اثر تعدیل‌کنندهٔ همبستگی سریالی تغییر در جریان‌های نقدی عملیاتی بر رابطهٔ میان جریان‌های نقدی عملیاتی و اقلام تعهدی

سیاوش افتخاری‌فر[۱]، مجید عظیمی یانچشمه[۲]، مریم فرهادی[۳]، محسن صادقی[۴]

چکیده

اقلام تعهدی یک واقعیت بنیادین برای حسابداری است که در بستر حسابداری تعهدی نمایان می‌شود. هدف اصلی این پژوهش بررسی اثر همبستگی سریالی تغییر در جریان‌های نقدی به‌عنوان متغیری تعدیلگر بر رابطه میان جریان‌های نقدی عملیاتی و اقلام تعهدی است که منجر به بهبود کیفیت مدل برآورد اقلام تعهدی می‌شود. در این پژوهش، با بسط و بهبود مفروضات دچو (۱۹۹۴) مدلی رسا و همه‌گیر از کاربست هم‌زمان درآمدها و جریان‌های نقدی برای توضیح اقلام تعهدی معرفی می‌شود که در آن اقلام تعهدی با اصلاح مدل استاندارد جونز (۱۹۹۱) و کاربست چرخه نقدی عملیات و همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی که بیانگر ویژگی‌های جریان‌های نقدی هستند توضیح داده می‌شود. جامعهٔ آماری این پژوهش دربرگیرنده شرکت‌های پذیرفته شده در بهابازار اوراق بهادار تهران در بازهٔ زمانی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ است که نمونه‌ای به حجم ۱۶۷ شرکت به شیوه حذفی سامان‌مند از آن گزینش شده و با بهره‌گیری از مدل وایازش خطی چندمتغیره با کاربست نرم‌افزار استاتا (۱۸) آناکاوی شده است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که رابطه‌ای منفی و معنادار میان تغییر در جریان‌های نقدی و اقلام تعهدی برقرار است و همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی این رابطهٔ منفی میان تغییر در جریان‌های نقدی و اقلام تعهدی را تقویت می‌کند. همچنین، بازده فروش و چرخه نقدی عملیات رابطهٔ میان اقلام تعهدی و تغییر در جریان‌های نقدی را تقویت می‌کنند. کاربست بازده فروش و چرخه نقدی عملیات برای محاسبه همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی سودمندتر از خودهمبستگی مرتبه اول جریان‌های نقدی عملیاتی است. دستاورد نهایی آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان می‌دهد با کاربست جریان‌های نقدی عملیاتی و همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی؛ توان توضیح‌دهندگی مدل جونز تعدیل شده نسبت به مدل جونز (۱۹۹۱) افزایش معناداری پیدا می‌کند که می‌تواند به‌عنوان مدلی جامع و قابل‌تعمیم به سایر مدل‌های تعهدی مورداستفاده قرار گیرد.

واژه‌های کلیدی: اقلام تعهدی، جریان‌های نقدی، ویژگی‌های جریان‌های نقدی، زمان‌بندی، تطابق.

[۱] گروه حسابداری، واحد مبارکه، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران. Siavash.eftekharifar@mau.ac.ir

[۲] گروه حسابداری، واحد مبارکه، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران، (نویسنده مسئول). Majid.azimi@mau.ac.ir

[۳] اگروه حسابداری، واحد مبارکه، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران. M.farhadi@mau.ac.ir

[۴] اگروه حسابداری، واحد مبارکه، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران. M.sadeghi@mau.ac.ir

۱- مقدمه

زمینهٔ اصلی بحث در این پژوهش پیش‌بینی[۱] اقلام تعهدی است؛ اقلام تعهدی برایند حسابداری تعهدی است و این حسابداری در برابر حسابداری نقدی[۲] جای می‌گیرد. اقلامی که در چارچوب تعاریف صورت‌های مالی قرار می‌گیرد و سنجه‌های شناخت و اندازه‌گیری را احراز می‌کند با کاربست شیوه‌های حسابداری تعهدی در صورت‌های مالی گنجانده می‌شود. بدین ترتیب حسابداری تعهدی و مفاهیم مربوط به آن، نه‌تنها برای تعریف عناصر صورت‌های مالی که به‌منظور درک و توجه به جنبه‌های دیگر چارچوب مفهومی نیز از اهمیت برخوردار است. حسابداری تعهدی به دلیل چالش‌های مانند **زمان‌بندی** و **تطابقِ** جریان‌های نقدی، همواره دربرگیرنده مشکلات موردبحثی بوده است که پژوهش حاضر به تحلیل و بررسی عمق اقلام تعهدی و تأثیر جریان‌های نقدی عملیاتی بر آن‌ها می‌پردازد. در شرکت‌ها، اقلام تعهدی به‌عنوان یکی از مولفه‌های مهم در تهیه صورت‌های مالی و تحلیل برنامه‌ریزی برای آینده است؛ بنابراین، درک بهتر از این جستار می‌تواند به شرکت‌ها کمک کند تا تصمیمات مالی و راهبُردی سودمندتری بگیرند. در پژوهش حاضر کوشش می‌شود که نگاهی عملیاتی بر گستره اقلام تعهدی صورت پذیرد و به جستارهایی مانند: افزایش دقت تخمین اقلام تعهدی، افزایش درک از همبستگی جریان‌های نقدی و اقلام تعهدی و بهبود توان توضیح‌دهندگی مدل‌های موجود تمرکز شود. در نهایت همگی موارد یاد شده افزون بر شرکت‌ها، به استفاده‌کنندگان از اطلاعات مالی و فعالان بازار سرمایه کمک می‌کنند تا تحلیل‌های دقیق‌تری از شرایط عملیات مالی در بستر حسابداری تعهدی کسب نمایند؛ همان‌طور که بیور و دمسکی[۳] (۱۹۷۹) گفته‌اند پایهٔ حسابداری تعهدی بر این فرض استوار است که: (۱) درآمد گزارش شده بر پایه حسابداری تعهدی، اطلاعات بیشتری را نسبت به یک سامانه حسابداری با محوریت نقدی به دست می‌آورد (۲) حسابداری تعهدی مؤثرترین راه برای انتقال این اطلاعات بیشتر و به بیانی یک استنباط منطقی است و (۳) ارزش چنین سامانه اطلاعاتی بیشتر از بهای آن است (آرتور[۴] ، ۱۹۹۹)؛ بنابراین، اختلاف زمان میان شناختِ دریافت‌ها و پرداخت‌های نقدی، سرآغازِ چالش میان اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی است. مشکل تطابق برایند دو رویداد است: (۱) شرایط تراکنش‌های اعتباری در پیوند با دریافتنی‌ها و پرداختنی‌ها و (۲) سطح هدف موجودی‌های مواد و کالا. آنچه که در این پژوهش بر آن تأکید می‌شود کاستی پژوهش‌های پیشین مانند دچو و همکاران[۵] (۱۹۹۸) است که در آن استنباط می‌کنند تغییر در جریان‌های نقدی هیچ توان توضیحی بیشتری نسبت به تغییر در درآمدها برای اقلام تعهدی فراهم نمی‌کند. این جستار از دید تجربی دور از باور است؛ بنابراین اقلام تعهدی می‌تواند به‌صورت تابعی از تغییر در جریان‌های نقدی در نظر گرفته شود. درنتیجه، این پرسش به میان می‌آید که اگر در مدل‌های تعهدی مانند جونز (۱۹۹۱) به‌جای تغییر در درآمدها از تغییر در جریان‌های نقدی استفاده شود، آیا تغییر در جریان‌های نقدی می‌تواند اقلام تعهدی را توضیح دهد؟ آیا با ورود یک متغیر تعدیل‌کننده که معرف ویژگی‌های زمان‌بندی و تطابق جریان‌های نقدی است (همبستگی سریالی تغییر در جریان‌های نقدی) رابطهٔ میان تغییر در جریان‌های نقدی و اقلام تعهدی تقویت می‌شود؟ آیا این شیوه کاربست جریان‌های نقدی و ویژگی‌های آن در مدل‌های تعهدی، می‌تواند منجر به توضیح اقلام تعهدی باکیفیت توضیح‌دهندگی بیشتر شود؟

بال[۶] (۲۰۱۳) باور دارد که اقلام تعهدی هستهٔ اصلی حسابداری است و «دانش محدود از عوامل تعیین‌کننده اقلام تعهدی در نبود دست‌کاری» فرهنگ طراحی پژوهش‌های ناکافی برای پیش‌بینی اقلام تعهدی را تقویت می‌کند. همچنین، مک‌نیکولز[۷] (۲۰۰۰) به این جستار اشاره دارد که باتوجه‌به نظریه‌های محدودی که در مورد شیوه رفتار و شناسایی اقلام تعهدی در اختیار است، بایستگی شناسایی و واپایش متغیرهای حذف‌شدهٔ اثرگذار به‌راستی بااهمیت است. پژوهشگران اغلب نگرانی‌هایی را در مورد ماهیت موقت مدل‌های تعهدی موجود مطرح می‌کنند؛ برای نمونه پیزنل[۸] و همکاران (۲۰۰۰)

---

[۱] در این پژوهش منظور از پیش‌بینی (*Prediction*)، برآورد یا تخمین نتایج برای داده‌های مشاهده نشده است. واژه پیش‌بینی (*Forecasting*) که بر پایه آن با درنظرگرفتن داده‌های سری زمانی رویدادهای آینده پیش‌بینی می‌شود، مدنظر پژوهشگر نیست.

[2] Cash basis.
[3] Beaver and Demski.
[4] Arthur.
[5] Dechow et al.
[6] Ball.
[7] Mcnichols.
[8] Peasnell et al.

نشان می‌دهند بررسی پیش‌بینی‌های مبهم ضریب برآورد تغییر در بازآمدها[۱] ماهیت تا حدودی تک‌بُعدی مدل‌ها (برای نمونه مدل جونز[۲] ۱۹۹۱) را برجسته می‌کند و به گفته اوونز، وو و زیمرمن[۳] (۲۰۱۳) این جستار روشن است که نظریه‌های بسیار محدودی از فرایند تولید اقلام تعهدی موجود است. در کتابشناسی حسابداری به طور فراگیر، بخش تعهدی سود به‌عنوان تغییر در سرمایه در گردش خالص از ترازنامه (دچو، ۱۹۹۴؛ اسلون[۴]، ۱۹۹۶) و یا به‌عنوان ناهمسانی میان درآمد خالص و جریان نقد عملیاتی (هریبار و کالینز[۵]، ۲۰۰۲) تعریف می‌شود. کیفیت اقلام تعهدی دقت درستی موردنیاز را که اقلام تعهدی با آن جریان‌های نقدی آینده را پیش‌بینی می‌کنند، اندازه‌گیری می‌کند (دچو و دیچو[۶]، ۲۰۰۲؛ مک نیکولز، ۲۰۰۲؛ فرانسیس و همکاران[۷]، ۲۰۰۵؛ پنگ[۸]، ۲۰۱۱). پژوهش‌های پیشین نشان می‌دهد که شرکت‌های دارای اقلام تعهدی باکیفیت مطلوب، هزینه سرمایه کمتری دارند و اقلام تعهدی باکیفیت بیشتر نقش ارزش‌گذاری دسآمد[۹] را بهبود می‌بخشد (فرانسیس و همکاران، ۲۰۰۵؛ آبودی و همکاران[۱۰]، ۲۰۰۵)؛ اما باید به این جستار باارزش توجه داشت که چیستی کلی اقلام تعهدی که با سنجه‌های آماری، اقتصادی و حسابداری گوناگون در قالب یک متغیر تعهدی شناخته می‌شود، منجر به ایجاد چالشهایی در ساختار مدل‌های تعهدی می‌شود (دچو، لارسن و رزوتک، ۲۰۲۱). بلکویی[۱۱] (۱۹۹۳) بر این باور است مفهوم دورهٔ حسابداری از طریق الزام هستار به تهیه و ارائهٔ گزارشهای مالی دوره‌ای و کوتاه‌مدت، کاربست اقلام معوق و اقلام انتقالی را اجباری می‌کند؛ کاربستی که تفاوت اصلی میان حسابداری تعهدی و حسابداری نقدی است. در هر دوره، به‌منظور تعیین وضعیت مالی شرکت، از اقلام معوق و اقلام انتقالی برحسب پیش‌پرداختهای هزینه، درآمدهای وصول نشده، حقوق‌ودستمزد پرداخت نشده و هزینهٔ استهلاک استفاده می‌شود. شاید حسابداران برای سازگاری مفهوم پایندگی کار (تداوم فعالیت) با ضرورت اقلام معوق و اقلام انتقالی بر تجربه و قضاوت اتکا ورزند. از نگاه وُلک و همکاران[۱۲] (۱۹۸۹) از آنجا که یک سال در مقایسه با عمر اغلب بنگاه‌ها، زمان نسبتاً کوتاهی قلمداد شود. مفهوم دورهٔ زمانی منجر به کاربست حسابداری تعهدی، اصل شناخت بازآمدها و اصل شناخت هزینه‌ها در چارچوب بهای تاریخی شده است.

پژوهش‌های حسابداری با ارائه آنچه که گفته می‌شود توضیحی منطقی برای پدیده‌های اجتماعی است، راهکارهایی برای چالش‌های یاد شده به‌گونه‌ای عملی ارائه می‌دهند. از نگاه دچو (۱۹۹۴) حسابداری تعهدی با تغییر در زمان‌بندی شناخت بازآمدها و جریان‌های نقدی، وضعیت عملکرد شرکت را روشن می‌کند. جریان‌های نقدی دارای ویژگی‌های زمان‌بندی[۱۳] و تطابق[۱۴] هستند که به توانایی آنها در سنجش کارکرد آسیب می‌زند. به گفتاری شفاف، دریافت‌ها و پرداخت‌های نقدی خالص (جریان‌های نقدی ورودی و خروجی یک رویداد اقتصادی) می‌تواند در دوره‌هایی ناهمتا با رویداد اقتصادی رخ بدهد. نقش اقتصادی[۱۵] اقلام تعهدی کاهش چالش‌های زمان‌بندی و تطابق و ایجاد یک سنجهٔ کارکرد یعنی دسآمد (سود) است که

---

[۱] در این پژوهش واژهٔ «Income» همسان با «درآمد» و واژه «Revenue» همسان با «بازآمد» برابرگذاری شده است. یادآوری این نکته نیز سودمند است که سازمان بورس اوراق بهادار ایران (۱۳۹۸) در صورتهای مالی نمونه بر پایه استانداردهای حسابداری ایران تغییرهایی را در ریخت و واژگان صورتهای مالی داده است. برای نمونه واژه "درآمدهای عملیاتی" جایگزین "فروش و درآمد ارائهٔ خدمات"، "دریافتنیهای تجاری و سایر دریافتنیها" جایگزین "حسابها و اسناد دریافتنی تجاری" و "سایر حسابها و اسناد دریافتنی" و "پرداختنیهای تجاری و سایر پرداختنیها" جایگزین "حسابها و اسناد پرداختنی تجاری" و "سایر حسابها و اسناد پرداختنی" شده است.

[۲] جونز (۱۹۹۱) این فرض را بیان می‌کند که مدیریت سود نه در بخش نقدی سود بلکه در بخش تعهدی آن عملی خواهد شد. جونز در پی بررسی این فرضیه است که آیا این امکان وجود دارد که شرکتهای نیازمند به تخفیف‌های واردات کمیسیون تجارت بین‌المللی ایالات متحده، سود خود را از راه مدیریت سودها کاهش بدهند.

