جریان‌های نقدی عملیاتی دارد. مدل مک نیکولز به دلیل کنترل همزمان تاثیر جریان‌های نقدی عملیاتی سال قبل، دوره جاری و دوره آتی، احتمالا به شکل بهتری می‌تواند اثر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی را بر اقلام تعهدی کنترل کند. همچنین، مطابق انتظار، عملکرد مدل جونز و جونز تعدیل شده تفاوت معنی‌داری با یکدیگر ندارند، زیرا هر دو مدل به طور مشابه تاثیر جریان های نقدی غیرعملیاتی را کنترل نمی‌کنند.

شواهد مربوط به شبیه‌سازی خطای نوع اول مدل‌های تعهدی برای توزیع شرطی اقلام تعهدی غیرعادی بر حسب بالاترین و پایین‌ترین دهک‌های تغییر جریان‌های نقدی تامین مالی (ΔCFI) در جدول ۷ ارائه شده است. برای مدل جونز، نرخ رد فرض صفر $H_0: \overline{DA} = 0$ در مقابل فرض نقیض $H_a: \overline{DA} > 0$، برای نمونه‌های تصادفی از دهک اول ΔCFI، ۰٪ است که به طور معنی داری از ۵٪ کمتر است و در مقابل برای نمونه‌های تصادفی از دهک آخر (دهک دهم)، ۱۰۰٪ است که به طور معنی داری از ۵٪ بیشتر است. به طور متناظر، نرخ رد فرض صفر $H_0: \overline{DA} = 0$ در مقابل فرض نقیض $H_a: \overline{DA} < 0$ برای نمونه‌های تصادفی از دهک اول ۹۹٪ است که به طور معنی داری از ۵ درصد

