

## 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، احتمالاً به دلیل تاثیر بر درجه تحمل ریسک، باعث تغییر در سیاست مدیریت سرمایه در گردش و متعاقباً 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 ارقام تعهدی عادی سرمایه در گردش شود و نتیجتاً، عدم کنترل آن در مدل‌های تعهدی، باعث بیش‌نمایی یا کم‌نمایی ارقام 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 ارقام 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 احتمالاً بین خطای اندازه‌گیری سنجی ارقام 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، سرمایه‌گذاری 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

## ۱- مقدمه

تمرکز بخشی از مطالعات تجربی حسابداری، کشف مدیریت سود حول برخی رخدادهای شرکتی مانند عرضه‌های عمومی اولیه سهام<sup>۱</sup>، افزایش سرمایه، عرضه‌های ثانویه سهام<sup>۲</sup>، ادغام، خرید، افزایش مخارج سرمایه‌ای، و توقف یا کاهش عملیات است. این رخدادهای ورود یا خروج عمده جریان‌های نقدی غیرعملیاتی به واحد تجاری همراه هستند و از این رو جریان‌های نقدی غیرعملیاتی عمده یا به عنوان سنج رخدادهای شرکتی در این دسته از تحقیقات استفاده می‌شود یا با رخدادهای شرکتی همبسته است. از آنجا که محقق قادر به مشاهده ارقام تعهدی غیرعادی نیست، در این مطالعات از یک سنج برای آن استفاده می‌شود که ممکن است دارای خطای اندازه‌گیری باشد. در بسیاری از تحقیقات مدیریت سود، سنج ارقام تعهدی غیرعادی برابر است با تفاوت ارقام تعهدی مشاهده شده با ارقام تعهدی عادی مورد انتظار که طبق یکی از مدل‌های تعهدی، مانند مدل جونز (۱۹۹۱؛ ۲۱۱)، برآورد می‌شود. در یک آزمون کشف مدیریت سود، فرض صفر عدم وقوع مدیریت سود در صورتی به نفع فرض نقیض یک مدیریت سود افزایشده یا کاهشده رد می‌شود، و به بیان دیگر زمانی شواهدی از دستکاری سود مشاهده می‌شود، که الگوی مشاهده شده سنج ارقام 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 سویینی (۱۹۹۵؛ ۱۹۶) در یک آزمون کشف مدیریت سود، به منظور اجتناب از تورش در نتیجه‌گیری، ضروری است که بین متغیر جداکننده<sup>۳</sup> محقق که نمونه را بر حسب وجود یا عدم وجود انگیزه برای مدیریت سود به دو گروه تقسیم می‌کند و ارقام تعهدی عادی همبستگی وجود نداشته باشد. در صورتی که بین متغیر جداکننده و ارقام تعهدی عادی همبستگی وجود داشته باشد، و مدل تعهدی رگرسیونی مورد استفاده قادر به کنترل آن نباشد، بخشی از تغییرات ارقام تعهدی عادی که به دلیل متغیر جداکننده ایجاد شده است توسط مدل تعهدی توضیح داده نمی‌شود و نتیجتاً ارقام تعهدی غیرعادی بیش‌نمایی یا کم‌نمایی می‌شود. در این حالت، به دلیل آنکه بخشی از ارقام تعهدی عادی اشتباهاً به ارقام تعهدی غیرعادی اضافه می‌شود، سنج ارقام 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 (مکنیکولز، 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، اولاً به دلیل عدم تقارن اطلاعاتی، مستعد مدیریت سود است و ثانیاً به مدیر هم‌انگیزه و هم فرصت دستکاری سود را می‌دهد. بر این اساس، توئه و همکاران یافته‌های تجربی خود مبنی بر تفاوت معنی‌دار سطح ارقام تعهدی غیرعادی مثبت، قبل و بعد از عرضه عمومی اولیه سهام، را به مدیریت سود افزایشده 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 ارقام 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 ارقام تعهدی عادی شود دو دلیل ارائه می‌دهند. اولاً، محدودیت‌های مالی قبل از عرضه عمومی اولیه ممکن است باعث سرمایه‌گذاری ناکافی و غیربهبوده در سرمایه در گردش شود. ثانیاً، 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 ارقام تعهدی مثبت می‌شود (فایرفیلد، ویسنتانت و یوهن، ۲۰۰۳؛ ۴). در نتیجه، افزایش غیرمنتظره حسابهای دریافتی 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 مضافاً، از آنجا که ارقام تعهدی سرمایه در گردش برابر با تغییر جزء غیرنقدی سرمایه در گردش است، این مطالعه می‌تواند به تبیین بهتر رفتار ارقام تعهدی عادی حول رخدادهای شرکتی یا رخدادهای تامین مالی و سرمایه‌گذاری 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 سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش و متعاقباً 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 ارقام تعهدی عادی ارائه می‌کنند. در این تحقیقات، عمدتاً فرض می‌شود که چنین رخدادهایی باعث تغییر در چارچوب و اساس عملیات تجاری و متعاقباً تغییر غیرمنتظره در سطح ارقام تعهدی عادی می‌گردد. در مطالعه 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 ریسک‌پذیری 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 تغییرات سطح ارقام تعهدی

عادی به تغییر در سیاست مدیریت سرمایه در گردش، یک چارچوب کلی تر و جامع تر برای توصیف الگوی تغییر ارقام تعهدی حول رخدادهای شرکتی یا رخدادهای تامین مالی و سرمایه گذاری به دست می دهد. در الگوی مطالعات قبلی استدلال می شود که در یک رخداد شرکتی مانند خرید یک واحد تجاری، به دلیل اضافه شدن موجودی ها و مطالبات واحد تحصیل شده به دارایی های جاری شرکت تحصیل کننده، سطح ارقام تعهدی سرمایه در گردش نسبت به سطح آن قبل از رخداد خرید افزایش می یابد. با این وجود، رخداد خرید یک واحد تجاری در مقایسه با رخداد تحصیل دارایی های ثابت (یا افزایش مخارج سرمایه ای) یک حالت خاص از رخدادهای متناظر با جریان های نقدی خروجی ناشی از فعالیت های سرمایه گذاری است. تاثیر این رخدادهای عام تر بر سطح ارقام تعهدی سرمایه در گردش احتمالا متفاوت است. مطابق پیشبینی این تحقیق، تحصیل دارایی های ثابت، به دلیل آن که منجر به خروج وجه نقد و کاهش درجه ریسک قابل تحمل در خصوص نقدشوندگی سرمایه در گردش می شود، ممکن است کاهش سرمایه گذاری در سرمایه در گردش را اقتضاء کند. در نتیجه، در دوره رخداد جریان های نقدی خروجی سرمایه گذاری، به دلیل رویکرد انقباضی مدیریت در خصوص سرمایه در گردش، احتمالا سطح ارقام تعهدی عادی کاهش می یابد. بالعکس، جریان های نقدی ورودی ناشی از فعالیت های غیر عملیاتی، مطابق همین چارچوب، می تواند باعث یک رویکرد انبساطی در خصوص سرمایه در گردش شود، که نتیجه آن افزایش غیرمنتظره در سطح ارقام تعهدی عادی است.