[3] Owens et al.

[4] Sloan.

[5] Hribar and collins.

[6] Dechow and Dichev.

[7] Francis et al.

[8] Peng.

[۹] در این پژوهش به‌منظور بهبود تَرم‌شناسی حسابداری واژه «Earnings» همسان با «دسآمد» برابرسازی شده است. به این دلیل که بیانگر آن چیزی است که در آخر بدست خواهد آمد. گفتنی است در بسیاری از نوشتارها و کتابشناسی‌های حسابداری واژه‌های «Profit»، «Income» و «Earnings» همسان با «سود» در نظر گرفته شده‌اند؛ این در حالیست که از نگاه تجربی و عملیاتی با یکدیگر ناهمسان هستند.

[10] Aboody et al.

[11] Belkaoui.

[12] Wolk et al.

[13] Timing.

[14] Matching.

[15] Economic role.

ارتباط ارزشی رویدادها را بهتر نشان می‌دهد (فرانکل و سان[1]، ۲۰۱۸). اهمیت و ضرورت انجام پژوهش حاضر در این است که همان‌طور که دچو، کوتاری و واتز (۱۹۹۸) نشان می‌دهند ویژگی‌های زمان‌بندی و تطابق می‌توانند باعث ایجاد همبستگی سریالی منفی در تغییر جریان‌های نقدی بشوند. این دو اثر با یکدیگر تقابل دارند. بدین معنا که اندازه‌های نسبی آنها جهت و سطح همبستگی سریالی تغییر در جریان‌های نقدی را گزینش می‌کند. اسلون، لارسن و آلن (۲۰۱۳) به نقش بااهمیت همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی به‌عنوان کارداری برای ویژگی‌های تطابق و زمان‌بندی جریان‌های نقدی تأکید می‌کنند. ازآنجاکه همبستگی سریالی تغییر در جریان‌های نقدی ویژگی‌های زمان‌بندی و تطابق جریان‌های نقدی را به رابطه میان تغییر در جریان‌های نقدی و اقلام تعهدی اختصاص می‌دهد، بدیهی است که اثر آن بر رابطه میان جریان‌های نقدی و اقلام تعهدی باید به‌گونه‌ای تجربی مورد آزمون قرار بگیرد (فرانکل و سان، ۲۰۱۸؛ دچو و همکاران، ۱۹۹۸). برای کاهش مشکلات مطرح شده و با گذشت زمان، اصول پذیرفته شده حسابداری برای اندازه‌گیری کارکرد با استفاده از اقلام تعهدی برای تغییر زمان‌بندی تشخیص جریان‌های نقدی موجود در درآمد خالص ، تکامل یافتند. نابرابری اطلاعاتی میان مدیران، سرمایه‌گذاران و کاربران گزارشهای مالی، نیازمند به یک سنجه ارزیابی کارکرد در کوتاه‌مدت می‌شود. درآمد خالص در حسابداری سنجه‌ای خلاصه از کارکرد شرکت است که برحسب مبنای تعهدی سنجیده می‌شود. از آنجا که درآمد خالص همچون سنجه‌ای برای ارزیابی کارکرد مورداستفاده گروه گسترده‌ای از کاربران قرار می‌گیرد دارای اهمیت بسیاری است. دو اصل مهم در حسابداری که به سنجش درآمد خالص یاری می‌رسانند اصل شناخت بازآمدها و اصل شناخت هزینه‌ها هستند. برایند کاربست این اصول پدیدآمدن اقلامی است که آن را اقلام تعهدی می‌نامند. اقلام تعهدی، برای کاهش دشواری‌های ذاتی جریان‌های نقدی یعنی زمان‌بندی و تطابق به‌گونه‌ای پایه‌ریزی شده‌اند که درآمد خالص بتواند گویای کارکرد شرکت باشد. از سوی دیگر، کاربست اقلام تعهدی انبوهی از دشواری‌ها را پدید می‌آورد که مهم‌ترین آن آزادی کُنش مدیران است (دچو ، ۱۹۹۴).

باتوجه‌به آنچه که بیان شد، هدف غایی این پژوهش کشف اثر همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی به‌عنوان متغیری تعدیل‌کننده در برآورد اقلام تعهدی به دست جریان‌های نقدی عملیاتی است. دچو و همکاران (۱۹۹۸) نشان می‌دهند که تکانه‌های فروش[2] دورهٔ t (تغییر در بازآمدها) برای توضیح اقلام تعهدی سرمایه در گردش کافی است، به بیان ساده‌تر یعنی این گمانه وجود دارد که تغییر در جریان‌های نقدی هیچ توضیح بیشتری نسبت به تغییر در بازآمدها برای اقلام تعهدی فراهم نمی‌کند. این پرسمان از نگاه تجربی بسیار دور از ذهن است؛ بنابراین، نخست به‌منظور بهبود کتابشناسی مدلسازی تعهدی کوشش می‌شود توجیهی برای کاربست تغییر در بازآمدها در مدل جونز (۱۹۹۱) ارائه شده و به طور تجربی نشان داده شود که طول چرخه نقدی عملیات بر رابطه میان رابطه اقلام تعهدی و تغییر در بازآمدها اثرگذار است. دوم، با بهره‌مندی از پژوهش دچو و همکاران (۱۹۹۸) برای نشان‌دادن تحلیلی و تجربی تغییر جریان نقدی و ویژگی‌های زمان‌بندی و تطبیق جریان‌های نقدی، از همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی استفاده می‌شود. دچو و همکاران (۱۹۹۸) همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی را با خودهمبستگی مرتبه اول[3] جریان‌های نقدی اندازه‌گیری می‌کنند، ضریب خودهمبستگی به داده‌های تاریخی تااندازه‌ای طولانی نیاز دارد و انگار که همبستگی سریالی در طول مدت برآورد ناهمسان نیست. در این پژوهش به‌عنوان ارزش‌افزایی[4]، باتوجه‌به رویکرد فرانکل و سان (۲۰۱۸) به‌جای کاربست ضریب خودهمبستگی مرتبه اول، از کاربست بازده فروش[5] و چرخه نقدی عملیات برای برآورد همبستگی سریالی تغییر در جریان‌های نقدی استفاده می‌شود که نسبت به مدلهایی که از جریان‌های نقدی چندساله بهره می‌برند از عملکرد سودمندتری برخوردار هستند.

---

[1] Frankel and sun.

[2] Sale Shocks.

[3] First Order Autocorrelation.

[4] Contribution.

[5] حاشیه سود (*Profit Margin*) و بازده فروش (*Return on Sale*) دو مفهوم مشابه هستند که سودآوری یک شرکت را اندازه‌گیری می‌کنند. هر دوی این نسبت‌ها برای ارزیابی سلامت مالی و عملکرد یک شرکت استفاده می‌شوند؛ اما این دو بر روی جنبه‌های متفاوتی از سودآوری تمرکز دارند. تفاوت کلیدی این است که حاشیه سود همه هزینه‌ها را از جمله مالیات و بهره و... را در نظر می‌گیرد، درحالی‌که بازده فروش فقط هزینه‌های عملیاتی را در نظر می‌گیرد. برای آگاهی بیشتر به کتاب مدیریت مالی: تئوری و تمرین، ویرایش ۱۴ نوشته بریگهام (*Brigham*) و ارهارت (*Ehrhardt*) مراجعه شود.

۲- مبانی نظری و بسط فرضیه‌های پژوهش

دچو و همکاران (۱۹۹۸) اقلام تعهدی را به‌عنوان تابعی از تکانه‌های فروش دوره‌های پیشین و جاری در نظر می‌گیرند و چارچوبی منسجم از مفروضات را بیان می‌کنند[۱]. برایند مفروضات آنها نشان می‌دهد بخشی از اقلام تعهدی که ضرایب آن تابعی از «سیاست موجودی مواد و کالا» و «شرایط اعتباری برای دریافتنی‌ها و پرداختنی‌های تجاری» است، جریان‌های نقدی برآمده از تغییر سرمایه در گردش را که به دلیل تکانه‌های فروش دورهٔ t ایجاد می‌شود و انتظار بازگشت آن وجود دارد را جبران می‌کند. دچو و همکاران (۱۹۹۸) این بخش را برابر با چرخه نقدی عملیات[۲] (δ) شرکت به‌عنوان بخشی از یک سال در نظر می‌گیرند[۳]. در نتیجه، می‌توان با درنظرگرفتن چرخه نقدی عملیات، جریان‌های نقدی و اقلام تعهدی را به صورت آنچه که روابط (۱) و (۲) نشان می‌دهند، بازنویسی کرد:

رابطه (۱)

$$CF_t = \pi S_t - \delta\varepsilon_t$$

که در آن، CF_t: جریان‌های در دوره t، π: بازده فروش، S_t: فروش (بازآمد) در دوره t، δ: چرخه نقدی عملیات و ε_t: تکانه‌های تصادفی[۴] در دورهٔ t است.

رابطه (۲)

$$ACC_t = \delta\varepsilon_t$$

که در آن، ACC_t: اقلام تعهدی سرمایه در گردش در دوره t است. با کاربست رابطه (۱) می‌توان تغییر در جریان‌های نقدی را به‌صورت رابطه (۳) بازنویسی کرد:

رابطه (۳)

$$\Delta CF_t = \pi S_t - \delta(\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})$$

که در آن، ΔCF_t: تغییر در جریان‌های نقدی در دورهٔ t است. همان‌گونه که روشن است و اثبات روابط بالا نشان می‌دهد، اقلام تعهدی می‌تواند تابعی از تغییر در بازآمدها و یا تابعی جریان‌های نقدی باشد. این روابط نشان می‌دهند که مدل‌های تعهدی (برآورد اقلام تعهدی) می‌توانند بر پایه (۱) تغییر در بازآمدها با ترکیب چرخه نقدی عملیات و یا (۲) تغییر در جریان‌های نقدی با ترکیب همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی باشند. همان‌طور که رابطه (۲) نشان می‌دهد، انتظار می‌رود در پیش‌بینی‌های برپایه بازآمدها، اقلام تعهدی به دست تغییر در بازآمدها توضیح داده شوند و رابطه میان اقلام تعهدی و تغییر در بازآمدها تحت تاثیر چرخه نقدی عملیات باشد. اما از سوی دیگر و باتوجه‌به رابطه (۳)، اقلام تعهدی می‌تواند تابعی از جریان‌های نقدی در نظر گرفته شود و رابطه میان آنها تحت تاثیر همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی باشد؛ بنابراین، اگر تغییر در بازآمدها و تغییر در جریان‌های نقدی جنبه‌های گوناگون اقلام تعهدی را که به‌دست دچو و همکاران (۱۹۹۸) مدلسازی نشده‌است را دربرگیرد، پیش‌بینی اقلام تعهدی بر پایه جریان‌های نقدی و ویژگی‌های آن یعنی چرخه نقدی عملیات و همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی، می‌تواند مکمل[۵] یا جایگزینی[۶] برای رویکرد مبتنی بر بازآمد باشد.

همسان با دیدگاه دچو (۱۹۹۴) جریان‌های نقدی دارای دو ویژگی مهم زمان‌بندی و تطابق هستند که توانایی آنها را در اندازه‌گیری عملکرد دچار کاستی می‌کند. دریافت‌ها و پرداخت‌های نقدی یا به فرازی دیگر، جریان‌های نقدی ورودی و خروجی می‌توانند در دوره یا دوره‌هایی ناهمسان با رویدادهای اقتصادی ایجاد بشوند، این پیشامد مایه پیدایش چالش زمان‌بندی و تطابق می‌شود. دستاوردِ نقش اقتصادی اقلام تعهدی دو فرایند مهم است. نخست، کاهش چالش زمان‌بندی و تطابق و دوم، شناسایی سنجه‌ای برای اندازه‌گیری عملکرد (دسآمد) را که رویدادهای مرتبط باارزش را بهتر

---

[۱] دچو و همکاران فرض می‌کنند: (۱) فروش از یک گام تصادفی پیروی می‌کند، (۲) تمام هزینه‌ها متغیر هستند و سودبخش ثابتی از فروش است، (۳) مانده دریافتنیهای تجاری دورهٔ t برابر با بخش ثابتی از فروش همان دوره است، (۴) موجودی مواد و کالای پایان دورهٔ t برابر با سطح هدف منهای انحرافهای برآمده از تکانه‌های فروش همان دوره است و (۵) مانده پرداختنی‌های تجاری در پایان دورهٔ t برابر است با بخشی از خریدهای اعتباری شرکت در همان دوره که تا پایان دورهٔ t تسویه نشده است.

[2] Operating cash cycle.

[۳] برای آگاهی بیشتر از اثبات این روابط و مفروضات به دچو و همکاران (۱۹۹۸) و فرانکل و سان (۲۰۱۸) مراجعه شود.

[4] Random shocks.

[5] Complement.

[6] Offer an Alternative.

بازتاب می‌دهد. افزون بر آن، برآورد مدل‌های تعهدی با این شیوه یاد شده، چالش زمان‌بندی و تطابق جریان‌های نقدی که منجر به تولید اقلام تعهدی می‌شود را بهتر نمایان می‌کند. رابطه (۳)، اقلام تعهدی سرمایه در گردش را به‌عنوان تابعی از تکانه‌های فروش دورهٔ t نشان می‌دهد و این تکانه‌های فروش، پشتیبانی نظری نیازین برای گنجاندن تغییر در بازآمدها در مدل جونز (۱۹۹۱) را ارائه می‌دهد[۱].

جونز (۱۹۹۱) فرض ثابت‌بودن اقلام تعهدی بهنجار[۲] در طول زمان را کنار گذاشت و کوشش کرد اثر تغییر شرایط اقتصادی بر اقلام تعهدی بهنجار را واپایش کند. در مدل استاندارد جونز (۱۹۹۱) فرض بر این است که برای اقلام تعهدی مدیریت نشده و برآمده از معاملات اقتصادی شرکت، دو متغیر شامل تغییر در بازآمد و مبلغ ناخالص دارایی‌های ثابت (املاک، ماشین‌آلات و تجهیزات) در نظر گرفته می‌شود. **مدل (۱)** گویای مدل استاندارد جونز (۱۹۹۱) است:

مدل (۱)

$$TA_{it}/A_{it-1} = \alpha_0[\frac{1}{A_{it-1}}] + \alpha_1[\Delta REV_{it}/A_{it-1}] + \alpha_2[\Delta PPE_{it}/A_{it-1}] + \varepsilon_{it}$$

که در آن TA_{it}: کل اقلام تعهدی شرکت i در دورهٔ t، ΔREV_{it}: تغییر در بازآمدهای شرکت i در دورهٔ t، ΔPPE_{it}: تغییر در داراییهای ثابت شرکت i در دورهٔ t، A_{it-1}: کل داراییهای ابتدای دوره شرکت i در دورهٔ t-1 و ε_{it}: جزء باقیمانده مدل شرکت i در دورهٔ t است.

