

Development of Item Forecasting Models Based on Cash Flow Characteristics¹

Siavash Eftekharifar², Majid Azimi Yancheshmeh³, Maryam Farhadi⁴,
Mohsen Sadeghi⁵

Received: 20223/08/14

Accepted: 2024/05/27

Research Paper

Abstract

Purpose: The fundamental aim of this research is to apply the cash flows and characteristics of cash flows, namely "timing", and "matching", in important models for predicting accruals to improve the quality and explanatory power of these models.

Method: The research data consists of a sample of 167 companies listed on the Tehran Stock Exchange for a period of 10 years and the hypotheses are tested using multiple linear regression and t-tests, Vuong test (1989) with the statistical software Stata (version 18).

Results: The explanatory power of the models significantly increases and improves compared to standard models. Thirdly, the modified models result in the emergence of discretionary accruals items with greater reliability. Lastly, the adjusted jeter and shivakumar model, incorporating cash flows and their characteristics, exhibits the highest explanatory power among the examined models.

Contribution: The article provides a theoretical framework for understanding the relationship between accruals and cash-flow properties and empirically tests the relationship between accruals and cash-flow properties. Incorporating these variables in accrual models improves aids detection of earnings management in firms.

Keywords: Accruals, Cash-Flow Changes, Timing, Matching.

JEL Classification: M40, M41.

1. doi: 10.22051/jaasci.2024.44616.1793

2. Department of Accounting, Mobarakeh Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran. (siavash.eftekarifar@mau.ac.ir).

3. Department of Accounting, Mobarakeh Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran. Corresponding Author. (majid.azimi@mau.ac.ir).

4. Department of Accounting, Mobarakeh Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran. (m.farhadi@mau.ac.ir)

5. Department of Accounting, Mobarakeh Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran. (m.sadeghi@mau.ac.ir).



توسعه مدل‌های پیش‌بینی اقلام تعهدی بر اساس ویژگی‌های جریان‌های نقدی^۱

سیاوش افتخاری فر^۲، مجید عظیمی یانچشمه^۳، مریم فرهادی^۴، محسن صادقی^۵

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۵/۲۳

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۳/۰۷

مقاله پژوهشی

چکیده

هدف: هدف بنیادین این پژوهش کاربست ویژگی‌های جریان‌های نقدی یعنی زمان‌بندی و تطابق در مدل‌های مهم برآورد اقلام تعهدی به منظور بهبود کیفیت و توان توضیح‌دهندگی این مدل‌ها است.

روش: جامعه آماری پژوهش دربرگیرنده شرکت‌های بهابازار اوراق بهادار تهران است که نمونه‌ای به تعداد ۱۶۷ شرکت در بازه زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ به شیوه حذفی سامان‌مند از آن گزینش شده است. آزمون فرضیه‌های پژوهش با شیوه وایزش خطی چندمتغیره و آزمون‌های تی - استیودنت و وونگ (۱۹۸۹) با نرم‌افزار آماری استاتا (نسخه ۱۸) بررسی می‌شوند.

یافته‌ها: دستاوردهای این پژوهش نشان می‌دهند کاربست جریان‌های نقدی و ویژگی‌های آنها در مدل‌ها باعث می‌شود پسماند مدل‌ها مفهومی اقتصادی بگیرد که با مفهوم صرفاً اقتصادسنجی ناهمسان است و توان توضیح‌دهندگی مدل‌ها نسبت به مدل‌های استاندارد به صورت معناداری افزایش و بهبود پیدا کند.

نتیجه‌گیری: تغییر جریان‌های نقدی، همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی و طول چرخه عملیاتی در مدل‌های تعهدی، قدرت توضیحی آنها را بهبود می‌بخشد. کاربست این مدل‌ها به کشف مدیریت سود و استخراج اقلام تعهدی با کیفیت بالا یاری می‌رساند. مدل جتر و شیواکومار تعدیل شده بیشترین توان توضیحی به صورت معنادار را در میان مدل‌های مورد بررسی را دارد.

دانش‌افزایی: چارچوب نظری برای درک رابطه بین اقلام تعهدی و ویژگی‌های جریان نقدی ارائه می‌کند و رابطه بین اقلام تعهدی و ویژگی‌های جریان نقدی را آزمایش می‌کند. گنجاندن این متغیرها در مدل‌های تعهدی به تشخیص مدیریت سود در شرکت‌ها کمک می‌کند.

واژه‌های کلیدی: اقلام تعهدی، تغییر در جریان‌های نقدی، زمان‌بندی، تطابق.