با توجه پیش بینی های فوق، هدف دوم تحقیق، ارائه یک پیش بینی در خصوص خطای سیستماتیک مدل های تعهدی در صورت عدم کنترل تاثیر جریان های نقدی غیر عملیاتی ناشی از رخدادهای شرکتی یا معاملات تامین مالی و سرمایه گذاری بر ارقام تعهدی عادی است. برای تایید یا رد این پیشبینی، شواهد تجربی از طریق شبیه سازی مونت کارلویی خطای نوع اول ارائه می گردد. یک انگیزه برای تحقیق در این باره این است که در مدل جونز و مدل های تعهدی مبتنی بر آن، تغییر ارقام تعهدی سرمایه در گردش تنها تابعی از تغییر فروش (شوک های فروش) است. با این وجود، تغییر در میزان سرمایه گذاری در سرمایه در گردش، که انتظار می رود متعاقب ورود یا خروج جریان های نقدی ناشی از فعالیت های غیر عملیاتی رخ دهد، می تواند به گونه ای مستقل از تغییر فروش، سطح ارقام تعهدی سرمایه در گردش را تغییر دهد. در نتیجه، از منظر اقتصادسنجی، این مدل های 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 جریان های نقدی غیر عملیاتی عمده بر میزان سرمایه گذاری در سرمایه در گردش که نتیجتا می تواند سطح ارقام تعهدی عادی را تغییر دهد، بالقوه می تواند نتایج چنین آزمونی را دچار تورش کند، زیرا جریان های نقدی غیر عملیاتی یک همبستگی مستقیم با متغیرهای جداکننده در این

مطالعات دارد. در نتیجه، این احتمال وجود دارد که در این آزمون‌ها، خطای اندازه‌گیری سنجه ارقام 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، اولاً شواهدی ارائه می‌دهد که بین جریان‌های نقدی غیرعملیاتی ورودی یا خروجی عمده، که معمولاً با متغیرهای جداکننده در مطالعات کشف مدیریت سود حول رخدادهای شرکتی یا رخدادهای تامین مالی و سرمایه‌گذاری همبسته هستند، و ارقام تعهدی عادی همبستگی وجود دارد و ثانیاً، در صورت عدم کنترل این همبستگی در مدل‌های تعهدی مورد استفاده در این مطالعات، خطای نوع اول یا دوم افزایش می‌یابد. این شواهد می‌تواند ضرورت کنترل این همبستگی را در مطالعات مزبور، برای پژوهشگرانی که در این حوزه تحقیق می‌کنند، برجسته کند. ثالثاً این تحقیق، تاثیر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی بر ارقام 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 ارقام تعهدی، ارقام 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 احتمالاً 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 سرمایه‌گذاری به طور مجزا باشد.

## ۲- 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، توتو 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 ارقام تعهدی عادی و متغیرهای جداکننده که نمونه را بر حسب وجود یا عدم وجود انگیزه مدیریت سود به دو گروه تقسیم می‌کند همبستگی وجود نداشته باشد. عدم کنترل این همبستگی می‌تواند باعث بیش‌نمایی یا کم‌نمایی سنجه ارقام تعهدی غیرعادی شود (دیچاو و همکاران، ۱۹۹۵).

در یک آزمون کشف مدیریت سود، ارقام تعهدی غیرعادی (ارقام 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 هیللی (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 سرمایه‌گذاری در موجودی‌ها یا تغییر خطی مشی فروش‌های اعتباری) به گونه‌ای 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 نتیجتاً 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 نهایتاً سرمایه در گردش خود را افزایش دهند. گروینگر (۱۹۹۵؛ ۱۲۴-۱۲۶) مدلی نظری ارائه می‌دهد که شرکت‌هایی که می‌خواهند 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، یونگالیا 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 نتیجتاً 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. سرمایه‌گذاری بهینه در سرمایه در گردش همچنین متأثر 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 متعاقباً تغییر در سطح ارقام تعهدی سرمایه در گردش شود. برای مثال، متعاقب ورود جریان‌های نقدی ناشی از فروش دارایی‌های ثابت یا استقراض، میزان سرمایه‌گذاری 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 سرمایه‌گذاری 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 احتمالاً عامل موثرتری بر تصمیمات سرمایه در گردش در مقایسه با جریان‌های نقدی ورودی ناشی از فعالیت‌های تامین مالی و سرمایه‌گذاری به طور جداگانه است. در این تحقیق، برای آزمون تجربی پیش‌بینی‌هایی فوق، فرضیه‌هایی به شرح زیر تدوین می‌شوند:

فرضیه ۱: بین ارقام تعهدی سرمایه در گردش و تغییر در مجموع جریان‌های نقدی ناشی از فعالیت‌های غیرعملیاتی رابطه مثبت وجود دارد.

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

فرضیه ۱-۲: بین ارقام تعهدی سرمایه در گردش و تغییر در جریان‌های 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 سرمایه‌گذاری همبسته است. بر این اساس، در صورت تاثیر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی بر سطح ارقام تعهدی عادی سرمایه در گردش، احتمالاً یک همبستگی بین متغیرهای جداکننده و ارقام 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 اندازه‌گیری موجود در سنج ارقام 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 ارقام تعهدی عادی سرمایه در گردش، ارقام تعهدی غیرعادی برآوردی برای مشاهداتی که دارای بیشترین تغییر مثبت (منفی) جریان‌های نقدی غیرعملیاتی هستند، بیش‌نمایی (کم‌نمایی) می‌شود.

### ۳- روش تحقیق

#### ۳-۱- 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 - 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 مضافاً به جهت استفاده بیشتر از اطلاعات داده‌ها، در سطح ۱٪ مقادیر انتهایی توزیع‌شان (یعنی، صدک یکم و صدک ۹۹ ام) ویرایش<sup>۴</sup> شدند.

#### ۳-۲- مدل‌های تحقیق

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

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

در رابطه بالا،  $E(\cdot)$  معرف امید ریاضی است. جونز، همچنین فرض می‌کند که ارقام تعهدی عادی استهلاک، تابعی از ناخالص املاک، ماشین‌آلات و تجهیزات (PPE) است:

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

و ارقام تعهدی عادی سرمایه در گردش، تابعی از تغییر فروش در دوره جاری ( $\Delta S$ ) است:



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

مطابق فرضیه های تحقیق، جریان های نقدی ورودی (خروجی) ناشی از فعالیت های سرمایه گذاری و تامین مالی ممکن است باعث افزایش (کاهش) در سرمایه گذاری در جزء غیرنقدی سرمایه در گردش شود. لذا، در صورتی که بخشی از اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش ناشی از تغییر جریان های نقدی غیرعملیاتی ( $\Delta PNOCF$ ) و نه تغییر فروش باشد، داریم:

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

در صورت عدم کنترل تاثیر جریان های نقدی غیرعملیاتی بر اقلام تعهدی عادی سرمایه در گردش، در مدل جونز و مدل های 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 نمی شود، یعنی جزء  $f(\Delta PNOCF_{i,t})$ ، به خطا به عنوان اقلام تعهدی غیرعادی طبقه بندی خواهد شد. متعاقب این تفکیک نادرست اقلام تعهدی غیرعادی از اقلام تعهدی عادی، اولاً انتظار می رود سنج اقلام تعهدی غیرعادی ( $DAP_{i,t}$ ) با مقدار حقیقی اقلام تعهدی غیرعادی  $DAP_{i,t}$  تفاوت داشته باشد و ثانياً  $DAP_{i,t}$  تابعی قابل پیشبینی از متغیر  $\Delta PNOCF_{i,t}$  باشد.