کاستی و ضعف مدل استاندارد جونز (۱۹۹۱) در این است که اگر درآمد خالص از طریق بازآمدهای بهنجار مدیریت شود، کاربست این مدل باعث می‌شود که بخشی از درآمدهای مدیریت شده، حذف شوند. باید توجه داشت که اگرچه همسان با مفروضات دچو و همکاران (۱۹۹۸) اثر چرخهٔ نقدی عملیات در رابطه میان اقلام تعهدی و تغییر در بازآمدها در رابطه (۲) به‌صورت نظری اثبات و نشان‌داده‌شده است؛ اما این ارتباط تاکنون به‌گونه‌ای تجربی مورد آزمایش قرار نگرفته است. این پرسمان منجر به ارائه **مدل (۲)** در این پژوهش می‌شود که برگرفته از مدل جونز (۱۹۹۱) است. کاربست مدل (۲)، سنجش ارتباط میان اقلام تعهدی و تغییر در بازآمدها است که این رابطه با اثر چرخهٔ نقد عملیات اصلاح شده است[۳]:

مدل (۲)

$$ACC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1\Delta REV_{it} + \alpha_2 rCYCLE_{it} + \alpha_3\Delta REV_{it} \times rCYCLE_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در آن، ACC_{it}: اقلام تعهدی برای شرکت i در دورهٔ t، ΔREV_{it}: تغییر در بازآمدها (فروش خالص و درآمد ارائهٔ خدمات) برای شرکت i در دورهٔ t، $rCYCLE_{it}$: رتبهٔ صدکی[۴] چرخهٔ نقد عملیات برای شرکت i در دورهٔ t و ε_{it}: پسماند مدل برای شرکت i در دورهٔ t است.

از سوی دیگر، در چارچوب دچو و همکاران (۱۹۹۸) ویژگی‌های زمان‌بندی و تطابق می‌توانند باعث ایجاد همبستگی سریالی منفی در تغییر جریان‌های نقدی بشوند. این دو ویژگی با یکدیگر برهم‌کنش دارند. بدین معنا که اندازه‌های نسبی آنها جهت و سطح همبستگی سریالی تغییر در جریان‌های نقدی را گزینش می‌کند. رابطه (۴) که برگرفته از روابط دچو و همکاران (۱۹۹۸) است با کاربست همبستگی سریالی تغییر در جریان‌های نقدی، این اثرها را نشان می‌دهد:

رابطه (۴)

$$\rho(\Delta cf_t, \Delta cf_{t-1}) = \frac{\delta(\pi - \delta)}{(\pi^2 + 2\delta^2 - 2\delta\pi)'}$$

---

[۱] دچو و همکاران (۱۹۹۸) نشان می‌دهند که مدل اثبات شده به‌دست آنها می‌تواند به افزایش کیفیت و توان توضیح‌دهندگی مدلهای تعهدی بهنجار کمک کند. آنها مدل جونز (۱۹۹۱) را برای بررسی این پرسمان پیشنهاد می‌دهند.

[2] Normal.

[۳] نتایج برآورد این مدل در پژوهش فرانکل و سان (۲۰۱۸) با نتایج برآورد انجام شده به دست پژوهشگر همسان بوده و نشان می‌دهد رابطه میان تغییر در بازآمدها و اقلام تعهدی **مثبت و معنادار** است و این رابطه با چرخه نقدی عملیات تقویت می‌شود.

[4] Percentile rank.

که در آن، $\rho(\Delta cf_t, \Delta cf_{t-1})$: خودهمبستگی سریالی مرتبه اول تغییر در جریان‌های نقدی دورهٔ t و دورهٔ $t\text{-}1$ است. فرانکل و سان (۲۰۱۸) با اصلاح این رابطه، اقلام تعهدی را به‌عنوان تابعی از تغییر در جریان‌های نقدی دورهٔ t در رابطه (۵) بازنویسی می‌کنند:

رابطه (۵)

$$ACC_t = \varphi \Delta CF_t + e_t,$$

که در آن φ: همبستگی سریالی تغییر در جریان‌های نقدی است[۱] و e_t: خطای نرمال دورهٔ t؛ بنابراین، ازآنجایی‌که $\varphi = \frac{cov(A_t, \Delta CF_t)}{VAR(\Delta CF_t)}$، می‌توان رابطه (۵) را به گونه رابطه (۶) و به شرح زیر بازنویسی کرد:

رابطه (۶)

$$ACC_t = \frac{\delta(\pi - \delta)}{(\pi^2 + 2\delta^2 - 2\delta\pi)} \Delta CF_t + e_t$$

رابطه (۶) نه‌تنها پشتیبانی نظری از همبستگی منفی میان سطوح اقلام تعهدی و تغییر در جریان‌های نقدی که توسط دچو (۱۹۹۴) معرفی شد را نشان می‌دهد، بلکه دربرگیرنده این مفهوم است که بزرگی این همبستگی منفی با بزرگی همبستگی سریالی منفی در تغییرات جریان‌های نقدی افزایش پیدا می‌کند[۲]. روابط دچو و همکاران (۱۹۹۸) طبق آنچه که در رابطه (۲) پژوهش حاضر بیان شد، نشان می‌دهد تکانه‌های فروش دورهٔ t (تغییر در بازآمدها) برای توضیح اقلام تعهدی سرمایه در گردش کافی است، بدان معنی که تغییر در جریان‌های نقدی هیچ توان‌توضیحی بیشتری نسبت به تغییر در بازآمدها برای اقلام تعهدی فراهم نمی‌کند. این پرسمان از نگاه تجربی بسیار دور از ذهن است. این گفتار منجر به ارائه **مدل (۳)** می‌شود که برگرفته از مفروضات دچو (۱۹۹۸)، روابط اثبات شده در پژوهش فرانکل و سان (۲۰۱۸) و اصلاح مدل استاندارد جونز (۱۹۹۱) است:

مدل (۳)

$$ACC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta OCF_{it} + \alpha_2 \Delta OCFSC_{it} + \alpha_3 \Delta OCF_{it} \times \Delta OCFSC_t + \varepsilon_{it}$$

که در آن، ΔOCF_{it}: تغییر در جریان‌های نقدی عملیاتی برای شرکت i در دورهٔ t، $\Delta OCFSC_{it}$: همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی عملیاتی برای شرکت i در دورهٔ t است.

- **فرضیه نخست:** همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی رابطهٔ منفی میان تغییر در جریان‌های نقدی و اقلام تعهدی را تقویت می‌کند.

بارت و همکاران (۲۰۱۶) چارچوبی ارائه می‌دهند که در آن اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی دربرگیرنده اطلاعاتی درباره واقعیت اقتصادی[۳] مورد انتظار شرکت در سال بعدی هستند. بدیهی است که چنین پیش‌بینی‌هایی می‌تواند بر تصمیم‌های مرتبط با سرمایه در گردش شرکت‌ها کارساز باشد. برای نمونه، اگر مدیران انتظار یک تکانه مثبت تقاضا در دورهٔ $t+1$ را داشته باشند، ممکن است در دورهٔ t موجودی مواد و کالای بیشتری خریداری کنند. در نتیجه پیش‌بینی مدیران بر تغییر جریان‌های نقدی اثر «منفی» و بر اقلام تعهدی سرمایه در گردش دورهٔ t اثر «مثبت» می‌گذارد. اما تغییر در بازآمدهای دورهٔ t، به‌تنهایی و به گونه‌ای کامل تغییر در موجودی مواد و کالا و اقلام تعهدی سرمایه در گردش را توضیح نمی‌دهد. در این حالت، تغییر در بازآمدهای دورهٔ t برای توضیح تغییر در موجودی مواد و کالا یا اقلام تعهدی سرمایه در گردش کافی نخواهند بود و تغییر در جریان‌های

---

[۱] در واقع (φ) در **رابطه (۵)** همان همبستگی سریالی تغییر در جریانهای نقدی یعنی همان **رابطه (۴)** است. این ضریب، اهمیت همبستگی سریالی تغییر در جریانهای نقدی را نشان می‌دهد که ویژگی‌های زمانبندی و تطابق جریانهای نقدی را به رابطه میان تغییر در جریانهای نقدی و اقلام تعهدی اختصاص می‌دهد.

[۲] دچو (۱۹۹۴) در **جدول ۲** پژوهش خود نشان می‌دهد که تغییر جریانهای نقدی همبستگی سریالی منفی دارد و اقلام تعهدی سرمایه در گردش با تغییر در جریانهای نقدی ارتباط منفی دارد. در پژوهشی مستقل، بوشمن و همکاران (۲۰۱۴) رابطه منفی میان اقلام تعهدی و جریانهای نقدی را کاوش کرده و خاطرنشان کردند که اقلام تعهدی بسامدهای زمانی موقت و همواری را در جریانهای نقدی عملیاتی ایجاد می‌کنند. آنها علت کاهش رابطه میان اقلام تعهدی و سطوح جریانهای نقدی را بررسی می‌کنند.

[3] Economic factor.

نقدی می‌تواند اطلاعات فراتری از تغییر در بازآمدها را برای پیش‌بینی اقلام تعهدی فراهم کند. دلیل احتمالی دیگری برای اینکه جریان‌های نقدی عملیاتی و بازآمد می‌توانند یکدیگر را در برآورد اقلام تعهدی تکمیل کنند این است که سنجه‌های زمان‌بندی و تطابق جریان‌های نقدی بر پایه مشاهده‌های سال‌های قبلی، برآورد نابسامانی[1] از این ویژگیها در سال جاری شرکت هستند. به نظر می‌رسد، کاربست هم‌زمان این سنجه‌ها می‌تواند خطای برآورد را کاهش دهد؛ بنابراین، در این پژوهش افزون‌بر بررسی جداگانه **مدل (۲)** و **مدل (۳)** این گمانه وجود دارد که یک مدل برآورد اقلام تعهدی که دربرگیرنده هم‌زمان متغیرهای درپیوند با بازآمدها، جریان‌های نقدی و ویژگی‌های آنها باشد، بتواند با توان بیشتر و به‌گونه‌ای با کیفیت بالایی اقلام تعهدی را برآورد کند. بر پایه مبانی نظری بیان شده، **مدل (۴)** که ترکیبی از مدل‌های (۲) و (۳) است، به‌عنوان مدلی فراگیر برای پیش‌بینی[2] اقلام تعهدی بازنویسی و معرفی می‌شود:

مدل (۴)

$$ACC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta OCF_{it} + \alpha_2 rCYCLE_{it} + \alpha_3 \Delta OCF_{it} \times rCYCLE_{it} + \alpha_4 rrAbsROS_{it} + \alpha_5 \Delta OCF_{it} \times rrAbsROS_{it} + \alpha_6 \Delta REV_{it} + \alpha_7 \Delta REV_{it} \times rCYCLE_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در آن: $rrAbsROS_{it}$: وارونه رتبهٔ صدکی بازده فروش شرکت i در دوره t است؛ بنابراین؛ باتوجه‌به دیدگاه فرانکل و سان (۲۰۱۸)، ازآنجاکه در این پژوهش سنجهٔ همبستگی سریالی منفی تغییر در جریان‌های نقدی با کاربست بازده فروش و چرخه نقد عملیات سنجیده می‌شود؛ اگر نظریه زیربنای "مدل‌های پیش‌بینی اقلام تعهدی بر پایه ویژگی‌های جریان‌های نقدی" درست باشد، انتظار می‌رود که «چرخه نقدی عملیات» و «بازده فروش» هرکدام باید شدت رابطه میان تغییر در جریان‌های نقدی و اقلام تعهدی را با اثر بر همبستگی سریالی تغییر در جریان‌های نقدی تقویت کنند.

- **فرضیه دوم:** چرخه نقدی عملیات رابطهٔ میان اقلام تعهدی و تغییر در جریان‌های نقدی را تقویت می‌کند.
- **فرضیه مکمل:** بازده فروش رابطهٔ میان اقلام تعهدی و تغییر در جریان‌های نقدی را تقویت می‌کند.

۳- پیشینه پژوهش

فرانکل و سان (۲۰۱۸) در پژوهشی با نام پیش‌بینی اقلام تعهدی بر پایه ویژگی‌های جریان‌های نقدی، نقش ویژگی‌های زمان‌بندی و تطابق جریان‌های نقدی را در پیش‌بینی اقلام تعهدی بررسی می‌کنند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که ویژگی‌های تطابق و زمان‌بندی جریان‌های نقدی، توان توضیحی مدل‌های پیش‌بینی اقلام تعهدی بر پایه سرمایه در گردش را بهبود می‌دهند و رابطه مثبت میان اقلام تعهدی و تغییر در درآمدها با چرخه نقدی عملیاتی افزایش پیدا می‌کند.

لولن و رزوتک[3] (۲۰۱۹) در پژوهشی با نام چرا اقلام تعهدی سود را پیش‌بینی می‌کند، قدرت پیش‌بینی اقلام تعهدی را بر پایه روشی که سود شرکت و سرمایه در گردش به تکانه‌های عرضه و تقاضای بازار محصولات واکنش نشان می‌دهند را بررسی می‌کنند. نتایج آن‌ها شواهد تازه‌ای درباره رابطه میان اقلام تعهدی و سودآوری آینده بر پایه شیوهٔ فروش شرکت، اقلام تعهدی و سود؛ در پاسخ به تکانه‌های عرضه و تقاضا در بازار محصولات را پدیدار می‌کنند.

نالاردی و همکاران[4] (۲۰۲۰) در پژوهش با نام تغییر در ویژگی‌های اقلام تعهدی و محیط عملیاتی: پیامدهایی برای پیش‌بینی‌پذیری جریان‌های نقدی، توانایی نسبی سود و جریان‌های نقدی را در پیش‌بینی جریان‌های نقدی آینده تطبیق می‌دهند. آنها نشان می‌دهند که شواهدی ناهمسان به تفاوت در شیوه اندازه‌گیری جریان‌های نقدی نسبت داده می‌شود. نتایج نشان می‌دهد، جریان‌های نقدی در پیش‌بینی جریان‌های نقدی آینده، به طور پیوسته از سود بهتر عمل می‌کنند و اقلام تعهدی و اجزای آن، از جمله آنهایی که رویدادهای غیرقابل‌مشاهده را ثبت می‌کنند، توانایی فزاینده‌ای (هرچند کوچک) بر پیش‌بینی جریان‌های نقدی دارند.

---

[1] Noisy Estimate.
[2] Prediction.
[3] Lewellen and Resutek.
[4] Nallareddy et al.

نزلوبین و همکاران[1] (۲۰۲۱) در پژوهش با نام اعتباربخشی به کیفیت پژوهش‌های اقلام تعهدی، به این نکته اشاره دارند که مجموعه بزرگی از پژوهش‌های تجربی در حسابداری، علل و پیامدهای کیفیت اقلام تعهدی را بررسی می‌کنند. آنها نشان می‌دهند کار ناچیزی برای ارزیابی سامان‌مند اعتبارِ سنجه‌های اساسی کیفیت اقلام تعهدی انجام شده است.

دچو و همکاران (۲۰۲۲) در پژوهشی با نام تأثیر ناهمگونی تعهدی بر استنتاج کیفیت اقلام تعهدی، تأثیر ویژگی‌هایی از مدل اندازه‌گیری اصول عمومی حسابداری پذیرفته شده را بر استنتاج کیفیت تعهدی بررسی می‌کنند. آنها نشان می‌دهند که اصول عمومی پذیرفته شده حسابداری از تطابق در سود و زیان تا ارزش منصفانه در صورت‌وضعیت مالی گستره وسیعی را در بر می‌گیرد. اندازه‌گیری‌های تعهدی تحت‌تأثیر دست‌کاری در برآوردهای مدیریتی قرار می‌گیرد؛ در نتیجه، اقلام تعهدی ناهمگن با ویژگی‌های آماری قابل‌پیش‌بینی ناهمسان هستند. نتایج این پژوهش مدلی از اقلام تعهدی را معرفی می‌کند که نشان می‌دهد توضیح این تغییرها برای خطای برآورد با مقادیر مورد انتظار غیرممکن است. در نهایت، آنها سنجه‌ای برای ثبات گزارش ایجاد و تأثیر آن را بر استنتاج کیفیت تعهدی نشان می‌دهند.