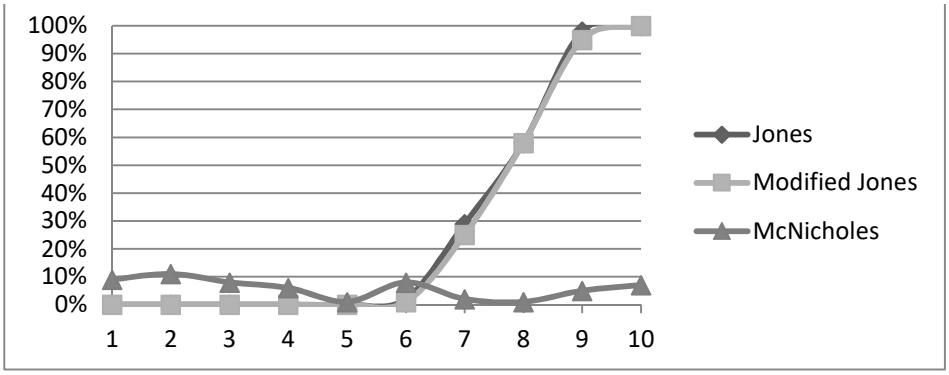


نمودار ۳) نرخ دفعات رد فرض صفر DA=0 در مقابل فرض نقیض DA>0 برای دهک‌های ΔCFF

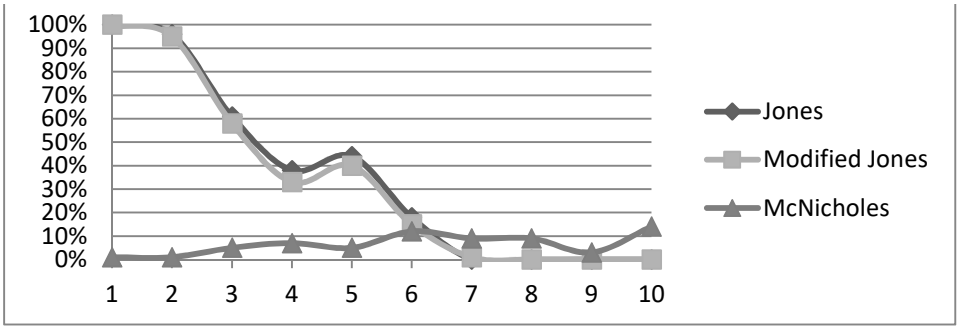


نمودار ۴) نرخ دفعات رد فرض صفر DA=0 در مقابل فرض نقیض DA<0 برای دهک‌های ΔCFF

بیشتر است و در مقابل نرخ رد فرض صفر برای نمونه‌های تصادفی از دهک آخر ۰٪ است که به شکل معنی‌داری از ۵٪ کمتر است. این الگوی فراوانی نرخ رد برای کلیه مدل‌های تعهدی (به استثنای مدل مک نیکولز) یکسان است. مطابق این یافته، شانس این که مدل جونز یا مدل جونز تعدیل شده در نمونه‌های تصادفی از دهک اول تغییر جریان‌های نقدی تامین مالی یک مدیریت سود افزاینده را کشف کنند پایین است. به همین ترتیب، شانس این که این مدل‌ها در نمونه‌های تصادفی از دهک بالای تغییر جریان‌های نقدی تامین مالی، به نادرستی فرض صفر عدم وقوع مدیریت سود ($H_0: \overline{DA} = 0$) را به نفع فرض نقیض وقوع مدیریت سود افزاینده (یعنی $H_a: \overline{DA} > 0$) رد کند بالا است. عملکرد مدل‌های تعهدی در سایر دهک‌های تغییر جریان‌های نقدی تامین مالی را می توان در نمودار ۳ و ۴ مشاهده کرد.



نمودار ۵) نرخ دفعات رد فرض صفر DA=0 در مقابل فرض نقیض DA>0 برای دهک های ΔNOCF



نمودار ۶) نرخ دفعات رد فرض صفر DA=0 در مقابل فرض نقیض DA<0 برای دهک‌های ΔNOCF

شواهد مربوط به شبیه‌سازی خطای نوع اول مدل‌های تعهدی برای توزیع شرطی اقلام تعهدی غیرعادی بر حسب طبقات تغییر مجموع جریان‌های نقدی غیرعملیاتی ($\Delta NOCF$) در نگاره ۷ ارائه شده است. مطابق این شواهد، شانس این که مدل جونز یا مدل جونز تعدیل شده در نمونه‌های تصادفی از دهک اول تغییر مجموع جریان‌های نقدی غیرعملیاتی یک مدیریت سود افزاینده کشف کند پایین است. به همین ترتیب، شانس این که این مدل در نمونه‌های تصادفی از دهک بالای تغییر مجموع جریان‌های نقدی غیرعملیاتی، به نادرستی فرض صفر عدم وقوع مدیریت سود را به نفع فرض نقیض وقوع مدیریت سود افزاینده رد کند، بالاتر از میزان مورد انتظار است.

۵ـ نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در تحقیق حاضر، شواهدی ارائه می‌شود که متعاقب ورود یا خروج جریان‌های نقدی عمده ناشی از رخدادهای شرکتی یا رخدادهای تامین مالی و سرمایه‌گذاری، میزان سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش، به تبع آن، سطح اقلام تعهدی تغییر می‌کند. الگوی مشاهده شده این تغییر مطابق پیش‌بینی‌های تحقیق است و با نتایج تحقیق هنسن (۱۹۹۹) یا لارنس و همکاران (۲۰۱۶) در تضاد است. مطابق با پیشبینی تحقیق، شواهد یافت شده نشان می‌دهد که ورود یا خروج جریان‌های نقدی غیرعملیاتی، به دلیل اقتضائات مربوط به نقدینگی، بر درجه ریسک قابل تحمل سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش تاثیر می‌گذارد و متعاقب آن میزان سرمایه‌گذاری در موجودی‌ها یا میزان فروش‌های نسیه یا سیاست شرکت در خصوص دوره سررسید مطالبات تجاری تغییر می‌کند. این یافته‌ها نشان می‌دهد که بخشی از تغییرات اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش ناشی از متغیر محذوفی است که در مدل‌های تعهدی جونز یا جونز تعدیل شده گنجانده نشده است. در صورت عدم کنترل این متغیر محذوف، خطای اندازه‌گیری سنجه اقلام تعهدی غیرعادی یک همبستگی مستقیم با متغیر محذوف (یعنی تغییر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی) خواهد داشت. مطابق با این پیشبینی، شواهد حاصل از شبیه‌سازی خطای نوع اول مدل‌های تعهدی، نشان می‌دهد که سطح اقلام تعهدی غیرعادی برآوردی توسط مدل جونز و جونز تعدیل شده برای نمونه‌های تصادفی از دهک پایین (بالای) تغییر جریان‌های