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

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

که در آن، به جای متغیر وابسته  $ACC$ ، متغیرهای: اقلام تعهدی سرمایه در گردش  $WCAC$ ، تغییر حسابهای دریافتنی  $\Delta AR$ ، تغییر موجودی ها  $\Delta INV$ ، و تغییر حسابهای پرداختنی  $\Delta AP$  جایگزین می شوند.  $1/A =$  برابر است با یک تقسیم بر میانگین دارایی های 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 دارایی ها به وجود بیاید به مدل اضافه می شود.  $\Delta S =$  تغییر فروش؛ و  $\Delta PNOCF_k =$  سنج های تغییر جریان های نقدی غیرعملیاتی است، شامل تغییر جریان های نقدی سرمایه گذاری ( $\Delta CFI$ ) و ( $\Delta CFF$ )، که به صورت همزمان در مدل وارد می شوند. به دلیل اجتناب از همخطی احتمالی بین متغیرهای مستقل، تغییر مجموع جریان های نقدی غیرعملیاتی ( $\Delta NOCF_{i,t} = \Delta CFI_{i,t} + \Delta CFF_{i,t}$ ) به طور جداگانه و تنها در مدل جایگزین می شود.  $e$  جزء اخلاص (خطا) است. اندیس  $i$  و  $t$  به ترتیب معرف شرکت و سال است.

همچنین به منظور، بررسی تاثیر تغییر جریان های نقدی غیرعملیاتی بر کل اقلام تعهدی، از مدل زیر استفاده می شود:

$$TAC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1(1/A_{i,t}) + \alpha_2\Delta S_{i,t} + \alpha_3PPE_{i,t} + \sum_{j=0,k}^{j=1} \psi_k(\Delta PNOCF_{k,i,t-j}) + e_{i,t} \quad \text{مدل ۲}$$

در رابطه بالا، TAC کل ارقام تعهدی و PPE ناخالص املاک، ماشین آلات و تجهیزات است. بقیه متغیرهای مدل، مانند مدل ۱ است. در این تحقیق، ارقام 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 ارقام 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 سرمایه‌گذاری 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 ارقام تعهدی درآمد بیشتر از رشد ارقام تعهدی هزینه است (رونن و یاری، ۲۰۰۸)، انتظار داریم تا یک رابطه مثبت بین تغییر فروش و ارقام تعهدی سرمایه در گردش (کل ارقام تعهدی) وجود داشته باشد. همچنین مطابق مدل نظری دیچاو و همکاران (۱۹۹۸) یک رابطه مثبت بین اجزای ارقام تعهدی با تغییر فروش وجود دارد. بر این اساس برای کلیه متغیرهای وابسته در مدل ۱ و ۲، انتظار داریم  $\alpha_2 > 0$ . مطابق جونز، انتظار می‌رود  $\alpha_1 > 0$ ، زیرا متغیر  $1/A$  اثر تقسیم متغیرهای وابسته و مستقل بر میانگین دارایی‌ها را کنترل می‌کند. در مدل ۲، از آنجا که  $\alpha_3$  مربوط به ارقام تعهدی عادی منفی استهلاک است، انتظار می‌رود  $\alpha_3 < 0$ . همچنین، مطابق فرضیه تحقیق، یک رابطه مثبت و معنی دار بین خالص تغییر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی و ارقام تعهدی وجود دارد. بدین جهت، انتظار داریم ضریب کلیه متغیرهایی که به جای متغیر  $\Delta PNOCF_k$  در مدل‌های تحقیق جایگزین می‌شوند (به استثنای  $\Delta AP$ )، مثبت و معنی دار باشد. غیرصفر بودن  $\psi_k$  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 ارقام تعهدی سرمایه در گردش (کل ارقام تعهدی) کنترل می‌شود، زیرا احتمالاً 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 مضافاً 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:

$$ACC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1(1/A_{i,t}) + \alpha_2\Delta S_{i,t} + \lambda_1 D\_LOW\_PNOCF_{i,t} + \lambda_2 D\_HIGH\_PNOCF_{i,t} + e_{i,t} \quad \text{مدل ۳}$$

$$TAC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1(1/A_{i,t}) + \alpha_2\Delta S_{i,t} + \alpha_3 PPE_{i,t} + \lambda_1 D\_LOW\_PNOCF_{i,t} + \lambda_2 D\_HIGH\_PNOCF_{i,t} + e_{i,t} \quad \text{مدل ۴}$$

در مدل ۳، به جای متغیر وابسته، متغیرهای  $WCAC$ ،  $\Delta AR$ ،  $\Delta INV$  و  $\Delta AP$  جایگزین می‌شود. در هر دو مدل،  $D\_LOW\_PNOCF$  و  $D\_HIGH\_PNOCF$  متغیرهای مصنوعی دو ارزشی (۰ و ۱) 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  $\hat{\lambda}_1 < 0$  و  $\hat{\lambda}_2 > 0$  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.

### ۳-۳- 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:

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

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 ( $\Delta S_t$ ) 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 آلات و تجهیزات ( $PPE_t$ )؛ طبق مدل ترکیبی مک نیکولز (۲۰۰۲): تغییر فروش ( $\Delta S_t$ )، ناخالص اموال ماشین آلات 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 تبیین‌کننده 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 ( $\alpha_0$ )، 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. مضافاً، 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 و لش، 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:

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

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

#### ۴-۳- 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  $\Delta CFI$ ،  $\Delta CFF$  و  $\Delta NOCF$  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  $\alpha = 0.05$  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  $\tilde{P} = x/n$  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  $P = 0.05$  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 ( $H_0: \tilde{P} = 0.05$ ) در مقابل این فرض نقیض که آیا نرخ رد مشاهده

شده بیشتر ( $H_a: \bar{P} > 0.05$ ) یا کمتر ( $H_a: \bar{P} < 0.05$ ) از نرخ رد  $0.05$  اسمی است از آزمون دوجمله ای یک دامنه استفاده می شود. در صورتی که نرخ دفعات رد مشاهده شده بیشتر (کمتر) از مقدار بحرانی  $0.08$  ( $0.02$ ) باشد با اطمینان  $95$  درصد می توان گفت که نرخ دفعات رد فرض صفر بیشتر (کمتر) از نرخ رد مورد انتظار  $0.05$  است. در صورتی که نرخ رد مشاهده شده به شکل معنی داری از نرخ مورد انتظار  $5\%$  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 افزایش داری کند افزایش می یابد (افزایش خطای نوع اول). در صورتی که نرخ رد مشاهده شده به شکل معنی داری از نرخ مورد انتظار  $5\%$  کمتر باشد به این معنا است که احتمال این که محقق به نادرستی فرضیه صفر از نرخ مورد انتظار  $5\%$  را بپذیرد در حالی که فرضیه نقیض  $H_a: \overline{DA} > 0$  یا  $H_a: \overline{DA} < 0$  درست است افزایش می یابد (خطای نوع دوم).