المند و همکاران (۲۰۲۳) در پژوهشی با نام اقلام تعهدی و چرخه عمر شرکت: بهبود تشخیص مدیریت سود؛ پیشنهاد می‌دهند شرکت‌هایی که در مراحل مشابه چرخه حیات قرار دارند، با مسائل راهبُردی، فشارهای مدیریتی، چشم‌انداز رشد و غیره مشابه روبه‌رو هستند و این عوامل مشترک به فرایند تولید اقلام تعهدی بهنجار کمک می‌کنند. آن‌ها مطابق با این پیش‌بینی، شرایط ناهمسان مدیریت سود را شبیه‌سازی می‌کنند و نشان می‌دهند که مدل‌های اقلام تعهدی در تشخیص دست‌کاری در مراحل خاص چرخه عمر، اشتباه تعریف شده‌اند. عملکرد میانگین وزن‌دار در میان مراحل چرخه حیات نشان می‌دهد که برآورد اقلام تعهدی بر اساس چرخه حیات، تشخیص موفقیت‌آمیز را به طور قابل‌توجهی بهبود می‌بخشد و خطاهای نوع اول را نسبت به سایر گزینه‌های گروه‌بندی کاهش می‌دهد. بهبود مجموع خطاهای نوع اول و نوع دوم بیش از ۷۰ درصد است برای هر دو مدل تعدیل شده جونز (۱۹۹۱) و مدل سود بر مبنای اقلام تعهدی است.

در ایران نیز پژوهش‌های بسیار در گستره حسابداری تعهدی و روابط میان اقلام تعهدی با متغیرهای اثرگذار ناهمسانی انجام شده است.

باباجانی و عظیمی (۱۳۹۱) در پژوهشی با نام اثر قابلیت اتکای اقلام تعهدی بر بازده سهام، رابطه میان ویژگی کیفی قابلیت اتکای اطلاعات حسابداری و بازده سهام را بررسی می‌کنند. در این پژوهش، شناسایی فراگیری از اقلام تعهدی بر پایه رویکرد وضعیت مالی انجام می‌شود که برخلاف رویکرد سرمایه در گردش تمام دارایی‌ها را در بر می‌گیرد. یافته‌های پژوهش‌های پیش‌ازاین نشان می‌دهند پایداری آن دسته از اقلام تعهدی که قابلیت اتکای پایین‌تری دارند کمتر است.

صادقی و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهشی با نام بررسی تمرکز سرمایه‌گذاران بر پایداری اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی در سال‌های گزارش زیان، پایداری اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی و قیمت‌گذاری آن توسط سرمایه‌گذاران را بررسی می‌کنند. نتایج پژوهش آنها نشان می‌دهد که پایداری اقلام تعهدی نسبت به جریان‌های نقدی کمتر است و سرمایه‌گذاران پایداری کمتر اقلام تعهدی نسبت به جریان‌های نقدی را مدنظر قرار می‌دهند؛ از سوی دیگر، پایداری کمتر اقلام تعهدی در سال‌های گزارش زیان خالص و پایداری کمتر اقلام تعهدی نسبت به جریان‌های نقدی در سال‌های گزارش زیان خالص مورد تأیید قرار نگرفته است.

فداکار و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهشی با نام تبیین الگویی برای مدیریت سود در شرکت‌های ورشکسته و مقایسه آن با مدل اصلاح‌شده جونز الگویی باتوجه‌به داده‌های بورس اوراق بهادار تهران، ارائه نموده و آن را برای شرکت‌های ورشکسته آزمون نموده و با مدل اصلاح‌شده جونز مقایسه می‌نمایید. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که الگوی تبیین شده به لحاظ آماری کاراتر از الگوی اصلاح‌شده جونز بوده است و الگوی تبیین شده بهتر توانسته است مدیریت سود قبل از ورشکستگی را بهتر نشان دهد؛ زیرا الگوی تبیین شده مدیریت سود را در ۳۲ شرکت قبل از ورشکستگی بیشتر نشان داده در حالی مدل اصلاح‌شده جونز مدیریت سود را در ۲۴ شرکت قبل از ورشکستگی توانسته است.

حسینی و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی با نام بررسی عملکرد راهبرد معاملاتی اقلام تعهدی، عملکرد راهبرد اقلام تعهدی که راهبردی معاملاتی است را بررسی می‌کنند. در این پژوهش امکان کسب بازده مازاد و بازده مازاد تعدیل شده بر اساس ریسک با به‌کارگیری راهبرد اقلام تعهدی سنتی و راهبرد اقلام تعهدی نسبی، آزمون شده است. نتایج پژوهش بیانگر وجود ناهنجاری اقلام تعهدی در بورس اوراق بهادار تهران است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که راهبرد اقلام تعهدی نسبی در مقایسه با راهبرد اقلام تعهدی سنتی کارایی بیشتری دارد.

---

[1] Nezlobin et al.

نیکبخت و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی با نام تأثیر خطای پیش‌بینی سود مدیریت بر پایداری اجزای نقدی و تعهدی سود و ارزشیابی بیش از حد سهام به بررسی تأثیر خطای پیش‌بینی سود مدیریت بر پایداری اجزای نقدی و تعهدی سود و ارزشیابی بیش از حد سهام می‌پردازند. آنها نشان می‌دهند که با افزایش سطح خطای پیش‌بینی سود مدیریت، پایداری اقلام نقدی و تعهدی سود کاهش می‌یابد. روشن است که هرچه میزان پایداری اقلام نقدی و تعهدی سود کمتر باشد، روند پیش‌بینی کسب سود برای سال‌های آینده دشوارتر خواهد شد که این عامل باعث خواهد شد سرمایه‌گذارانی که قصد انجام سرمایه‌گذاری در این‌گونه واحدهای تجاری را دارند، اطمینان خاطر کمتری از این بابت داشته باشند؛ چرا که هرچه پایداری سود کمتر باشد، امکان پیش‌بینی روند آن در سال‌های بعد دشوارتر خواهد شد که به‌تبع آن ممکن است روند جذب سرمایه‌گذاران جهت انجام سرمایه‌گذاری نیز کاهش یابد.

حسین‌افشاری و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهشی با نام تأثیر افت فروش شرکت بر محافظه‌کاری مبتنی بر عدم تقارن زمانی اقلام تعهدی، تأثیر اخبار بد بر شاخص‌های مبتنی بر فروش، مانند کاهش فروش به تفکیک گروه محصولات، کاهش فروش سه‌ماهه چهارم و کاهش فروش سهم صنعت، بر محافظه‌کاری مشروط در مدل‌های مبتنی بر اقلام تعهدی را بررسی می‌کنند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که کاهش فروش گروه محصولات و کاهش فروش سه‌ماهه چهارم رابطه معناداری با محافظه‌کاری مشروط در اقلام تعهدی سرمایه در گردش دارد؛ اما کاهش سهم شرکت در فروش صنعت تأثیر قابل‌توجهی ندارد.

فیض‌اللهی و لشکری‌زاده (۱۴۰۰) در پژوهشی با نام تأثیر کیفیت اقلام تعهدی بر نوسانات بازده سهام، نوسان پذیری بازده سهام به‌عنوان برآوردی از ریسک بازار سهام را باتوجه‌به کیفیت اقلام تعهدی بررسی می‌کنند. آنها نشان می‌دهند که در سطح شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران کیفیت اقلام تعهدی بر نوسان پذیری شرطی در بورس اوراق بهادار تهران، تأثیر منفی و معنی‌دار دارد؛ چرا که کمتر بودن کیفیت اقلام تعهدی بیانگر کیفیت سود کمتر است. دستاوردهای پژوهش نشان می‌دهد که با کاهش کیفیت اقلام تعهدی، کیفیت سود کاهش‌یافته و با کاهش کیفیت سود نوسانات بازدهی سهام افزایش می‌یابد؛ چرا که انتظار می‌رود کیفیت سود گزارش شده و کیفیت اقلام تعهدی واکنش بازار را به دنبال داشته باشد. همچنین نتایج حاکی از این است که نوسانات بازده سهام تنها تحت‌تأثیر متغیرهای کیفیت اقلام تعهدی، اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و حجم معاملات سهام قرار ندارد؛ بلکه نوسانات بازده سایر شرکت‌ها نیز می‌تواند بر نوسانات بازده سهام شرکت‌ها تأثیر معنی‌دار داشته باشد.

فروغی و حیدری سورشجانی (۱۴۰۱) در پژوهشی با نام بیش‌ارزش‌گذاری شرکت و اقلام غیرعادی سود با تأکید بر مالکیت دولتی نشان می‌دهند سود خالص به دلیل اطلاعاتی که به بازار سرمایه ارائه می‌دهد ارزشمند است. اما مدیران با استفاده از اقلام غیرعادی برای دست‌کاری درآمدها تلاش می‌کنند تا به اهداف خود مانند حفظ قیمت سهام، دست یابند. ازآنجاکه منافع مدیر به ارزش شرکت بستگی دارد، او تلاش می‌کند تا وضعیت فعلی را حفظ کند؛ بنابراین ابتدا از اقلام تعهدی نابهنجار برای دست‌کاری درآمدها استفاده می‌کند، اما اقلام تعهدی از جنبه اصلی قابل‌برگشت هستند؛ لذا آنها در سال‌های بعد از اقلام غیرمعمول واقعی استفاده می‌کنند. از طرف دیگر، این مسئله ممکن است در شرکت‌های دولتی متفاوت باشد. نتایج نشان می‌دهد شرکت‌ها سعی می‌نمایند در سال‌های اول بیش‌ارزش‌گذاری، اقلام تعهدی نابهنجار بیشتر و از اقلام واقعی غیرعادی کمتری استفاده کنند. اما در گذر زمان این شرکت‌ها استفاده از اقلام تعهدی را کمتر نموده و بیشتر به‌سوی اقلام واقعی غیرعادی روی می‌آورند. همچنین، در شرکت‌های دولتیِ بیش‌ارزش‌گذاری شده، به استفاده از مدیریت سود تعهدی بیشتر توجه شده است؛ اما دست‌کاری غیرعادی واقعی سود تأثیر عمده‌ای نداشته است

۴- روش پژوهش

این پژوهش از نگاه هدف یک پژوهش بنیادی – تجربی است؛ زیرا داده‌های اولیهٔ آن از راه مشاهده به‌دست می‌آید و با کاربست روش‌های آماری و سنجه‌های مورد پذیرش آناکاوی می‌شود. از نگاه روش و ماهیت می‌توان این پژوهش را در پژوهش‌های همبستگی یا همخوانی جای داد. ویژگی اصلی این پژوهش‌ها یافتن رابطه میان متغیرهاست ولی نه الزاماً یک رابطهٔ علّی که در آن تنها به بررسی وجود رابطه بین متغیرهای مستقل و وابسته پرداخته می‌شود که در قالب داده‌های ترکیبی[1] (ترکیب داده‌های رشتهٔ زمانی[2] و داده‌های مقطعی[3])، به اجرا درمی‌آید.

[1] Panel.
[2] Time Series.
[3] Cross-Sectional.

۵- جامعه و نمونه پژوهش

باتوجه‌به هدف پژوهش حاضر و با درنظرگرفتن توانایی گردآوری اطلاعات همگن از همهٔ اعضای جامعه و نبود هرگونه خاستگاه اطلاعاتی اطمینان‌پذیر در زمینهٔ دسترسی به اطلاعات مالی شرکت‌های خارج از بازار اوراق بهادار، جامعهٔ آماری این پژوهش دربرگیرندهٔ کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بازار اوراق بهادار تهران است. همچنین به‌منظور کاستن از آثار مربوط به نبود کیفیت در اطلاعات مالی مورداستفاده و آثار ناشی از ناهمسانی در رویه‌های حسابداری، اندازه‌گیری و شناخت رویدادهای مالی، دورهٔ زمانی پژوهش حاضر از سال ۱۳۹۰ تا سال ۱۳۹۹ در نظر گرفته شده است. در پژوهش حاضر با کاربست روش نمونه‌گیری حذفی سامان‌مند، نمونه‌ای از به حجم ۱۶۷ شرکت از میان شرکت‌های پذیرفته شده در بازار اوراق بهادار تهران با شرایط زیر انتخاب شده است:

۱. شرکت انتخابی نباید از شرکت‌های سرمایه‌گذاری، صندوق‌های بیمه و واسطه‌گری مالی باشد.
۲. سال مالی شرکت انتخابی باید منتهی به پایان اسفند هرسال باشد.
۳. سال مالی شرکت انتخابی در بازهٔ زمانی پژوهش نباید تغییر یابد.
۴. داده‌های موردنیاز برای سنجش متغیرها، به‌ویژه اطلاعات مالی سالانه حسابرسی شده شرکت‌ها در دسترس باشد.

۶- متغیرهای پژوهش و نحوه اندازه‌گیری آنها

۶-۱- متغیر وابسته: متغیر وابسته در این پژوهش اقلام تعهدی ($ACCW_{it}$) است که برای سنجش آن همسان با دچو و همکاران (۱۹۹۸)، فرانکل و سان (۲۰۱۸) و باباجانی و عظیمی (۱۳۹۱) از «**رویکرد سرمایهٔ در گردش**» استفاده می‌شود؛ به شیوه‌ای که تغییر در سرمایهٔ در گردش غیرنقدی گویای اقلام تعهدی است. منظور از سرمایهٔ در گردش غیرنقدی این است: «**تغییر در داراییهای عملیاتی جاری منهای تغییر در بدهیهای عملیاتی جاری**». داراییهای عملیاتی جاری موجودی نقد و سرمایه‌گذاریهای کوتاه‌مدت را در برنمی‌گیرد و بدهیهای عملیاتی جاری، تسهیلات مالی دریافتی کوتاه‌مدت را شامل نمی‌شود.

۶-۲- متغیرهای مستقل: متغیرهای مستقل در این پژوهش عبارت‌اند از: تغییر در بازآمدها (فروش خالص و درآمد ارائهٔ خدمات)، رتبهٔ صدکی چرخهٔ نقدی عملیات، تغییر در جریان‌های نقدی عملیاتی و همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی؛ چگونگی سنجش این متغیرها در ادامه بیان می‌شود:

۶-۲-۱- ΔREV_{it}: تغییر در بازآمدهای (فروش خالص و درآمد ارائه خدمات) شرکت i در دورهٔ t که با کاربست **رابطه (۷)** همسان با فرانکل و سان (۲۰۱۸) اندازه‌گیری می‌شود:

رابطه (۷)

$$\Delta REV_{it} = \frac{REV_{it} - REV_{it-1}}{Total\ Assets_{it-1}}$$

که در آن، REV_{it}: بازآمدهای (فروش خالص و درآمد ارائهٔ خدمات) شرکت i در دورهٔ t، REV_{it-1}: بازآمدهای (فروش خالص و درآمد ارائهٔ خدمات) شرکت i در دورهٔ $t-1$ و $Total\ Assets_{it-1}$: کل داراییهای شرکت i در دورهٔ $t-1$ است.