نقدی غیرعملیاتی احتمالا کمتر (بیشتر) از مقدار واقع برآورد می‌شود. به دلیل همبستگی جریان‌های نقدی غیرعملیاتی با متغیرهای جداکننده در مطالعات کشف مدیریت سود حول رخدادهای شرکتی مانند عرضه‌های ثانویه سهام و غیره، یافته فوق می‌تواند نشان دهد که احتمالا بین خطای اندازه‌گیری سنجه اقلام تعهدی غیرعادی و متغیرهای جداکننده یک همبستگی وجود دارد. مطابق مک نیکولز و ویلسون (۱۹۸۸) و دیچاو و همکاران (۱۹۹۵) این همبستگی باعث اریبی نتایج آزمون‌های کشف مدیریت سود می‌شود. بر این اساس، یافته‌های این تحقیق، ضرورت کنترل تاثیر مجموع تغییر جریان-های نقدی غیرعملیاتی را بر سطح اقلام تعهدی برجسته می‌کند. این کنترل، به ویژه در مطالعات کشف مدیریت سود حول رخدادهای شرکتی یا معاملات تامین مالی و سرمایه گذاری اهمیت بیشتری دارد. این تحقیق، همچنین استفاده از مدل مک نیکولز (۲۰۰۲) را در این دست مطالعات توصیه می‌کند، زیرا در مجموع و به طور نسبی، عملکرد این مدل به شکل قابل توجهی در مقایسه با مدل جونز و جونز تعدیل شده در خصوص نمونه‌های تصادفی از دهک‌های تغییر جریان‌های نقدی غیر عملیاتی بهتر است و خطای نوع اول تحقیق را افزایش نمی‌دهد.

در انجام تحقیق حاضر، محدودیت‌هایی مانند اندازه نمونه، نبود داده‌های در دسترس یا قابل اتکاء و غیره که بتواند تعمیم پذیری یا کاربرد و تفاسیر یافته‌ها را تحت تاثیر قرار دارد وجود نداشته است، اگرچه یک فرضیه رقیب در مقابل فرضیه تحقیق احتمالا قابل شناسایی است. طبق این فرضیه رقیب، مشاهدات مربوط به بیش‌نمایی یا کم‌نمایی اقلام تعهدی غیرعادی ممکن است نه به دلیل خطا بلکه در نتیجه یک مدیریت سود سیستماتیک افزاینده یا کاهنده در سال رخداد معاملات تامین مالی و سرمایه گذاری ایجاد شده باشد. با این وجود، شواهد تجربی مانند تحقیق بال و شیواکمار (۲۰۰۸) و پریمتی (۲۰۱۳)، شواهدی در پشتیبانی از این فرضیه رقیب ارائه نمی‌دهند. مضافا، همچنان که بال و شیواکمار (۲۰۰۸) اشاره می‌کنند پذیرش فرضیه رقیب به معنای نادیده گرفتن هزینه‌های پیگیرد قانونی و ناتوانی حسابرسی در کشف و ممانعت از این مدیریت سود سیستماتیک در سال رخداد معاملات تامین مالی و سرمایه گذاری است.

یک پیشنهاد برای تحقیق در آینده، بررسی عوامل تعیین کننده سطح بهینه سرمایه‌گذاری در سرمایه گردش در صنایع مختلف و کنترل آن‌ها در مدل‌های تعهدی است. بررسی تاثیر حاکمیت شرکتی، تعارض‌های نمایندگی، رقابت در صنعت، یا درجه ریسک پذیری مدیریت بر میزان تاثیر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی بر تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش، مثالی از این دست تحقیقات است. این تحقیقات می‌توانند کنترل بیشتری بر متغیرهای تعیین کننده سطح اقلام تعهدی اعمال کنند و نتیجتا خطای مدل‌های تعهدی را کاهش دهند.