#### ۴- یافته ها

##### ۴-۱- 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

کشیدگی	چولگی	بیشترین	کمترین	میانه	میانگین	
۲/۱۴	۰/۷۰	۱/۰۲۶	-۰/۵۵۸	۰/۰۹۸	۰/۱۲۰	$\Delta S_t$
۲/۰۹	۰/۵۶	۱/۰۱۶	-۰/۶۵۸	۰/۰۶۲	۰/۰۸۵	$\Delta S_t - \Delta AR_t$
۳/۴۵	۰/۷۹	۰/۳۳۸	-۰/۲۳۹	۰/۰۰۶	۰/۰۱۹	$\Delta AP_t$
۲/۲۶	۰/۵۰	۰/۳۶۴	-۰/۲۴۵	۰/۰۲۴	۰/۰۳۲	$\Delta INV_t$
۱/۳۶	۰/۳۸	۰/۳۴۶	-۰/۲۴۷	۰/۰۲۴	۰/۰۳۵	$\Delta AR_t$
۱/۰۵	۰/۲۱	۰/۵۱۴	-۰/۳۸۹	۰/۰۳۴	۰/۰۴۲	WCAC <sub>t</sub>
۰/۸۳	۰/۴۷	۰/۶۶۷	-۰/۳۲۳	۰/۰۹۲	۰/۱۱۰	TAC <sub>t</sub>
۱/۴۴	-۰/۱۵	۰/۳۷۹	-۰/۳۷۶	۰/۰۲۴	۰/۰۲۳	CFO <sub>t</sub>
۰/۵۹	۱/۰۰	۰/۸۸۸	۰/۰۰۵	۰/۲۲۹	۰/۲۷۶	PPE <sub>t</sub>
۴/۴۴	-۰/۵۶	۰/۲۹۴	-۰/۳۷۰	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۷	$\Delta CFI_t$
۲/۲۶	۰/۲۴	۰/۴۵۳	-۰/۳۸۸	۰/۰۰۰	۰/۰۰۷	$\Delta CFF_t$
۲/۲۰	-۰/۰۳	۰/۴۳۶	-۰/۴۵۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	$\Delta NOCF_t$

مشاهدات ۲۶۴۲ مشاهده شرکت - سال

تمام متغیرها بر میانگین دارایی ها تقسیم شده اند. تمام متغیرها در سطح مقادیر منتهایی ۱ درصد توزیع خود ویرایش شده اند.

WCAC، و کل اقلام تعهدی TAC به ترتیب  $0.21$  و  $0.47$  است که از  $0.5$  کوچکتر است. همچنین کشیدگی این متغیرها کمتر از  $1/5$  است. بر این اساس می توان نتیجه گرفت که متغیرهای یاد شده دارای یک توزیع تقریباً نرمال هستند. جدا از این، از آنجا که مدل های تحقیق در سطح صنعت برآزش

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

نگاره ۲. ماتریس ضرایب همبستگی پیرسون

$\Delta S_t$	$PPE_t$	$\Delta AP_t$	$\Delta INV_t$	$\Delta AR_t$	$WCAC_t$	$TAC_t$	$\Delta NOCF_t$	$\Delta CFF_t$	$\Delta CFI_t$
									$\Delta CFI_t$
									$\Delta CFF_t$
								۰/۷۳۸	۰/۳۹۹
							۰/۴۳۷	۰/۳۴۸	۰/۱۴۱
						۰/۵۵۳	۰/۲۸۴	۰/۲۶۰	۰/۰۵۵
					۰/۳۵۳	۰/۲۹۰	۰/۱۷۲	۰/۱۶۴	۰/۰۲۸
				۰/۴۶۹	۰/۳۳۴	۰/۳۱۱	۰/۱۸۱	۰/۱۸۱	۰/۰۰۴
			۰/۲۰۴	۰/۳۲۳	-۰/۰۵۲	-۰/۰۶۱	۰/۰۰۶	۰/۰۲۵	-۰/۰۲۵
		۰/۰۱۲	-۰/۰۱۸	-۰/۰۵۷	-۰/۰۹۹	-۰/۱۳۱	-۰/۰۲۹	۰/۰۱۷	-۰/۰۶۷
	۰/۰۳۹	۰/۰۵۵	۰/۱۶۹	۰/۲۰۴	۰/۲۷۲	۰/۲۱۲	-۰/۰۶۴	۰/۰۲۸	-۰/۱۳۱
									$\Delta S_t$

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 دریافتی و تغییر موجودی کالا وجود دارد.

## ۲-۴- 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 سرمایه‌گذاری ( $\Delta CFI_t$ ) و تاخیر مرتبه اول آن ( $\Delta CFI_{t-1}$ ) مشاهده می‌شود. ضریب  $\Delta CFI_t$  و  $\Delta CFI_{t-1}$  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 سرمایه‌گذاری همدوره، تغییر جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری دوره قبل نیز بر سطح اقلام تعهدی دوره جاری تاثیر می‌گذارد. 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 (مثلاً، در نتیجه خرید دارایی‌های ثابت) سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش کاهش می‌یابد. همچنین، یک رابطه مثبت بین کل ارقام تعهدی ( $TAC_t$ ) و تغییر جریان‌های نقدی تامین مالی ( $\Delta CFF_t$ ) و تاخیر مرتبه اول آن ( $\Delta CFF_{t-1}$ ) وجود دارد. ضریب  $\Delta CFF_t$  و  $\Delta CFF_{t-1}$  به ترتیب دارای بزرگی  $0/561$  ( $t=27/46$ ) و  $0/229$  ( $t=16/20$ ) 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

$\Delta AP_t$	$\Delta INV_t$	$\Delta AR_t$	$WCAC_t$	$TAC_t$		
V	IV	III	II	I	ES	
0/026	0/025	0/036	0/024	0/097	?	Intercept
(15/03)	(14/39)	(14/99)	(7/147)	(12/73)		
-1896/05	-268/8	-2195/7	-172/6	1487/5	+	$1/A_t$
(-4/990)	(-0/668)	(-3/857)	(-0/832)	(1/286)		
0/003	0/054	0/075	0/146	0/111	+	$\Delta S_t$
(0/420)	(7/740)	(8/107)	(10/69)	(10/43)		
-0/002	0/055	0/124	0/249	0/466	+	$\Delta CFI_t$
(-0/129)	(2/980)	(6/408)	(6/648)	(14/76)		
0/017	0/117	0/154	0/357	0/561	+	$\Delta CFF_t$
(1/469)	(7/580)	(8/941)	(12/95)	(27/46)		
-0/012	-0/014	0/054	0/129	0/155	+	$\Delta CFI_{t-1}$
(-0/788)	(-0/817)	(2/539)	(3/612)	(6/239)		
0/009	0/069	0/041	0/132	0/299	+	$\Delta CFF_{t-1}$
(0/888)	(5/177)	(2/130)	(5/247)	(16/20)		
				-0/116	-	$PPE_t$
				(-5/784)		
0/01	0/08	0/09	0/18	0/34		ضریب تعیین تعدیل شده
0/01	0/03	0/04	0/08	0/05		$\bar{R}^2$ مدل بدون جریانهای نقدی غیرعملیاتی
(0/05) 6/05	(0/05) 5/91	(0/06) 5/77	5/75	(0/19) 3/29		آزمون دورنیک هنسن (آماره خی دو)
			(0/06)			
(0/00) 1/27	(0/00) 1/69	(0/00) 1/41	1/42	(0/00) 8/53		آزمون F و لث (آماره F)
			(0/00)			
(0/00) 20/5	(0/03) 14/1	(0/00) 31/8	12/9	(0/00) 53/5		آزمون هاسمن (آماره خی دو)
			(0/04)			
اثرات ثابت	اثرات ثابت	اثرات ثابت	اثرات ثابت	اثرات ثابت		مدل برازش