۶-۲-۲- $CYCLE_{it}$: رتبهٔ صدکی چرخهٔ نقدی عملیات شرکت i در دورهٔ t است. برای اندازه‌گیری این متغیر نخست باید چرخهٔ نقدی عملیات سنجیده شود. چرخهٔ نقدی عملیات با کاربست **رابطه (۸)** همسان با فرانکل و سان (۲۰۱۸) سنجیده می‌شود:

رابطه (۸)

$$CYCLE_{it} = \frac{AV_AR_{it}}{REV_{it}} + \frac{AV_INV_{it}}{CGS_{it}} - \frac{AV_AP_{it}}{PURCHASE_{it}}$$

که در آن، AV_AR_{it}: میانگین (دو ساله) دریافتنیهای تجاری (حسابها و اسناد دریافتنی تجاری) برای شرکت i در دورهٔ t، AV_INV_{it}: میانگین موجودی‌های مواد و کالا برای شرکت i در دورهٔ t، CGS_{it}: بهای کالای فروش رفته برای شرکت i در دورهٔ t، AV_AP_{it}: میانگین پرداختنیهای تجاری (حسابها و اسناد پرداختنی تجاری) برای شرکت i در دورهٔ t، $PURCHASE_{it}$: خرید مواد و کالا برای برای شرکت i در دورهٔ t است. پس از محاسبه چرخه نقدی عملیات در هرسال و برای هر شرکت، برای هموار ساختن اثر تکانه‌های عملیاتی در هرسال، از «میانگین حسابی سه سال

گذشته» چرخه نقدی عملیات برای هرسال استفاده شده و پس از آن، رتبه صدکی میانگین چرخه نقدی عملیات شرکت‌ها برای هرسال محاسبه می‌شود[۱].

۶-۲-۳- ΔOFC_{it}: تغییر در جریان‌های نقدی عملیاتی شرکت i در دورهٔ t که با کاربست **رابطه (۹)** همانند فرانکل و سان (۲۰۱۸) اندازه‌گیری می‌شود:

رابطه (۹)

$$\Delta OFC_{it} = \frac{OCF_{it} - OCF_{it-1}}{Total\ Assets_{it-1}}$$

که در آن، OCF_{it-1}: جریان‌های نقدی عملیاتی برای شرکت i در دورهٔ $t-1$، OCF_{it}: جریان‌های نقدی عملیاتی برای شرکت i در دورهٔ t، OCF_{it+1}: جریان‌های نقدی عملیاتی برای شرکت i در دورهٔ $t+1$، $Total\ Assets_{it-1}$: کل داراییها برای شرکت i در پایان دورهٔ $t-1$ است.

۶-۲-۴- $\Delta OCFSC_{it}$: همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی که با رویکرد فرانکل و سان (۲۰۱۸) برابر است با میانگین دو متغیر "وارونهٔ رتبه صدکی[۲] میانگین بازده فروش در سه سال گذشته" و "رتبهٔ صدکی میانگین چرخهٔ نقد عملیات". بازده فروش حاصل تقسیم دسآمد (سود) بر بازآمد است[۳].

۶-۲-۵- $rrAbsROS_{it}$: همسان با شیوه اندازه‌گیری فرانکل و سان (۲۰۱۸) برابر است با معکوس رتبهٔ صدکی[۴] بازده فروش شرکت برای شرکت i در دورهٔ t است.

۷- نتایج پژوهش

این پژوهش در قالب داده‌های ترکیبی (ترکیب داده‌های رشته زمانی و داده‌های مقطعی)، به اجرا در می‌آید. ضرورت کاربست این شیوه بیشتر به دلیل افزایش تعداد مشاهدات، افزایش درجهٔ آزادی، کاهش ناهمسانی پراش[۵] و کاهش هم‌خطی میان متغیرها است. بدین ترتیب، تخمین مدل‌های یاد شده با کاربست داده‌های ترکیبی برای همهٔ شرکت‌های عضو نمونه در فاصله زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ به مدت ۱۰ سال انجام شده است. همچنین، کنترل عوامل «**سال**» و «**صنعت**» توسط پژوهشگر در نظر گرفته شده است، زیرا در بازه زمانی پژوهش رویدادهای زیادی بر شرایط اقتصادی، مالی و عملیاتی شرکت‌ها اثرگذار بوده که وابستگی زیادی به اقتصاد کلان داشته است. سپس، برطبق تخمین به‌دست‌آمده و با کاربست آزمون آماری تی – استیودنت درباره فرضیه‌های پژوهش قضاوت و ارزیابی می‌شود[۶]. در ادامه؛ جدول ۱ نمایانگر آمار توصیفی[۷] متغیرهای پژوهش است.

همان‌طور که در **جدول ۱** نمایان است، میانگین تغییر در جریان‌های نقدی (ΔOCF_t) برابر است با ۰/۰۲۸۸ که نشان می‌دهد به‌طور متوسط جریان‌های نقدی عملیاتی برای نمونه افزایش می‌یابد. همچنین، میانگین همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی ($\Delta OCFSC_t$) بسیار دقیق برابر با ۰/۵ است، به این دلیل که این متغیر حاصل میانگین رتبه صدکی میانگین سه سال چرخه نقدی عملیاتی و میانگین سه سال وارونهٔ رتبه صدکی

---

[۱] برای راحتی محاسبه رتبه صدکی می‌توان از تابع (*PERCENTRANK.EXC*) در نرم‌افزار اکسل بهره برد.

[2] Reverse Percentile Rank.

[۳] در پژوهش‌های پیش‌ازاین برای سنجش همبستگی سریالی تغییر در جریانهای نقدی از همبستگی سریالی همچون ضریب خودهمبستگی مرتبهٔ یکم استفاده می‌شود که مدل آن به شرح زیر است:

$$Ocf_t - Ocf_{t-1} = \alpha + \beta(Ocf_{t-1} - Ocf_{t-2}) + \varepsilon$$

فرانکل و سان (۲۰۱۸) نشان می‌دهند باتوجه‌به اینکه مشتق جزئی همبستگی سریالی تغییرات جریانهای نقدی در مدل دچو و همکاران (۱۹۹۸) نسبت به حاشیه سود خالص، مثبت است و مشتق جزئی آن نسبت به چرخه نقدی عملیاتی منفی است، پیش‌بینی می‌شود همبستگی سریالی در تغییرات جریانهای نقدی زمانی که اندازه حاشیه سود خالص کوچک‌تر، یا زمانی که چرخه نقد عملیاتی طولانی‌تر باشد، منفی‌تر باشد. کاربست این روش باعث می‌شود که «**مشاهدات بسیار بیشتری**» در دسترس پژوهشگر باشد.

[۴] به این شیوه که اگر رتبه صدکی ۰/۳ باشد، معکوس آن برابر با ۰/۷ خواهد بود.

[۵] در آمار و احتمالات، پراش عبارت از شاخصی است که نشانگر اندازه دوری مقدارها از میانگین یا همان واریانس (Variance) است. در تمام متن این پژوهش واژه «پراش» همسان با «واریانس» در نظر گرفته می‌شود.

[۶] برای آماده‌سازی داده‌ها و متغیرهای پژوهش از نرم‌افزار صفحه‌گسترده اکسل و برای عملیات آماری از نرم‌افزار استاتا نسخه ۱۸ استفاده شده است.

[7] Descriptive statistic.

بازده فروش است. میانگین تغییر اقلام تعهدی سرمایه در گردش ($\Delta ACCW_t$) ۰/۵۹۸ است. عدد مثبت نشان می‌دهد که به طور متوسط، شرکت‌های موجود در نمونه داراییهای جاری بیستری نسبت به بدهیهای جاری دارند که نشان‌دهنده سلامت مالی کوتاه‌مدت مطلوبی است. میانگین تغییر در بازآمدها (ΔREV_t) برابر با ۰/۲۶۶۸ است و نشان می‌دهد شرکت‌های موجود در مجموعه داده‌ها درآمد خود را افزایش می‌دهند که به طور کلی نمادی از عملکرد تجاری مثبت است. این شاخص نشانگر نرخ قابل‌توجهی از رشد درآمد در بین این شرکت‌ها است. همچنین، در **جدول ۲** مقایسه میانگین تک نمونه‌ای متغیرهای وابسته و مستقل با کاربست توزیع تی‌استیودنت ارائه شده است.

جدول ۱- آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

شاخص آماری	$\Delta ACCW_t$	ΔREV_t	$rCYCLE_t$	ΔOCF_t	$\Delta OCFSC_t$	$rrAbsROS_t$
تعداد	۱۶۷۰	۱۶۷۰	۱۶۷۰	۱۶۷۰	۱۶۷۰	۱۶۷۰
کمینه	-۳/۸۵۴۲	-۲/۱۵۷۸	۰	-۱/۵۰۵۳	۰/۰۰۶۰	۰
میانگین	۰/۰۵۹۸	۰/۲۶۶۸	۰/۴۹۹۵	۰/۰۲۸۸	۰/۵۰۰۰	۰/۴۹۹۵
بیشینه	۱/۵۲۳۸	۵/۵۵۳۹	۱	۱/۵۸۹۴	۰/۹۹۶۵	۱
میانه	۰/۰۴۲۷	۰/۱۷۰۳	۰/۵۰۰۰	۰/۰۲۱۶	۰/۵۰۳۰	۰/۵۰۰۰
انحراف استاندارد	۰/۲۵۲۵	۰/۴۸۹۹	۰/۲۹۰۴	۰/۲۰۳۴	۰/۱۷۱۷	۰/۲۹۰۴
کشیدگی	۶۲/۲۱۷۶	۲۲/۰۲۴۸	۱/۷۹۸۹	۱۴/۹۸۶۷	۳/۶۱۴۲	۱/۷۹۸۹
قرینگی	-۳/۹۰۲۲	۲/۷۴۱۱	۰/۰۰۰۱	۰/۳۷۵۸	-۰/۱۵۸۴	۰/۰۰۰۱

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۲- آزمون مقایسه‌ای دو نمونه‌ای میانگین

شرح	$\Delta ACCW_t$	ΔREV_t	$rCYCLE_t$	ΔOCF_t	$\Delta OCFSC_t$	$rrAbsROS_t$
تعداد	۱۶۷۰	۱۶۷۰	۱۶۷۰	۱۶۷۰	۱۶۷۰	۱۶۷۰
میانگین	۰/۰۵۹۸	۰/۲۶۶۸	۰/۴۹۹۵	۰/۰۲۸۸	۰/۵۰۰۰	۰/۴۹۹۵
ttest **Ha: mean(diff) !=0**	۰	۰	۰	۰	۰	۰
آماره احتمال	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۷-۱- آزمون چاو[1] (اف - لیمر)

به‌منظور گزینش یکی از روش‌های داده‌های تابلویی[2] و داده‌های تلفیقی[3]، از آماره اِف - لیمر[4] استفاده می‌شود. **جدول ۳** نتایج آزمون چاو (همسانی عرض از مبدأها) را برای مدل‌های پژوهش نشان می‌دهد. از این رابطه برای آزمون فرضیه‌های پژوهش استفاده شده است. چنان که ملاحظه می‌شود، مقاطع مورد بررسی ناهمگن و دارای تفاوت‌های فردی بوده و روش داده‌های تابلویی مناسب‌تر است.

جدول ۳- آزمون چاو (اِف - لیمر) (همسانی عرض از مبدأهای شرکت‌ها) [5]

فرضیه صفر	مدل	آماره اِف - لیمر	احتمال آماره	نتیجه آزمون
عرض از مبدأهای تمامی مقاطع با هم یکسان است.	مدل (۲)	۱/۲۳	۰/۰۳۱۰	فرضیه صفر رد می‌شود
	مدل (۳)	۱/۸۲	۰/۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود
	مدل (۴)	۱/۳۰	۰/۰۰۸۹	فرضیه صفر رد می‌شود

[1] Chow.
[2] Panel Data.
[3] Pooled Data.
[4] F Leamer Test.
[5] جدول (۳) نتایج آزمون اِف - لیمر (چاو) را نمایش می‌دهد. این آزمون برای ۱،۶۷۰ نمونه شرکت - سال در مدت‌زمان ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ انجام شده است.

۷-۲- آزمون هاسمن

جدول ۴ برایند آزمون هاسمن[۱] را نشان می‌دهد. معناداری احتمال آمارهٔ کای – دو نشان می‌دهد که فرضیه صفر (آثار تصادفی[۲]) رد شده و فرضیه مقابل (آثار ثابت[۳]) برای مدل‌های پژوهش پذیرفته می‌شود.

جدول ۴- نتایج آزمون هاسمن (انتخاب بین آثار ثابت و آثار تصادفی)

فرضیه صفر	مدل	آماره کای – دو	احتمال آماره	نتیجه آزمون
جزء اخلال عرض از مبدأ و متغیرهای توضیحی مستقل هستند.	مدل (۲)	۱۱/۷	۰/۰۲۹۰	فرضیه صفر رد می‌شود
	مدل (۳)	۳۱/۱۸	۰/۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود
	مدل (۴)	۵۹/۳۴	۰/۰۰۰۰	فرضیه صفر رد می‌شود

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۷-۳- بررسی فرض‌های سنتی وایازش[۴] خطی

بررسی فرض‌های سنتی وایازش[۵] با کاربست آزمون‌های تشخیصی انجام می‌شود. مهم‌ترین این فروض عبارت‌اند از (۱) میانگین صفر اجزای اخلال[۶]، (۲) نبود همبستگی پیاپی (خودهمبستگی[۷]) بین اجزای اخلال و (۳) همسانی پراش اجزای اخلال[۸] که در ادامه بازگو می‌شوند. نتایج بررسی با کاربست آزمون‌های معرفی شده به دست افلاطونی (۱۳۹۵) نشان می‌دهد که میانگین اجزای اخلال پس از تخمین، با کاربست آزمون هم‌سنجی تک نمونه‌ای که از توزیع تی استیودنت پیروی می‌کند تفاوت معناداری با صفر ندارد. برای سنجش وجود خودهمبستگی پیاپی در داده‌های ترکیبی از آزمون وولدریج[۹] استفاده شده است که نتایج آن نبود خودهمبستگی پیاپی را نشان می‌دهد و برای بررسی ناهمسانی پراش از آزمون والد تعدیل شده[۱۰] (مناسب برای مدل آثار ثابت) استفاده شده است. برایند بررسی فرض‌های سنتی وایازش خطی در **جدول‌های ۵ و ۶** ارائه شده است.