یادداشت‌ها

1- IPOs
2- SEOs
3- partitioning variable
4- Winsorized

کتابنامه

۱. امامی، مریم السادات؛ فرید، داریوش. (۱۳۹۵). سرمایه در گردش، عملکرد شرکت و محدودیت‌های مالی: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران، *پژوهش های حسابداری مالی*، ۸(۴): ۱-۱۶.

۲. دولو، مریم؛ محمودی، مسعود. (۱۳۹۵). مدیریت سرمایه در گردش، عملکرد شرکت و محدویت‌های تامین مالی، *دانش حسابداری مالی*، ۳(۴): ۱۰۷-۱۳۰.

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

4. Ball, R., and L., Shivakumar. (2008). Earnings Quality at Initial Public Offerings, *Journal of Accounting and Economics* 45: 324–49.

5. Chen, S., Thomas, J. & Zhang, F. (2016). Spring-loading future performance when no one is looking? Earnings and cash flow management around acquisitions, *Review of Accounting Studies*, 21(4): 1081–1115.

6. 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.

7. 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.

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

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

10. Fairfield, P.M., Whisenant, J.S., Yohn, T.L. (2003). Accrued earnings and growth: implications for future earnings performance and market mispricing, *The Accounting Review* 78, 353–371.

11. Gao, SH., Meng, Q., Chan, K., Wu, W. (2017). Earnings management before IPOs: Are institutional investors misled?, *In Journal of Empirical Finance*,(42), 90-108.

12. García-Teruel, P., & Martinez-Solano, P. (2007). Effects of working capital management on SME profitability, *International Journal of managerial finance*, 3(2): 164-177.

13. Hansen, G. A. (1999). Bias and Measurement Error in Discretionary Accrual Models, *Working paper*.

14. Kruingiger, H. (1995). *Investment, R&D, and the financing decisions of the firm*, PhD thesis, Maastricht, https://www.merit.unu.edu/training/theses/kruiniger_hugo.pdf.
15. Healy, P. M. (1985). The Effect of Bonus Schemes on Accounting Decisions, *Journal of Accounting and Economics* 7: 85–107.
16. Hribar, P., and D. Collins. (2002). Errors in estimating accruals: Implications for empirical research, *Journal of Accounting Research* 40(1): 105–134.
17. Jones, J. (1991). Earnings management during import relief investigations, *Journal of Accounting Research* 29: 193–228.
18. Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. Wasley. (2005). Performance matched discretionary accrual measures, *Journal of Accounting and Economics* 39: 163–197.
19. Lawrence, A., Sloan, R. G., & Sun, Y. (2017). Why are losses less persistent than profits? Curtailment versus conservatism. *Management Science*.
20. Li, L. Y., Zhu, W. (2015). Behavior of Accrual Management and Performance of Discretionary Accrual Proxies, University of Illinois, *Working paper*.
21. 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.
22. McNichols, M. F. (2000). Research design issues in earnings management studies, *Journal of Accounting and Public Policy* 19 (4-5): 313–45.
23. McNichols, M. F. (2002). Discussion of the quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *The Accounting Review*, 77: 61−69.
24. Ronen, J., and Yaari, V. (2008*). Earnings Management: Emerging Insights in Theory, Practice, and Research*. New York: Springer.
25. Shan, Y., Taylor, S., and T. Walter. (2012). Earnings Management or Measurement Error? The Effect of External Financing on Unexpected Accruals, *Working Paper*.
26. Shin, H. H., L. Soenen. (1998). Efficiency of Working Capital and Corporate Profitability, *Financial Practice and Education* 8: 37-45.
27. Smith, K. (1980). Profitability Versus Liquidity Tradeoffs in Working Capital Management, in Readings on the Management of Working Capital. Ed. K. V. Smith, St. Paul, West Publishing Company: 549-562.
28. Teoh, S. H., I. Welch, and T. J. Wong. (1998). Earnings management and the post-issue performance of seasoned equity offerings*, Journal of Financial Economics* (October) 50: 63–99.
29. Premti, A. (2013). Earnings Management Prior to Initial Public Offerings and Its Effect on Firm Performance: International Evidence, *International Journal of Financial Research*, 4(3), doi:10.5430/ijfr.v4n3p10.