جدول فوق، خلاصه نتایج برازش مدل‌هایی را نشان می‌دهد که به منظور بررسی درباره تاثیر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی بر ارقام تعهدی سرمایه در گردش و کل ارقام 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 پراتز 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 و لش 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  $\chi^2$  دو درجه آزادی (۲) است انجام شده است. سطح معنی داری در پراتز 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  $\Delta CFI_t$ ،  $\Delta CFI_{t-1}$ ،  $\Delta CFF_t$  و  $\Delta CFF_{t-1}$  وجود دارد. ضرایب این متغیرها (در ستون ii) به ترتیب دارای بزرگی  $0.249$  ( $t = 6.648$ )،  $0.129$  ( $t = 3.612$ )،  $0.357$  ( $t = 12.95$ ) و  $0.132$  ( $t = 5.247$ ) 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 تابلیوی ۱ و ۲ در سطح کل نمونه

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

مدل برازش 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 پراتنز 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 می دهد. آزمون  $F$  و  $t$  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 مانده ها بر اساس آزمون دورنیک هنسن که دارای توزیع مجانبی  $\chi^2$  دو با درجه آزادی (۲) است انجام شده است. سطح معنی داری در پراتنز ارائه شده است.

در مدل برآزش شده با متغیر وابسته حسابهای دریافتنی (ستون iii)، ضرایب  $\Delta CFI_t$ ،  $\Delta CFI_{t-1}$ ،  $\Delta CFF_t$  و  $\Delta CFF_{t-1}$  به ترتیب دارای بزرگی  $t = ۶/۴۰۸$ ،  $t = ۲/۵۳۹$ ،  $t = ۱۲۴/۰$ ،  $t = ۸/۹۴۱$  و  $t = ۲/۱۳۰$  است. مطابق این یافته ها، جریان های نقدی همدوره و دوره قبل ناشی از فعالیت های غیر عملیاتی تاثیر مستقیمی بر سیاست فروش های اعتباری و سیاست وصول مطالبات دارد. به همین ترتیب، در مدل برآزش شده با متغیر وابسته تغییر موجودی مواد و کالا، ضرایب  $\Delta CFI_t$ ،  $\Delta CFI_{t-1}$ ،  $\Delta CFF_t$  و  $\Delta CFF_{t-1}$  به ترتیب دارای بزرگی  $t = ۲/۹۸۰$ ،  $t = ۰/۱۴$ ،  $t = -۰/۸۱۷$ ،  $t = ۷/۵۸۰$  و  $t = ۵/۱۷۷$  است. مطابق این شواهد، جریان های نقدی همدوره و دوره قبل ناشی از فعالیت های غیر عملیاتی بر سیاست شرکت در خصوص سرمایه گذاری در موجودی مواد و کالا تاثیر مستقیم دارد. مطابق انتظار، شواهدی در خصوص تاثیر جریان های نقدی غیر عملیاتی بر تغییر حسابهای پرداختنی مشاهده نمی شود (نگاره ۳، ستون v). هیچ یک از ضرایب متغیرهای  $\Delta CFI_t$ ،  $\Delta CFI_{t-1}$ ،  $\Delta CFF_t$  و  $\Delta CFF_{t-1}$  در مدل برآزش شده با متغیر وابسته تغییر حسابهای پرداختنی تجاری معنی دار نیست. بر این اساس، احتمالاً جریان های نقدی غیر عملیاتی تاثیری بر سیاست پرداخت بدهی های ناشی از خرید مواد و کالا ندارند.

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

$\Delta AP_t$	$\Delta INV_t$	$\Delta AR_t$	$WCAC_t$	$TAC_t$	ES	
v	iv	iii	ii	i		
۰/۰۲۶	۰/۰۲۶	۰/۰۳۰	۰/۰۲۰	۰/۰۶۱	?	Intercept
(۱۱/۶۹)	(۱۳/۱۳)	(۹/۸۳۶)	(۸/۸۴۶)	(۸/۳۸۰)		
-۲۰۴۶/۸	-۳۲۴/۲	-۹۴۰/۴	۰/۵۶۶	۱۲۵۴/۹	+	$1/A_t$
(-۵/۲۹۵)	(-۰/۹۷۳)	(-۱/۵۳۳)	(۰/۶۷۲)	(۱/۰۵۴)		
۰/۰۰۴	۰/۰۵۳	۰/۰۷۴	۰/۱۴۲	۰/۱۰۶	+	$\Delta S_t$
(۰/۷۳۹)	(۷/۳۰۲)	(۷/۸۹۷)	(۹/۳۲۸)	(۷/۵۳۸)		
-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	-۰/۰۱۲	-۰/۰۲۱	-	$D\_LOW\_CFI_t$
(-۰/۹۵۴)	(-۰/۶۹۸)	(۰/۰۹۴)	(-۱/۸۱۰)	(-۲/۹۴۹)		
-۰/۰۰۰	۰/۰۰۳	۰/۰۱۱	۰/۰۱۰	۰/۰۳۶	+	$D\_HIGH\_CFI_t$
(-۰/۲۳۰)	(۰/۸۹۳)	(۲/۱۰۲)	(۱/۶۵۷)	(۵/۴۹۳)		
-۰/۰۰۴	-۰/۰۱۴	-۰/۰۱۸	-۰/۰۳۳	-۰/۰۵۳	-	$D\_LOW\_CFF_t$
(-۱/۲۶۱)	(-۳/۶۱۴)	(-۳/۶۵۴)	(-۴/۷۵۳)	(-۷/۸۵۱)		
۰/۰۰۰	۰/۰۱۸	۰/۰۲۰	۰/۰۵۵	۰/۰۷۹	+	$D\_HIGH\_CFF_t$
(۰/۱۲۵)	(۴/۳۴۸)	(۴/۵۷۶)	(۸/۵۳۲)	(۱۲/۲۵)		
-۰/۰۰۳	-۰/۰۱۲	-۰/۰۲۵	-۰/۰۴۹	-۰/۰۹۰	-	$D\_LOW\_NOCF_t$

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

مدل های برازش شده در جدول بالا نشان می دهند که آیا به طور متوسط میزان اقلام تعهدی برای پایین ترین و بالاترین دهک های تغییر جریان های نقدی غیرعملیاتی، به ترتیب، پایین تر 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 نشان گر کران بالا و پایین و متغیرهای کنترلی مشترک است. ضرایب متغیرهای کنترلی مشترک (و مقدار آماره  $t$  متناظر) و ضریب تعیین، میانه آنها در سه رگرسیون جداگانه هستند. مدل ها در سطح کل نمونه (۲۶۴۲ مشاهده) و با استفاده از مدل اثرات ثابت برازش شده اند 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 پراتز 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 می دهد.