جدول ۴- نتایج آزمون خودهمبستگی پیاپی (آزمون وولدریج)

آزمون	مدل	آماره فیشر	آماره احتمال	نتیجه آزمون
آزمون وولدریج برای داده‌های آمیختیک	مدل (۲)	۱/۷۶۴	۰/۱۸۵۹	عدم وجود خودهمبستگی
	مدل (۳)	۰/۱۵۴	۰/۶۹۵۳	عدم وجود خودهمبستگی
	مدل (۴)	۰/۱۸۶	۰/۶۶۷۱	عدم وجود خودهمبستگی

جدول ۶- نتایج آزمون ناهمسانی پراش‌ها (والد تعدیل شده)

آزمون	مدل	آماره کای – دو	آماره احتمال	نتیجه آزمون
والد اصلاح شده برای مدل‌های آمیختیک با آثار ثابت	مدل (۲)	۲۷,۱۹۵/۲۸	۰/۰۰۰۰	وجود ناهمسانی پراش‌ها
	مدل (۳)	۲۷,۹۵۵/۳۰	۰/۰۰۰۰	وجود ناهمسانی پراش‌ها
	مدل (۴)	۴۲,۲۸۶/۲۲	۰/۰۰۰۰	وجود ناهمسانی پراش‌ها

منبع جداول ۴ و ۵: یافته‌های پژوهشگر

---

[1] Hausman Test.
[2] Random Effects.
[3] Fix Effects.
[۴] این واژه معادلی برای واژهٔ انگلیسی «*Regression*» است. گروه واژه‌گزینی فرهنگستان زبان و ادب فارسی این معادل را برگزیده است. به‌منظور آگاهی بیشتر به وبگاه فرهنگستان زبان و ادب فارسی به نشانی www.Persianacademy.ir مراجعه کنید.
[5] Assumptions of Classical Linear Regression Models (CLRM).
[۶] به طور معمول، عدم برقراری این فرض می‌تواند برآمده از نبود عرض از مبدأ در مدل وایازشی باشد؛ بنابراین اگر در برآورد مدل وایازشی عرض از مبدأ وجود داشته باشد، این فرض به‌گونه‌ای عمومی برقرار است و نیازی به آزمون آن نیست، برای آگاهی بیشتر به افلاطونی (۱۳۹۵)، ص ۸۵ نگاه کنید.
[7] Autocorrelation.
[8] Variance Heteroscedasticity.
[9] Wooldridge.
[10] Modified wald.

همان‌طور که نمایان است برایند آزمون‌های یاد شده نشان می‌دهند خودهمبستگی پیاپی برای مدل‌های پژوهش وجود ندارد؛ اما باتوجه‌به نتایج آزمون ناهمسانی پراش‌ها در **جدول ۶**، این ناهمسانی وجود دارد. در این پژوهش برای رفع ناهمسانی پراش‌ها هنگام برازش مدل‌ها از کاربست شیوه ماتریس واریانس – کوواریانس تصحیح شده با رویکرد وایت استفاده می‌شود.

۷-۴- سایر آزمون‌های بایسته

پیش از آزمونِ فرضیه‌های پژوهش و به‌منظور بهبود دقت و درستی برازش مدل‌ها، باید نتایج سایر آزمون‌های مهم و اثرگذار بر نتایج نیز بررسی شوند. این آزمون‌ها دربرگیرنده: (۱) بررسی وابستگی مقطعی جملهٔ خطا[1] و (۲) هم‌خطی[2] هستند. بررسی آزمون‌های یاد شده با کاربست شیوه‌های معرفی شده به دست افلاطونی (۱۳۹۵) به ترتیب با آزمون پسران[3] و عامل تورم واریانس[4] سنجیده می‌شوند که برایند آنها در **جدول‌های ۷ و ۸** ارائه شده است. عدم‌پذیرش فرضیه صفر در آزمون پسران که در جدول ۷ نمایان است نشان‌دهنده وجود وابستگی مقطعی جملهٔ خطا در مدل‌های پژوهش است. برای حل وابستگی مقطعی از روش «ماتریس همبستگی خوشه‌ای» در وایازش خطی استفاده می‌شود. در این پژوهش مقادیر عامل تورم واریانس بیشتر از عدد «**۱۰**» بیانگر وجود هم‌خطی میان متغیرهای مستقل مدل است[5]. در صورت وجود؛ برای رفع آن، نخست از کاربست تغییر شکل تبعی متغیرهای مستقل (برای نمونه، لگاریتم و یا وارونه متغیرها) استفاده می‌شود و در صورت برطرف‌نشدن هم‌خطی از شیوه‌های متغیرهای متمرکز[6] و یا رگرسیون مرزی[7] استفاده می‌شود. همان‌طور که در نتایج ارائه شده در جدول ۸ نمایان است هم‌خطی میان متغیرهای پژوهش وجود ندارد.

جدول ۷- وابستگی مقطعی جملهٔ خطا (آزمون پسران)

آزمون وابستگی مقطعی	مدل	آماره پسران	آماره احتمال	نتیجه آزمون
وابستگی مقطعی جملهٔ خطا	مدل (۲)	۶/۹۳۸	۰/۰۰۰۰	وجود وابستگی مقطعی
	مدل (۳)	۶۱/۴۹۱	۰/۰۰۰۰	وجود وابستگی مقطعی
	مدل (۴)	۱۵/۷۹۴	۰/۰۰۰۰	وجود وابستگی مقطعی

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۸- نتایج آزمون بررسی هم‌خطی متغیرهای مستقل (عامل تورم واریانس)

مدل‌ها	ΔREV_{it}	$rCYCLE_{it}$	ΔOCF_{it}	$\Delta OCFSC_{it}$	$rrAbsROS_{it}$
تورم واریانس مدل (۲)	۲/۶۵	۱/۳۸	–	–	–
تورم واریانس مدل (۳)	–	–	۹/۶۱	۱/۰۱	–
تورم واریانس مدل (۴)	۳/۲۵	۲/۳۱	۹/۱۵	–	۲/۱۴

منبع: یافته‌های پژوهشگر

[1] Cross-Sectional Independence.
[2] Multicollinearity.
[3] Pesaran Test.
[4] Variance Inflation Factor (VIF).
[5] در برخی منابع بیشینه عامل تورم واریانس عدد «۵» در نظر گرفته شده است. اما پژوهش‌هایی مانند اوبرین (O'brien,R. M, 2007) و همچنین هیر و همکاران (Hair et al, 1995) بیشینه این عامل را عدد «۱۰» (حتی بیشتر) در نظر می‌گیرند.
[6] Centered Variables.
[7] Ridge Regression.

۷-۵- آزمون ریشه واحد در داده‌های ترکیبی

در داده‌های ترکیبی به دلیل وجود بُعد زمان، با تغییر زمان از گذشته به آینده اگر اندازهٔ ضرایب بیشتر شود؛ بدان معنی است که جمله‌های قدیمی‌تر تأثیر کمتری در تبیین متغیر وابسته دارند. در این حالت، داده‌ها مانا[1] هستند و فرایند خود توضیح ریشه واحد ندارد. آزمون ریشه واحد در داده‌های آمیختیک همسان با افلاطونی (۱۳۹۵) با کاربست آزمون لوین، لین و چو[2] بررسی شده و نتایج آن در **جدول ۹** ارائه می‌شود.

جدول ۹- نتایج آزمون بررسی ریشه واحد در داده‌های ترکیبی

شرح	$\Delta ACCW_{it}$	ΔREV_{it}	$rCYCLE_{it}$	ΔOCF_{it}	$\Delta OCFSC_{it}$	$rrAbsROS_{it}$
مقاطع (شرکت)	۱۶۷	۱۶۷	۱۶۷	۱۶۷	۱۶۷	۱۶۷
زمان (سال)	۱۰	۱۰	۱۰	۱۰	۱۰	۱۰
آماره تی تعدیل شده	-۷/۲۶۱۶	-۸/۵۴۰۴	-۲۱/۴۴۸۶	-۲۱/۴۰۵۳	-۱۸/۷۸۵۶	-۱۵/۹۷۷۷
احتمال آماره تی	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
نتایج	**مانایی**	**مانایی**	**مانایی**	**مانایی**	**مانایی**	**مانایی**

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۸- آزمون فرضیه‌های پژوهش

۸-۱- آزمون فرضیه نخست

خلاصه نتایج آزمون فرضیه نخست پژوهش در دو بخش **جدول ۱۰** ارائه شده است[3]. این فرضیه بیان می‌کند که همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی رابطهٔ منفی میان تغییر در جریان‌های نقدی و اقلام تعهدی را تقویت می‌کند. چنان که پیش‌ازاین بیان شد، آزمون این فرضیه از راه **مدل (۳)** امکان‌پذیر است، به‌گونه‌ای که انتظار می‌رود ضرایب α_1 و α_3 با کاربست آزمون تی - استیودنت منفی و معنادار باشند. جدول ۱۰ در دو بخش، نتایج مربوط به آزمون فرضیه اول را با کاربست وایازش حداقل مربعات آثار ثابت که با رویکرد کنترل سال – صنعت، مقاطع و رفع ناهمسانی پراش‌ها برآورد شده است را نشان می‌دهد.

[1] Stationary.

[2] Levin-Lin-Chu.

[3] در **بخش نخست** جدول ۹، نخست رابطه منفی میان تغییر در جریانهای نقدی و اقلام تعهدی سرمایه در گردش با معناداری آزمون تی - استیودنت برای متغیر مستقل تأیید می‌شود و در **بخش دوم** این جدول، اثر همبستگی سریالی در تغییر جریانهای نقدی بر رابطه یاد شده آزمون می‌شود.

جدول ۱۰- نتایج آزمون فرضیه اول

بخش نخست	مدل (۳) متغیر وابسته: اقلام تعهدی رویکرد سرمایه در گردش ($ACCW_{it}$)				
متغیر	**نشان اختصاری**	**ضریب**	**انحراف استاندارد**	**آماره - تی**	**احتمال آماره**
عرض از مبدأ	C	۰/۰۶۹۳	۰/۰۰۱۵	۴۳/۷۷	۰/۰۰۰۰
تغییر در جریان‌های نقدی	ΔOCF_{it}	-۰/۳۳۱۳	۰/۰۵۵۰	-۶/۰۲	۰/۰۰۰۰
آماره F (معناداری F): ۳۶/۱۹ (۰/۰۰۰۰)					
R^2: ۰/۰۷۳۸ و R^2 تعدیل شده: ۰/۰۷۳۲					
مشاهدات: ۱،۶۷۰ (مقاطع: ۱۶۷ — زمان ۱۰ سال)					
بخش دوم					
متغیر	**نشان اختصاری**	**ضریب**	**انحراف استاندارد**	**آماره - تی**	**احتمال آماره**
ضریب ثابت	C	۰/۲۳۷۲	۰/۰۴۱۹	۵/۶۵	۰/۰۰۰۰
تغییر در جریان‌های نقدی	ΔOCF_{it}	۰/۰۱۶۹	۰/۰۰۹۴	۱/۷۸	۰/۰۷۷۰
همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی	$\Delta OCFSC_{it}$	-۰/۳۵۳۵	۰/۰۸۴۰	-۴/۲۱	۰/۰۰۰۰
متغیر ضربی تغییر در جریان‌های نقدی و همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی	$\Delta OCF_{it} \times \Delta OCFSC_t$	-۰/۶۸۸	۰/۱۱۳۹	-۶/۰۵	۰/۰۰۰۰
روش تخمین: داده‌های تابلویی - روش آثار ثابت با کاربست کنترل مقاطع و رفع ناهمسانی پراش‌ها.					
آماره F (احتمال آماره F): ۱۴/۶۱ (۰/۰۰۰۰)					
R^2: ۰/۱۰۸۶ و R^2 تعدیل شده: ۰/۱۰۷۰					
مشاهدات: ۱،۶۷۰ (مقاطع: ۱۶۷ — زمان ۱۰ سال)					
میانگین عامل تورم واریانس: ۲/۰۱					
آماره اِف - وولدریج (احتمال آماره اِف - وولدریج): ۰/۱۶۱ (۰/۶۸۸۹)					

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در بخش نخست جدول ۱۰، معناداری آمارهٔ F (۳۶/۱۹) در سطح اهمیت ۹۹ درصد معناداری کلی مدل وایازشی را نشان می‌دهد. منفی و معنادار بودن ضریب متغیر تغییر در جریان‌های نقدی (-۰/۳۳۱۳) یعنی α_1 بیانگر آن است که رابطه‌ای منفی و معنادار میان تغییر در جریان‌های نقدی و اقلام تعهدی سرمایه در گردش برقرار است. در بخش دوم، معناداری آمارهٔ F (۱۴/۶۱) در سطح اهمیت ۹۹ درصد نشان‌دهنده معناداری کلی مدل وایازشی است. منفی و معنادار بودن ضریب متغیر ضربی تغییر در جریان‌های نقدی و همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی (-۰/۶۸۸۸) یعنی α_3 در سطح اهمیت ۹۹ درصد نشان می‌دهد که همسان با پیش‌بینی فرضیه دوم، همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی ارتباط میان اقلامی تعهدی سرمایه در گردش و جریان‌های نقدی را تقویت می‌کند. میانگین تورم واریانس برای بررسی هم‌خطی برابر با مقدار (۲/۰۱) است که عدم هم‌خطی میان متغیرها را نشان می‌دهد. عدم معناداری آماره اِف (۰/۱۶۱) در آزمون وولدریج بیانگر نبود همبستگی پیاپی در متغیرهای مدل است؛ بنابراین، مطابق با کتابشناسی پژوهش و پیش‌بینی‌های بیان مسئله، فرضیه نخست پژوهش پذیرفته می‌شود.

۸-۲- آزمون فرضیه دوم

فرضیه دوم پژوهش بیان می‌کند که چرخه نقدی عملیات رابطهٔ میان اقلام تعهدی و تغییر در جریان‌های نقدی را تقویت می‌کند. آزمون این فرضیه از طریق **مدل (۴)** امکان‌پذیر است، به‌گونه‌ای که انتظار می‌رود ضرایب α_3 و α_5 با کاربست آزمون تی – استیودنت منفی و معنادار باشند. **جدول ۱۱** نتایج مربوط به آزمون فرضیه دوم را با کاربست وایازش حداقل مربعات آثار ثابت سال – صنعت که با رویکرد کنترل مقاطع و رفع ناهمسانی پراش‌ها برآورد شده است را نشان می‌دهد.