در نگاره ۴، شواهدی درباره تاثیر تغییر مجموع جریان های 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 می دهد، ضرایب  $\Delta NOCF_{t-1}$  و  $\Delta NOCF_t$  در کلیه مدل ها مطابق انتظار مثبت و در سطح ۵ درصد معنی دار است. این شواهد نشان می دهد که خالص مجموع جریان های نقدی بدست آمده از معاملات سرمایه گذاری و تامین مالی می تواند بر سیاست های مدیریت سرمایه در گردش و متعاقباً بر سطح اقلام تعهدی سرمایه در گردش تاثیر بگذارد.

در نگاره ۵، شواهدی ارائه می شود که نشان می دهد سطح اقلام تعهدی در دهک بالا و دهک پایین تغییر جریان های نقدی غیرعملیاتی به ترتیب، بیشتر و کمتر از سایر مشاهدات است. مدل های تابلویی ۳ و ۴، با هر جفت متغیرهای مصنوعی، که تعلق مشاهده به دهک بالا و پایین تغییر جریان های نقدی غیرعملیاتی را کنترل می کنند، و متغیرهای کنترلی مشترک (یعنی  $I/A$  و  $\Delta S$ )، به طور جداگانه، برازش شده است. با این وجود، نتایج این مدل های 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 می شود، در مدل برازش شده با متغیر وابسته کل اقلام تعهدی (ستون i)، علامت ضرایب مصنوعی نشانگر مطابق علامت پیش بینی شده است. مقدار ضریب  $D\_HIGH\_CFI_t$  و  $D\_LOW\_CFI_t$  به ترتیب  $-۰/۰۲۱$  و  $-۲/۹۴۹$  ( $t = -۰/۰۳۶$  و  $۵/۴۹۳$ ) است. بر این اساس می توان 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- ( $t = -7/851$ ) و ۰/۰۷۹ ( $t = 12/25$ ) است. مطابق این یافته، مقدار ارقام 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 تفاوت سطح ارقام تعهدی در دهک‌های کرانی نسبت به سایر مشاهدات، برای دهک‌های اول و دهم تغییر مجموع جریان‌های نقدی غیرعملیاتی بیشتر است. مقدار ضریب  $D\_LOW\_NOCF_t$  و  $D\_HIGH\_NOCF_t$  به ترتیب ۰/۰۹۰- ( $t = -7/851$ ) و ۰/۱۱۵ ( $t = 12/25$ ) 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 ارقام تعهدی سرمایه در گردش (ستون ii)، مقدار ضریب  $D\_LOW\_CFI_t$  و  $D\_HIGH\_CFI_t$  به ترتیب ۰/۰۱۲- ( $t = -1/810$ ) و ۰/۰۱۰ ( $t = 1/657$ ) است. مقدار ضریب  $D\_LOW\_CFF_t$  و  $D\_HIGH\_CFF_t$  به ترتیب ۰/۰۳۳- ( $t = -4/753$ ) و ۰/۰۲۰ ( $t = 4/576$ ) است. مقدار ضریب  $D\_LOW\_NOCF_t$  و  $D\_HIGH\_NOCF_t$  به ترتیب ۰/۰۴۹- ( $t = -7/300$ ) و ۰/۰۵۷ ( $t = 9/338$ ) است. مجموع این شواهد نشان می‌دهند که به طور متوسط، سطح ارقام تعهدی سرمایه در گردش 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 حسابهای دریافتی تجاری (نگاره ۵، ستون iii)، مقدار ضریب  $D\_LOW\_CFI_t$  و  $D\_HIGH\_CFI_t$  به ترتیب ۰/۰۰۰ ( $t = 0/94$ ) و ۰/۰۱۱ ( $t = 2/102$ ) است. مقدار ضریب  $D\_LOW\_CFF_t$  و  $D\_HIGH\_CFF_t$  به ترتیب ۰/۰۱۸- ( $t = -3/654$ ) و ۰/۰۲۰ ( $t = 4/576$ ) است. مقدار ضریب  $D\_LOW\_NOCF_t$  و  $D\_HIGH\_NOCF_t$  به ترتیب ۰/۰۲۵- ( $t = -5/346$ ) و ۰/۰۲۵ ( $t = 5/312$ ) است. بر اساس این شواهد، می‌توان نتیجه گرفت که به طور متوسط، میزان تغییر حسابهای دریافتی 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- ( $t = -0/698$ ) و ۰/۰۰۳ ( $t = 0/893$ ) است. مقدار ضریب  $D\_LOW\_CFF_t$  و  $D\_HIGH\_CFF_t$  به ترتیب ۰/۰۱۴- ( $t = -3/614$ ) و ۰/۰۱۸ ( $t = 4/348$ ) است. مقدار ضریب  $D\_LOW\_NOCF_t$  و  $D\_HIGH\_NOCF_t$  به ترتیب ۰/۰۱۲- ( $t = -2/916$ ) و ۰/۰۱۹ ( $t = 5/240$ ) است. مطابق یافته‌های فوق، تغییر موجودی‌ها در دهک‌های کرانی تغییر جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری 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.

### ۳-۴- 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 ( $STD=0/071$ ) و بیشترین انحراف معیار متعلق به مدل جونز تعدیل شده ( $STD=0/134$ ) 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

چولگی	دامنه میان چارکی	انحراف معیار	میان	میانگین	
0/31	0/146	0/131	-0/004	0/000	مدل جونز
0/31	0/151	0/134	-0/006	0/000	مدل جونز تعدیل شده
0/43	0/066	0/071	0/000	0/000	مدل مک نیکولز
0/57	0/126	0/119	-0/005	0/000	مدل جونز با کنترل ROA
0/46	0/132	0/122	-0/006	0/000	مدل جونز با کنترل تاخیر مرتبه اول ROA
0/62	0/127	0/119	-0/006	0/000	مدل جونز تعدیل شده با کنترل ROA
0/46	0/137	0/125	-0/006	0/000	مدل جونز تعدیل شده با کنترل تاخیر مرتبه اول ROA

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 برآورد گردید. 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 ۱۰۰۰۰ 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 (۳/۶٪ و ۳/۶٪) قرار می‌گیرد و به این ترتیب می‌توان نتیجه گرفت که نرخ رد مشاهده با نرخ مورد انتظار ۵ درصد تفاوت معنی‌داری ندارد. در تابلوی دوم، نرخ دفعات رد فرض صفر در مقابل فرض نقیض  $H_a: \overline{DA} < 0$  برای کل نمونه اقلام تعهدی غیرعادی 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.

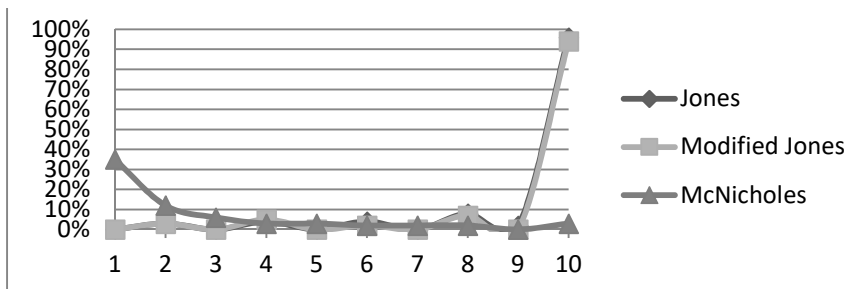
نگاره ۷. نتایج شبیه سازی مونت کارلوی خطای نوع اول

H <sub>a</sub> : DA > 0 (تابلوی اول)							
مدل جونز	مدل جونز	مدل جونز	مدل جونز	مدل مک نیکولز	مدل جونز	مدل دهک	
تعدیل شده با کنترل	تعدیل شده با کنترل	با کنترل با تاخیر	مدل جونز با کنترل ROA	مدل مک نیکولز	تعدیل شده	مدل جونز	
ROA	ROA	ROA	ROA				
۴٪	۴٪	۵٪	۵٪	۴٪	۴٪	۴٪	کل نمونه
۰٪	۰٪	۰٪	۰٪	۳۵٪	۰٪	۰٪	پایین ترین
۹۳٪	۹۷٪	۹۴٪	۹۸٪	۳٪	۹۴٪	۹۶٪	بالا ترین
۰٪	۰٪	۰٪	۰٪	۱٪	۰٪	۰٪	پایین ترین
۹۸٪	۱۰۰٪	۹۷٪	۱۰۰٪	۱۲٪	۱۰۰٪	۱۰۰٪	بالا ترین
۰٪	۰٪	۰٪	۰٪	۹٪	۰٪	۰٪	پایین ترین
۹۹٪	۱۰۰٪	۱۰۰٪	۱۰۰٪	۷٪	۱۰۰٪	۱۰۰٪	بالا ترین
H <sub>a</sub> : DA < 0 (تابلوی دوم)							
۵٪	۶٪	۶٪	۵٪	۶٪	۵٪	۵٪	کل نمونه
۷۶٪	۸۳٪	۷۸٪	۸۵٪	۱٪	۶۶٪	۷۰٪	پایین ترین
۰٪	۰٪	۰٪	۰٪	۶٪	۰٪	۰٪	بالا ترین
۹۶٪	۹۸٪	۹۶٪	۹۸٪	۸٪	۱۰۰٪	۹۹٪	پایین ترین
۰٪	۰٪	۰٪	۰٪	۳٪	۰٪	۰٪	بالا ترین
۱۰۰٪	۱۰۰٪	۱۰۰٪	۱۰۰٪	۱٪	۱۰۰٪	۱۰۰٪	پایین ترین
۰٪	۰٪	۰٪	۰٪	۱۴٪	۰٪	۰٪	بالا ترین

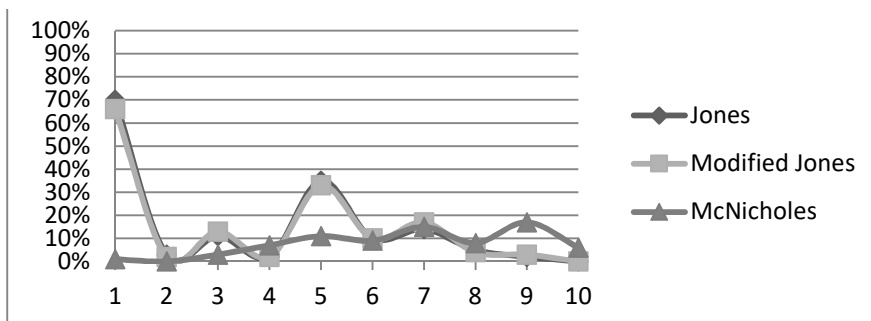
در تابلوی اول، نرخ دفعات رد فرض صفر (عدم وقوع مدیریت سود) در مقابل فرض نقیض (وقوع مدیریت سود افزاینده) ارائه شده است. در تابلوی دوم، نرخ رد فرض صفر در مقابل فرض نقیض (وقوع مدیریت سود کاهنده) ارائه شده است. شبیه سازی خطای نوع اول برای کل نمونه و طبقات بر اساس ۱۰۰ و ۱۰۰ بار نمونه گیری تصادفی ۱۰۰ و ۳۰ تایی از مشاهدات اقلام تعهدی غیرعادی انجام شده است. معنی داری تفاوت نرخ های رد مشاهده شده با مقدار ۵٪ اسمی با آزمون دو جمله 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 شبیه سازی خطای نوع اول مدل های تعهدی برای توزیع شرطی اقلام تعهدی غیرعادی بر حسب بالاترین و پایین ترین دهک های تغییر جریان های نقدی غیرعملیاتی در نگاره ۷ قابل مشاهده است. مطابق دیچاو و همکاران (۱۹۹۵)، این تمرکز بر نمونه های کرانی اولاً به این دلیل صورت می گیرد که مطابق شواهد تجربی بین انگیزه ها و مشوق های مدیریت سود و عملکردهای مالی همبستگی وجود دارد و ثانیاً، آزمون توان و تصریح مدل ها مستلزم آن است که عملکرد این مدل ها برای نمونه هایی سنجیده شود که اگرچه بین مشوق های مدیریت سود و عملکرد همبستگی وجود

دارد اما این مشوقها به طور علی باعث مدیریت سود نمی‌شوند. از آنجا که نمونه‌ها به صورت تصادفی از هر دهک انتخاب می‌شود، به طور سیستماتیک یک رابطه علی بین سطح جریان‌های نقدی غیرعملیاتی و میزان ارقام تعهدی غیرعادی وجود ندارد. بنابراین در صورتی که تصریح مدل‌ها باعث افزایش خطای نوع اول و دوم نشود نرخ دفعات رد مشاهده شده باید از مقدار بحرانی  $0.08$  بزرگتر و از مقدار بحرانی  $0.02$  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  $\Delta CFI$ ،  $0\%$  است که به طور معنی داری از  $5\%$  کمتر است و در مقابل برای نمونه‌های تصادفی از بالاترین دهک  $\Delta CFI$ ،  $96\%$  است که به طور معنی داری از  $5\%$  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  $70\%$  است که به طور معنی داری از  $5\%$  بیشتر است و در مقابل برای نمونه‌های تصادفی از دهک آخر  $0\%$  است که به شکل معنی داری از  $5\%$  کمتر است. مطابق این یافته‌ها، شانس این که مدل جونز در دهک اول تغییر جریان‌های 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  $\Delta CFI$

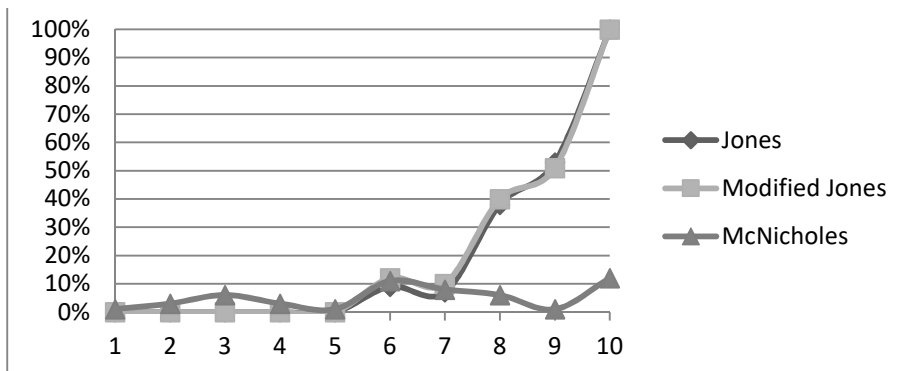


نمودار ۲) نرخ دفعات رد فرض صفر  $DA=0$  در مقابل فرض نقیض  $DA<0$  برای دهک‌های  $\Delta CFI$