جدول ۱۱- نتایج آزمون فرضیه دوم

مدل (۴) متغیر وابسته: اقلام تعهدی رویکرد سرمایه در گردش ($ACCW_{it}$)					
عرض از مبدأ	C	۰/۱۷۰۶	۰/۰۳۵۸	۴/۷۷	۰/۰۰۰۰
تغییر در جریان‌های نقدی	ΔOCF_{it}	۰/۰۴۱۹	۰/۰۰۹۵	۴/۳۹	۰/۰۰۰۰
چرخه نقدی عملیات	$rCYCLE_{it}$	-۰/۰۶۸۰	۰/۰۶۶۸	-۱/۰۲	۰/۳۱۱۰
متغیر ضربی تغییر در جریان‌های نقدی و چرخه نقدی عملیات	$\Delta OCF_{it} \times rCYCLE_{it}$	-۰/۵۶۴۰	۰/۰۸۳۳	-۶/۷۷	۰/۰۰۰۰
معکوس رتبهٔ صدکی بازده فروش	$rrAbsROS_{it}$	-۰/۲۷۴۴	۰/۰۵۹۳	-۴/۶۳	۰/۰۰۰۰
متغیر ضربی تغییر در جریان‌های نقدی و معکوس رتبهٔ صدکی بازده فروش	$\Delta OCF_{it} \times rrAbsROS_{it}$	-۰/۲۹۴۳	۰/۱۱۸۰	-۲/۴۹	۰/۰۱۴۰
تغییر در بازآمدها	ΔREV_{it}	۰/۰۱۲۹	۰/۰۲۲۴	۰/۵۸	۰/۵۶۶۰
متغیر ضربی تغییر در بازآمدها و چرخه نقدی عملیات	$\Delta REV_{it} \times rCYCLE_{it}$	۰/۴۵۰۵	۰/۰۷۰۵	۶/۳۹	۰/۰۰۰۰
روش تخمین: روش داده‌های تابلویی – روش آثار ثابت با کاربست کنترل مقاطع و رفع ناهمسانی پراش‌ها.					
آماره F (احتمال آماره F): ۴۷/۰۱ (۰/۰۰۰۰)					
R^2: ۰/۲۲۷۰ و R^2 تعدیل شده: ۰/۲۲۳۷					
مشاهدات: ۱،۶۷۰ (مقاطع: ۱۶۷ — زمان ۱۰ سال)					
میانگین عامل تورم واریانس: ۲/۵۸					
آماره اِف – وولدریج (احتمال آماره اِف – وولدریج): ۰/۱۹۸(۰/۶۵۶۷)					

منبع: یافته‌های پژوهشگر

معناداری آمارهٔ F (۴۷/۰۱) در سطح اهمیت ۹۹ درصد معناداری کلی مدل وایازشی را نشان می‌دهد. منفی و معنادار بودن ضریب متغیر ضربی تغییر در جریان‌های نقدی و چرخه نقدی عملیات (۰/۵۶۴۰-) یعنی α_3 بیانگر آن است که چرخه نقدی عملیات رابطه میان تغییر در جریان‌های نقدی و اقلام تعهدی را تقویت می‌کند. همچنین، منفی و معنادار بودن ضریب متغیر متغیر ضربی تغییر در جریان‌های نقدی و وارونهٔ رتبهٔ صدکی بازده فروش (۰/۲۹۴۳-) یعنی α_5 در سطح اهمیت ۹۵ درصد بیانگر آن است که بازده فروش رابطه میان تغییر در جریان‌های نقدی و اقلام تعهدی را تقویت می‌کند. میانگین عامل تورم واریانس برای بررسی هم‌خطی برابر با مقدار (۲/۵۸) است که عدم هم‌خطی میان متغیرها را نشان می‌دهد. عدم معناداری آماره اِف (۰/۱۹۸) در آزمون وولدریج بیانگر نبود همبستگی پیاپی در متغیرهای مدل است؛ بنابراین، مطابق با کتابشناسی پژوهش و پیش‌بینی‌های بیان مسئله، فرضیه دوم پژوهش و فرضیه کمکی آن پذیرفته می‌شود.

۸-۳- آزمون کمکی و استحکام فرضیه‌های پژوهش

همان‌طور که در بخش مبانی نظری پژوهش تشریح گردید، اهداف این پژوهش به‌گونه‌ای عملکرد مدل (۱) استاندارد جونز (۱۹۹۱) را به چالش می‌کشد. باتوجه‌به دستاوردهای برآمده از آزمون فرضیه‌های پژوهش؛ پیش‌بینی می‌شود که تعدیل مدل استاندارد جونز (۱۹۹۱) با ویژگی‌های جریان‌های نقدی توان توضیح‌دهندگی این مدل را به‌صورت معناداری افزایش بدهد. بر همین پایه، با بررسی این رویکرد؛ مدل استاندارد جونز (۱۹۹۱) نیز برازش شده و با **مدل (۵)** از نظر آماری هم‌سنجی می‌شوند.

مدل (۵)

$$ACCW_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta REV_{it} + \alpha_2 rCYCLE_{it} + \alpha_3 \Delta REV_{it} \times rCYCLE_{it} + \alpha_4 \Delta OCF_{it} + \alpha_5 \Delta OCFSC_{it} + \alpha_6 \Delta OCF_{it} \times \Delta OCFSC_{it} + \varepsilon_{it}$$

چنانچه ضریب تعیین تعدیل شده در مدل (۵) به طور معناداری بیشتر از مدل استاندارد جونز (۱۹۹۱) باشد فرضیهٔ کمکی این پژوهش پذیرفته می‌شود. برای آگاهی از معنادار بودن اختلاف ضریب تعیین دو مدل، از آزمون وونگ[1] (۱۹۸۹) استفاده می‌شود[2]. در این آزمون، معناداری آمارهٔ زد – وونگ در سطح اهمیت ۹۰ درصد در نشان‌دهنده اختلاف معنادار بین توان تبیین و قدرت توضیح‌دهندگی دو مدل است.

جدول ۱۲ نتایج وایازش مدل استاندارد جونز (۱۹۹۱) و مدل (۵) با کاربست رگرسیون حداقل مربعات آثار ثابت سال – صنعت که با رویکرد کنترل مقاطع و رفع ناهمسانی پراش‌ها برآورد شده است را در دو بخش ارائه می‌دهد. در بخش نخست، معناداری آمارهٔ F (۲۵/۹۶) نشان‌دهنده معناداری کلی مدل جونز است. در بخش دوم، معناداری آمارهٔ F (۴۵/۹۶) نشان‌دهنده معناداری کلی مدل (۵) است. در بخش دوم، میانگین عامل تورم واریانس برای بررسی هم‌خطی برابر با مقدار (۲/۵۱) است که عدم هم‌خطی میان متغیرها را نشان می‌دهد. عدم معناداری آماره اِف (۰/۳۴۲) آزمون وولدریج بیانگر نبود خودهمبستگی در متغیرها است. ضریب تعیین تعدیل شده در مدل جونز برابر با (۰/۰۴۳۲) و در مدل (۵) برابر با (۰/۲۱۵۲) است. در نتایج بررسی آزمون وونگ (۱۹۸۹) معناداری آمارهٔ زد – وونگ (۳/۳۷۶۵–) بیانگر وجود اختلاف معنادار میان توان توضیح‌دهندگی و تبیین هر دو مدل است. ازآنجاکه علامت این آماره «**منفی**» است، نشان می‌دهد مدل (۵) نسبت به مدل استاندارد جونز[3] (۱۹۹۱) به صورت معناداری از توان توضیح‌دهندگی **بیشتری** برخوردار است. این نتیجه، باعث پذیرفته‌شدن فرضیه کمکی پژوهش و استحکامی بر عدم رد فرضیه‌های اول و دوم پژوهش می‌شود. ورود متغیرهای در پیوند با ویژگی‌های جریان‌های نقدی به مدل جونز (۱۹۹۱) به‌صورت معناداری توان توضیح‌دهندگی و قدرت تبیین مدل استاندارد را افزایش می‌دهد.

---

[1] Vuong Test.

[2] هنگامی‌که متغیر وابسته دو مدل رگرسیونی، یکسان باشد؛ ولی از نظر متغیرهای مستقل به‌گونه‌ای باشند که نتوان با حذف برخی از متغیرها به مدل دیگر دست پیدا کرد، گفته می‌شود که مدلهای غیرآشیانه‌ای هستند. در این شرایط برای همسنجی توان تبیین مدلها از آزمون وونگ (۱۹۸۹) استفاده می‌شود (افلاطونی، ۱۳۹۵، ص ۱۱۸).

[3] هنگامی که متغیر وابسته اقلام تعهدی با شیوه اندازه‌گیری سرمایه در گردش باشد، وجود متغیر داراییهای ثابت (اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات) در مدل اثر معنادار و تغیری در نتایج ایجاد نمی‌کند. بدیهی است که داراییهای ثابت نقشی در اندازه‌گیری اقلام تعهدی سرمایه گردش ندارند. اما، هنگامی‌که متغیر وابسته اقلام تعهدی با شیوه اندازه‌گیری رویکرد صورت‌وضعیت مالی باشد، به دلیل آنکه تمام داراییها در اندازه‌گیری اقلام تعهدی نقش مؤثر دارند، تغییر در داراییهای ثابت در مدل لحاظ می‌شود. ازآنجاکه در این پژوهش متغیر وابسته اقلام تعهدی سرمایه در گردش است از ورود متغیر داراییهای ثابت به مدل خودداری شده است. درستی این فرایند به‌دست پژوهشگر همانند فرانکل و سان (۲۰۱۸) آزمون و بررسی شده است.

جدول ۱۱- نتایج آزمون کمکی فرضیه‌ها

بخش نخست	مدل (جونز ۱۹۹۱) متغیر وابسته: اقلام تعهدی رویکرد سرمایه در گردش ($ACCW_{it}$)				
متغیر	نشان اختصاری	ضریب	انحراف استاندارد	آماره – تی	احتمال آماره
عرض از مبدأ	C	۰/۰۲۷۵	۰/۰۰۶۳	۴/۳۶	۰/۰۰۰۰
تغییر در بازآمدها	ΔREV_{it}	۰/۱۲۰۷	۰/۰۲۳۶	۵/۱۰	۰/۰۰۰۰
آماره F (معناداری F): ۲۵/۹۶ (۰/۰۰۰۰)					
R^2: ۰/۰۵۴۴ و R^2 تعدیل شده: ۰/۰۵۳۸					
مشاهدات: ۱،۶۷۰ (مقاطع: ۱۶۷ — زمان ۱۰ سال)					
بخش دوم	**مدل (۵) متغیر وابسته: اقلام تعهدی رویکرد سرمایه در گردش ($ACCW_{it}$)**				
متغیر	**نشان اختصاری**	**ضریب**	**انحراف استاندارد**	**آماره – تی**	**احتمال آماره**
ضریب ثابت	C	۰/۲۸۴۰	۰/۰۸۰۷	۳/۵۲	۰/۰۰۱۰
تغییر در درآمدها	ΔREV_{it}	۰/۰۱۵۰	۰/۰۲۲۶	۰/۶۶	۰/۵۰۷۰
چرخه نقدی عملیات	$rCYCLE_{it}$	۰/۰۴۴۳	۰/۰۳۱۲	۱/۴۲	۰/۱۵۸۰
متغیر ضربی تغییر در درآمدها و چرخه نقدی عملیات	$\Delta REV_{it} \times rCYCLE_{it}$	۰/۴۴۵۹	۰/۰۶۹۹	۶/۳۸	۰/۰۰۰۰
تغییر در جریان‌های نقدی	ΔOCF_{it}	۰/۰۴۵۰	۰/۰۰۸۶	۵/۲۴	۰/۰۰۰۰
همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی	$\Delta OCFSC_{it}$	-۰/۴۸۸۲	۰/۱۰۸۷	-۴/۴۹	۰/۰۰۰۰
متغیر ضربی تغییر در جریان‌های نقدی و همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی	$\Delta OCF_{it} \times \Delta OCFSC_t$	-۰/۸۵۵۳	۰/۱۰۴۶	-۸/۱۷	۰/۰۰۰۰
روش تخمین: داده‌های تابلویی – روش آثار ثابت با کاربست کنترل مقاطع و رفع ناهمسانی پراش‌ها.					
آماره F (احتمال آماره F): ۴۵/۹۶ (۰/۰۰۰۰)					
R^2: ۰/۲۱۸۰ و R^2 تعدیل شده: ۰/۲۱۵۲					
مشاهدات: ۱،۶۷۰ (مقاطع: ۱۶۷ — زمان ۱۰ سال)					
میانگین عامل تورم واریانس: ۲/۵۱					
آماره اِف – وولدریج (احتمال آماره اِف – وولدریج): ۰/۳۴۲ (۰/۵۵۹۵)					
آماره Z وونگ (احتمال آماره Z): -۳/۳۷۶۵ (۰/۰۰۰۷)					

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۹- نتیجه‌گیری و پیشنهادهای پژوهش

۹-۱- نتیجه‌گیری

به بیان فراگیر، یافته‌های این پژوهش همسان و مکملی برای پژوهش‌های پیشین است. نتایج پژوهش‌های بسیاری (فرانکل و سان، ۲۰۱۸؛ اونز و همکاران، ۲۰۱۳؛ بال ۲۰۱۳؛ مک‌نیکولز، ۲۰۰۰) نشان می‌دهند که رویکرد و روش ایستایی از فرایند تولید اقلام تعهدی به‌صورت همه‌گیر وجود ندارد. پژوهش حاضر، با تمرکز و کاوش در مفروضات بیان‌شده به دست دچو (۱۹۹۴)، دچو و همکاران (۱۹۹۸) و همچنین کاربست مبانی نظری پژوهش فرانکل و سان (۲۰۱۸)، مدلسازی نوین و سودمندتری برای برآورد اقلام تعهدی ارائه می‌دهد. یافته‌های این پژوهش که در قالب دو فرضیه اصلی بیان شده‌اند نشان می‌دهند:

۱. هنگامی که شرکتی چرخه عملیات طولانی‌تری دارد، هر تغییر آشکاری در بازآمدها یا چرخه نقدی عملیات منجر به تغییر بیشتر در اقلام تعهدی سرمایه در گردش می‌شود. به بیان دیگر، افزایش طول چرخه نقدی عملیات در بُعد زمان، چالش زمان‌بندی و تطابق جریان‌های نقدی را بیشتر می‌کند. ورود چرخه نقدی عملیات به مدل جونز (۱۹۹۱) به تبیین سودمندتر اقلام تعهدی کمک می‌کند که تا پیش‌ازاین در تولید مدل‌های تعهدی نادیده انگاشته شده بود. از نگاه کاربردی باید توجه داشت که در یک شرکت با فرایندهای عملیاتی طولانی، هر تغییر کوچک در بازآمدها یا چرخه نقدی عملیات می‌تواند تأثیر عمده‌ای بر اقلام تعهدی سرمایه در گردش داشته باشد. این به این معناست که حتی تغییرهای جزئی در عملیات تجاری می‌تواند تحولات قابل‌توجهی را در ساختار مالی شرکت ایجاد کند، همچنین با افزایش مدت چرخه نقدی عملیات، ایجاد هماهنگی و تنظیم مناسب جریان‌های نقدی کار چالش‌برانگیزتری خواهد بود. این روند نیازمند برنامه‌ریزی دقیق و تفکر راهبردی در مدیریت مالی است. اضافه‌کردن چرخه نقدی عملیاتی به مدل جونز (۱۹۹۱) می‌تواند به بهبود درک ما از اقلام تعهدی کمک کند. این اصلاح می‌تواند تصویری کامل‌تر از وضعیت مالی یک شرکت ارائه بدهد، مواردی که ممکن است پیش‌ازاین در تحلیل‌های مالی نادیده گرفته شده‌اند. این اطلاعات جدید می‌تواند به مدیران کمک کند تا برنامه‌ریزی بهتری برای مدیریت چرخه نقدی داشته باشند و ریسک‌های مالی را به حداقل برسانند.

۲. تغییر در بازآمدها برای توضیح اقلام تعهدی کافی نیست و تغییر در جریان‌های نقدی کاستی بیان شده را با ورود به مدل تعهدی جبران می‌کند. یافته‌های آزمون فرضیه اول حاکی از آن است که همسان با پیش‌بینی‌های بیان شده، اقلام تعهدی می‌تواند به دست جریان‌های نقدی و با کاربست یک رابطه منفی توضیح داده بشود. به بیان دیگر، تغییر در بازآمدها به‌تنهایی نمی‌تواند تمام جنبه‌های اقلام تعهدی را توضیح دهد و اگر تنها به بازآمدها توجه شود تصویر کاملی از اقلام تعهدی دریافت نمی‌شود. افزودن جریان‌های نقدی به مدل‌های تعهدی می‌تواند این کمبود را جبران کند و کمک کند تا دیدگاهی جامع‌تر نسبت به وضعیت مالی یک شرکت ایجاد شود و مطابق با پیش‌بینی‌های قبلی، اقلام تعهدی می‌تواند به دست جریان‌های نقدی و با استفاده از یک رابطه منفی توضیح داده شوند. یعنی، افزایش جریان‌های نقدی می‌تواند به کاهش اقلام تعهدی منجر شود. این نکته برای مدیران شرکت‌ها بسیار مهم است، زیرا می‌تواند به آن‌ها کمک کند تا راهبُردهایی را برای بهبود جریان‌های نقدی و کاهش اقلام تعهدی تدوین کنند. همچنین، به تحلیل‌گران و استفاده‌کنندگان داده‌های مالی این آگاهی را می‌دهد تا برآورد اقلام تعهدی را با کیفیت و دقت بیشتری انجام بدهند.