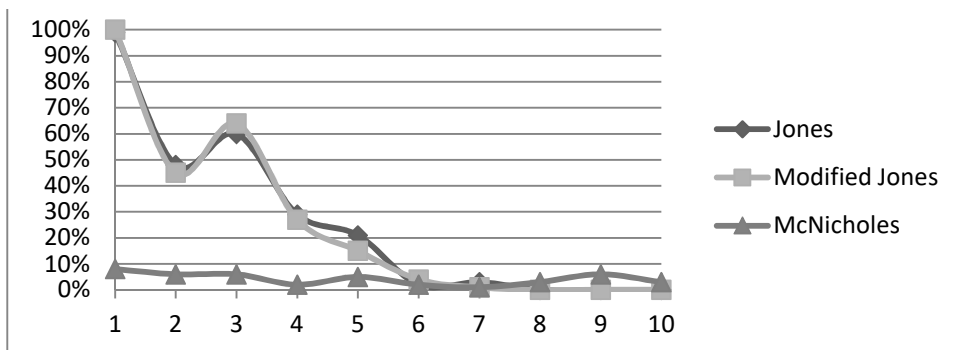
همچنان که در نمودارهای ۱ و ۲ مشاهده می‌شود، مطابق انتظار، عملکرد مدل مک نیکولز در خصوص نمونه‌های تصادفی از دهک‌های  $\Delta CFI$  در مقایسه با سایر مدل‌ها به شکل قابل توجهی بهتر است. به لحاظ نظری جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری یک همبستگی با جریان‌های نقدی عملیاتی دارد. مدل مک نیکولز به دلیل کنترل همزمان تاثیر جریان‌های نقدی عملیاتی سال قبل، دوره جاری و دوره آتی، احتمالاً به شکل بهتری می‌تواند اثر جریان‌های نقدی غیرعملیاتی را بر ارقام 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 جریان‌های نقدی غیرعملیاتی را کنترل نمی‌کنند.

شواهد مربوط به شبیه‌سازی خطای نوع اول مدل‌های تعهدی برای توزیع شرطی ارقام تعهدی غیرعادی بر حسب بالاترین و پایین‌ترین دهک‌های تغییر جریان‌های نقدی تامین مالی ( $\Delta CFI$ ) 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  $\Delta CFI$ ، ۰٪ است که به طور معنی‌داری از ۵٪ کمتر است و در مقابل برای نمونه‌های تصادفی از دهک آخر (دهک دهم)، ۱۰۰٪ است که به طور معنی‌داری 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 معنی‌داری از ۵

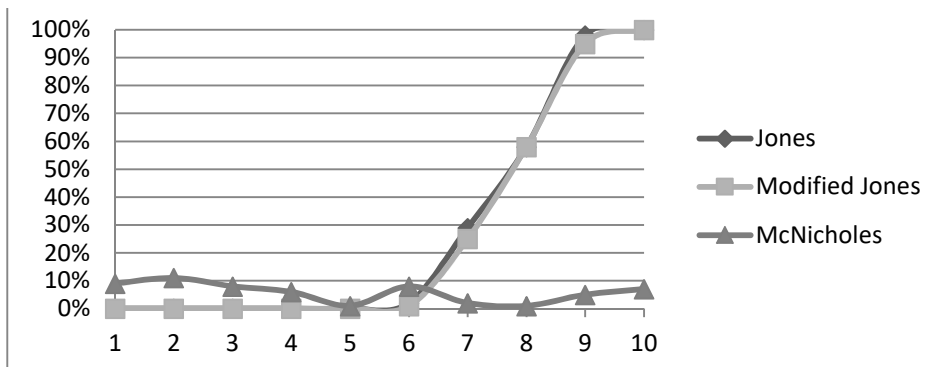
درصد



نمودار ۳) نرخ دفعات رد فرض صفر  $DA=0$  در مقابل فرض نقیض  $DA>0$  برای دهک‌های  $\Delta CFI$

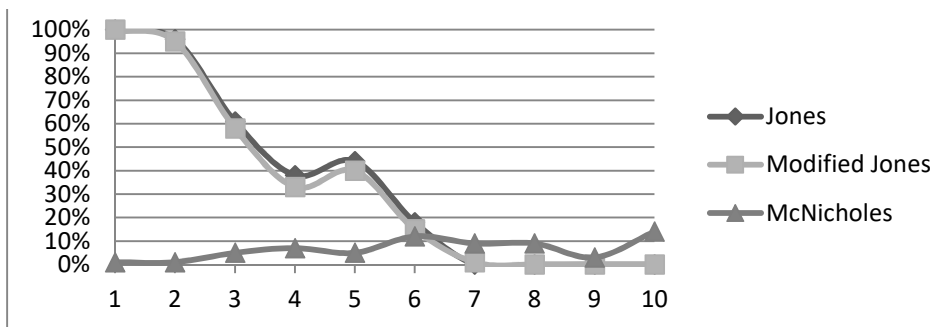


نمودار ۴) نرخ دفعات رد فرض صفر  $DA=0$  در مقابل فرض نقیض  $DA<0$  برای دهک‌های  $\Delta CFF$  بیشتر است و در مقابل نرخ رد فرض صفر برای نمونه‌های تصادفی از دهک آخر ۰٪ است که به شکل معنی‌داری از ۵٪ کمتر است. این الگوی فراوانی نرخ رد برای کلیه مدل‌های تعهدی (به استثنای مدل مک نیکولز) یکسان است. مطابق این 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 می‌توان در نمودار ۳ و ۴ مشاهده کرد.



نمودار ۵) نرخ دفعات رد فرض صفر  $DA=0$  در مقابل فرض نقیض  $DA>0$  برای دهک‌های  $\Delta NOCF$





نمودار ۶) نرخ دفعات رد فرض صفر  $DA=0$  در مقابل فرض نقیض  $DA<0$  برای دهک‌های  $\Delta NOCF$  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 نگراره 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.

### ۵- 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 اقتضانات 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 نسبی 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 سنج 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 غیر عملیاتی احتمالا کمتر (بیشتر) از مقدار واقع برآورد می‌شود. به دلیل همبستگی جریان‌های نقدی غیر عملیاتی 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 ارقام تعهدی غیرعادی و متغیرهای جداکننده یک همبستگی وجود دارد. مطابق مک نیکولز و ویلسون (۱۹۸۸) و دیچاو و همکاران (۱۹۹۵) این همبستگی باعث ارزیابی نتایج آزمون‌های کشف مدیریت سود می‌شود. بر این اساس، یافته‌های این تحقیق، ضرورت کنترل تاثیر مجموع تغییر جریان‌های نقدی غیر عملیاتی را بر سطح ارقام 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 ارقام تعهدی غیرعادی ممکن است نه به دلیل خطا بلکه در نتیجه یک مدیریت سود سیستماتیک افزایش یافته یا کاهشنده 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 پیگیری 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 غیر عملیاتی بر تغییر سیاست مدیریت سرمایه در گردش، مثالی از این دست تحقیقات است. این تحقیقات می‌توانند کنترل بیشتری بر متغیرهای تعیین کننده سطح ارقام 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، پژوهش‌های حسابداری مالی، ۸(۴): ۱۶-۱.
۲. دولو، مریم؛ محمودی، مسعود. (۱۳۹۵). مدیریت سرمایه در گردش، عملکرد شرکت و محدودیت‌های 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., & Martínez-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](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.