۳. در پژوهش حاضر به‌منظور اندازه‌گیری همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی از «**بازده فروش**» و «**چرخه نقدی عملیات**» استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد این رویه از کاربست خودهمبستگی مرتبه اول جریان‌های نقدی کارآمدتر است و به داده‌های طولانی در بُعد زمان نیاز ندارد. مشتق ضمنی همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی نسبت به بازده فروش و چرخه نقدی عملیات هنگامی که بازده فروش کوچک‌تر باشد و یا چرخه نقدی عملیات طولانی‌تر باشد؛ منفی‌تر است. این نتیجه نظریه مدل‌های بر پایه جریان‌های نقدی و تعریف اندازه‌گیری همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی را با استفاده از چرخه نقدی عملیات و بازده فروش را تأیید می‌کند. به عبارت ساده‌تر، این نتیجه نشان می‌دهد که برای مدیریت بهتر جریان‌های نقدی، باید به بازده فروش و چرخه نقدی عملیاتی توجه بیشتری صورت گیرد. هنگامی که بازده فروش کمتر است یا چرخه نقدی عملیاتی طولانی‌تر می‌شود، این تغییرها ممکن است نشان‌دهندهٔ یک اختلال در جریان نقدی باشند که باید برای رفع آن اقدامات مناسبی انجام شود.

۴. برایند آزمون فرضیه مکمل نشان می‌دهد مبانی نظری و نتایج فرضیه‌های پژوهش از استحکام کافی برخوردار هستند. کاربست جریان‌های نقدی و ویژگی‌های آن در مدل جونز (۱۹۹۱) ضمن توضیح اقلام تعهدی باعث افزایش معنادار قدرت توضیح‌دهندگی مدل تعهدی و توان تبیین بیشتر آن می‌شود. به بیان دیگر؛ ورود جریان‌های نقدی و ویژگی‌های آن به مدل‌های تعهدی باعث افزایش کیفیت اقلام تعهدی مستخرج از مدل نسبت به حالت استاندارد آن می‌شود. این یافته می‌تواند نشان‌دهنده اهمیت فراوان استفاده از اطلاعات جریان‌های نقدی و ویژگی‌های آن در تحلیل‌های مالی باشد. برای مدیران شرکت‌ها و سرمایه‌گذاران، استفاده از این رویکرد می‌تواند به تحلیل دقیق‌تر و کارآمدتری از اقلام تعهدی منجر شود و در نتیجه، تصمیم‌گیری‌های مالی مستند و آگاهانه‌تری را تسهیل کند. این نتیجه‌گیری توجیه می‌کند چرا استفاده از مدل‌های تعهدی که اطلاعات جریان‌های نقدی را شامل می‌شوند، می‌تواند نسبت به مدل‌های استاندارد، به کیفیت بالاتری در تبیین اقلام تعهدی منتهی شود.

۹-۲- محدودیت‌های پژوهش

این پژوهش نیز همانند بسیاری از پژوهش‌های گستره حسابداری دربرگیرنده محدودیت‌هایی است. استنباط دچو و همکاران (۱۹۹۸) برای کاستن پیچیدگی روابط، از درنظرگرفتن متغیرهایی به‌غیراز تکانه‌های بازآمد دوره قبلی و جاری (تغییر در بازآمدها) برای پیش‌بینی فروش آینده چشم‌پوشی

می‌کند؛ بنابراین، مدل‌های تجربی بر پایه این نظریه می‌توانند اقلام تعهدی را نادرست سنجش کنند اگرچه که با برازش درست مدل‌ها فرایند برآورد پارامترها دقیق انجام بشود. شرایط اقتصادی کشور ایران در دهه گذشته تحت‌تأثیر عوامل غیر قابل واپایش زیادی به‌ویژه از منظر اقتصادی و سیاسی بوده است که اثر آن‌ها بر عملیات مالی شرکت‌ها ممکن است حتی با کنترل صنعت – شرکت نیز به‌درستی قابل‌بررسی نباشد؛ برای نمونه آثار تورمی تغییر در روندهایی مانند نرخ‌های رشد یا تغییر در متغیرها را بسیار تحت‌تأثیر قرار می‌دهد.

۹-۳- پیشنهادها برای پژوهش‌های آینده

در چارچوب پیشنهادهایی برای بررسی در پژوهش‌های آینده پیشنهاد می‌شود:

۱. کاربست داده‌های استفاده شده در این پژوهش برگرفته از اطلاعات صورت‌های مالی سالیانه حسابرسی شده شرکت‌های پذیرفته شده در بهابازار اوراق بهادار تهران است. پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آینده از اطلاعات صورت‌های مالی فصلی سه‌ماهه برای بررسی پرسمان بنیادین پیش کشیده شده در این پژوهش استفاده شود.

۲. رابطه میان اقلام تعهدی بهنجار به‌دست‌آمده از مدل‌های تعدیل شده با جریان‌های نقدی و ویژگی‌های آنها با عدم تقارن اطلاعاتی در بازار برگ‌های بهادار بررسی بشود و با یافته‌های برآمده از مدل‌های سنتی و امروزی مورد هم‌سنجی قرار بگیرد.

۳. از کاربست سایر مدل‌های تعهدی برگرفته از مدل استاندارد جونز (۱۹۹۱) و یا سایر مدل‌های غیرخطی نیز برای بررسی مبانی نظری و فرضیه‌های این پژوهش استفاده شود.

۴. باتوجه‌به عدم رد فرضیه‌های پژوهش و رابطه معنادار میان جریان‌های نقدی عملیاتی و اقلام تعهدی پیشنهاد می‌شود تأثیر سیاست‌های مالی؛ مانند سیاست توزیع سود، سیاست سرمایه‌گذاری و سیاست اعتباری و... بر رابطه میان جریان‌های نقدی و اقلام تعهدی بررسی شود.

۵. بررسی تأثیر عوامل خارجی مانند شرایط اقتصادی، سیاست‌های مالیاتی، تغییرات قوانین و مقررات و نوآوری‌های فناوری در چرخه نقدی عملیاتی شرکت‌ها بررسی شود؛ این پژوهش می‌تواند نقش محیط بیرونی در جریان‌های نقدی را بررسی و تأثیر آن بر رفتار مالی شرکت‌ها را بررسی کند.

۶. باتوجه‌به کاربست همبستگی سریالی تغییر در جریان‌های نقدی، اثر عواملی مانند اندازه شرکت، عمر شرکت، صنعت، مدیریت سود، ریسک مالی و سیاست‌های مالی بر همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی بررسی شود؛ این پژوهش می‌تواند به تدوین مدلی دقیق‌تر برای پیش‌بینی و تحلیل جریان‌های نقدی کمک کند.

۱۰- منابع

افلاطونی، عباس (۱۳۹۵). تحلیل آماری در پژوهش‌های مالی و حسابداری با نرم‌افزار Stata. تهران: انتشارات ترمه.

باباجانی، جعفر، و مجید عظیمی یانچشمه. (۱۳۹۱). اثر قابلیت اتکای اقلام تعهدی بر بازده سهام. مجله پژوهش‌های حسابداری مالی ۲ (۱۲): ۱۰۰-۸۳.

حسینی، سید احسان، و هاشمی، سید عباس، و هادی امیری (۱۳۹۹). بررسی عملکرد راهبرد معاملاتی اقلام تعهدی. راهبرد مدیریت مالی ۸ (۳): ۴۱-۲۱.

حسین‌افشاری، مهران، و دستگیر، محسن، و شکراله خواجوی (۱۴۰۰). تأثیر افت فروش شرکت بر محافظه‌کاری مبتنی بر عدم تقارن زمانی اقلام تعهدی. مجله دانش حسابداری.

خاکی، غلامرضا (۱۳۸۴). روش تحقیق با رویکرد به پایان‌نامه‌نویسی. تهران: انتشارات فوژان.

صادقی، محسن، و دستگیر، محسن، و هادی امیری. (۱۳۹۷). بررسی تمرکز سرمایه‌گذاران بر پایداری اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی در سال‌های گزارش زیان. فصلنامه حسابداری مالی ۳۷ (۱۰): ۲۳-۱.

فروغی، داریوش و زهرا حیدری سورشجانی. (۱۴۰۱). بیش‌ارزش‌گذاری شرکت و اقلام غیرعادی سود با تأکید بر مالکیت دولتی. نشریه پژوهش‌های حسابداری مالی، ۱۴(۳): ۲۶-۱.

فیض‌اللهی کسینی، سلاله و مریم لشکری‌زاده. (۱۴۰۰). تأثیر کیفیت اقلام تعهدی بر نوسانات بازده سهام. پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی ۱۳ (۴۹): ۵۲-۳۱.

فداکار، سیدمهدی، و فغانی‌ماکرانی، خسرو، و علی ذبیحی. (۱۳۹۸). تبیین الگویی برای مدیریت سود در شرکت‌های ورشکسته و مقایسه آن با مدل اصلاح‌شده جونز. فصلنامه حسابداری مالی ۱۱ (۴۳): ۱۷۶-۱۵۳.

قربانی، آرش. (۱۳۹۸). پیامدهای الگوی تغییر خطی تکه‌ای اقلام تعهدی عادی. فصلنامه حسابداری مالی ۱۱ (۴۲): ۹۹-۷۵.

نیکبخت، محمدرضا، و قاسمی، علی، و محمد ایمانی برندق. (۱۳۹۹). تأثیر خطای پیش‌بینی سود مدیریت بر پایداری اجزای نقدی و تعهدی سود و ارزشیابی بیش از حد سهام. پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی ۱۲ (۴۶): ۲۶-۱.

هیئت تدوین استانداردهای حسابداری. (۱۳۹۴). مبانی نظری حسابداری و گزارشگری مالی در ایران (نشریه ۱۱۳). تهران: مرکز تحقیقات تخصصی حسابداری و حسابرسی سازمان حسابرسی.

یادگاری، سعید، و هاشمی، سید عباس، و هادی امیری (۱۳۹۹). اثر اخبار مرتبط با اعلان سود و مومنتوم بر اصلاح نابهنجاری اقلام تعهدی. فصلنامه پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی ۱۲ (۴۷): ۱۳۸-۱۱۷.

Almand, A., Cantrell, B., & Dickinson, V. (2023). Accruals and firm life cycle: Improving regulatory earnings management detection. **Advances in accounting**, 60, 100642.

Arthur, A. (1999). Exploring an Accounting paradigm: The cash account. **Critical Perspectives on Accounting** 1 (10): 13–35.

Ball, R. (2013). Accounting informs investors and earnings management is rife: Two questionable beliefs. **Accounting Horizons** 27 (4): 847–853.

Barth, M. E., Clinch, G., & Israeli, D. (2016). What do accruals tell us about future cash flows? **Review of Accounting Studies** 21 (3): 768–807.

Beaver, W. H., & Demski, J. S. (1979). The nature of income measurement. **Accounting Review**, 38-46.

Brigham, E., & Ehrhardt, M. (2013). Financial Management: Theory & Practice (Book Only). Cengage Learning.

Dechow, P. M. (1994). Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance The role of accounting accruals. **Journal of Accounting and Economics** 18 (1): 3–42.

Dechow, P. M., Larson., C. R., & Resutek, R. J. (2022). The effect of accrual heterogeneity on accrual quality inferences. **The Accounting Review** 96 (5): 152–215.

Financial Accounting Standards Board. (1985). **Statement of Financial Accounting Concepts No. 6**: **Elements of Financial Statements**. Stamford, Ct.

Financial Accounting Standards Board. (2010). **Statement of Financial Accounring Concepts NO. 8: Conceptual Framework for Financial Reporting**. Stamford, Ct.

Frankel, R. M., & Sun, Y. (2018). Predicting accruals based on cash-flow properties. **The Accounting Review** 93 (5): 165–186.

Healy, P. M. (1985). The effect of bonus schemes on accounting decisions. **Journal of Accounting and Economics** 7 (3): 85–107.

Lewellen, J., & Resutek, R. J. (2019). Why do accruals predict earnings? **Journal of Accounting and Economics** 67 (2): 336–356.

Nallareddy, S., Sethuraman, M., & Venkatachalam, M. (2020). Changes in accrual properties and operating environment: Implications for cash flow predictability. **Journal of Accounting and Economics** 69 (2): 336–356.

Nezlobin, A. A., Sloan, R. G., & Jenny, Z. G. (2021). Construct Validity in Accruals Quality Research. **The Accounting Review** 96 (5): 289–315.

Sloan, R. G. (1996). Information in Accruals and Cash Flows About Future Earnings?. **The Accounting Review** 71 (3): 289–315.

The moderating effect of serial correlation of changes in operating cash flow on the relationship between operating cash flow and accruals

Siavash Eftekharifar[1], Majid Azimi Yancheshmeh[2], Maryam Farhadi[3],Mohsen Sadeghi[4]

Abstract

Accrual items constitute a fundamental reality in accounting, manifested within the framework of accrual accounting. The primary objective of this research is to examine the effect of serial correlation in cash flow changes as a moderating variable on the relationship between operating cash flows and accrual items, which leads to an improvement in the estimation quality of accrual items. This study introduces an extended and improved model of Dechow's (1994) assumptions. This ubiquitous model, based on the simultaneous application of revenues and cash flows, explains accrual items. Accrual items are explicated by modifying the standard Jones (1991) model and applying the operating cash cycle and serial correlation in cash flow changes, which represent the characteristics of cash flows. The statistical population of this study comprises companies listed on the Tehran Stock Exchange from 2011 to 2020. A systematic deletion method was employed to select a sample consisting of 167 companies. The multivariate linear model was exploited using the STATA (18) software. The research findings indicate a significant negative relationship between changes in cash flows and accrual items. negative serial correlation in cash-flow changes strengthens this negative relationship between changes in cash flows and accrual items. Moreover, the operating cash cycle also enhances the relationship between accrual items and changes in cash flows. The use of returns on sale and the operating cash cycle in calculating negative serial correlation in cash-flow changes is more beneficial than the first-order autocorrelation of operational cash flows. The ultimate achievement of the research hypothesis test shows that the explanatory power of the modified Jones model increases significantly compared to the Jones (1991) model by employing operational cash flows and serial correlation in cash flow changes. This can serve as a comprehensive and generalizable model for other accrual models.

Keywords: Accruals, serial correlation in cash-flow changes, Timing, Matching.

[1] Department of Accounting, Mobarakeh Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran. Siavash.eftekharifar@mau.ac.ir

[2] Department of Accounting, Mobarakeh Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran. (Corresponding Author). Majid.azimi@mau.ac.ir)

[3] Department of Accounting, Mobarakeh Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran. M.farhadi@mau.ac.ir

[4] Department of Accounting, Mobarakeh Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran. M.sadeghi@mau.ac.ir