طبقه‌بندی موضوعی: G01، G59

doi : 10.22051/jaasci.2024.44616.1793

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. (majid.azimi@mau.ac.ir).
۳. گروه حسابداری، واحد مبارکه، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران. (m.farhadi@mau.ac.ir).
۴. گروه حسابداری، واحد مبارکه، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران. (M.sadeghi@mau.ac.ir).

مقدمه

گستره پژوهش حاضر تمرکز بر نقطه عطفی بسیار بااهمیت در بستر حسابداری تعهدی^۱ است. حسابداری تعهدی رویکرد مقابل حسابداری نقدی است و ارقام تعهدی^۲ حاصل کاربست حسابداری تعهدی هستند. در بستر حسابداری تعهدی شکافی عمیق از نظر زمان‌بندی^۳ و تطابق^۴ میان ورود و خروج جریان‌های نقدی و لحظه ثبت درآمدها و هزینه‌ها وجود دارد و ارقام تعهدی تعدیلات مجازی هستند که وظیفه ساماندهی به این ناهماهنگی‌ها را به عهده دارند. از سوی دیگر، ماهیت پیچیده ارقام تعهدی و سو استفاده از آنها در مواردی موجب خلق چالش‌هایی به‌ویژه در حیطه مدیریت سود^۵ شرکت‌ها شده است که باعث شکل گرفتن زمینه جدیدی از تحقیقات حسابداری و نظریه‌هایی ناهمسان می‌شوند. کوهن^۶ (۱۹۶۲: ۷۶۲) معتقد است که همه نظریه‌ها دارای بی‌هنجاری‌ها یا ناسازواری‌هایی هستند که تلاش برای حل و فصل موضوعات را به چالش می‌کشند. تغییر الگوواره‌های^۷ زندگی گروهی، منجر به تغییر تفکر مردم درباره جهان به روش‌های کاملاً ناهمتمایی با گذشته می‌شود. از این‌رو، باورهایی که امروز درست انگاشته می‌شوند و مورد پذیرش همگان قرار می‌گیرند، می‌توانند باورهای رد شده در آینده باشند. به سخن دیگر، هیچ شاخه‌ای از دانش پذیرفته شده هم‌اکنون کامل نیست و چیزی به نام نظریه کامل وجود ندارد و همه باورها به‌نوعی ناقص هستند؛ همانگونه که فیزیکدان نامی ریچارد فاینمن^۸ باور دارد تمام دانش علمی نامشخص است و عدم قطعیت بخش بسیار مهمی از آن است (کاستیلو^۹، ۲۰۱۰: ۱۷۶۷). بر همین پایه در حسابداری نیز به نظر می‌رسد جستارهایی وجود دارند که به طور غیرعادی در شیوه‌های رایج تفکر نادرست هستند. بر پایه نگاه اورول^{۱۰} (۱۹۴۵: ۱۳۴) «همه باورها نادرست هستند؛ ولی برخی از آنها نسبت به بقیه

1. Accrual Accounting.

2. Accruals.

3. Timing.

4. Matching.

5. Earnings management.

6. Kuhn.

7. Paradigms.

۸. ریچارد فاینمن (Richard Fynman) از اثرگذارترین فیزیک‌دان‌های آمریکایی سده بیستم میلادی بود.

9. Castillo.

10. Orwell.

نادرست‌تر هستند^۱. در نتیجه، باورهایی که امروز به طور گسترده درست تلقی می‌شوند یا به نوعی درست‌تر هستند، ناگزیر با گذشت زمان تغییر می‌کنند (بال^۲، ۲۰۱۳: ۸۴۸). همان‌گونه که داداش‌زاده (۱۳۹۹: ۳۲-۳۴) نشان می‌دهد که مدیریت سود غیرمجاز می‌تواند دستاویزی برای نفوذ سیاسی برای کنترل مقاصد فرصت‌طلبانه در شرکت‌ها باشد. همچنین، اعمال مدیریت سود باعث می‌شود اطلاعات مندرج در صورتهای مالی به درستی وضعیت شرکت را افشا نکند و همین موضوع موجب گمراهی افرادی چون سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان می‌گردد. در مطالعات حسابداری، از کیفیت سود به‌عنوان سنج‌ای برای اندازه‌گیری کیفیت گزارشگری مالی استفاده می‌شود (بذرافشان و محمودی، ۱۴۰۱: ۶۰-۵۷).

دجو و همکاران (۲۰۲۲: ۲۴۸) باور دارند که ارقام تعهدی با کیفیت بالا به سطحی اشاره دارد که نشان‌دهنده فعالیت اقتصادی صادقانه است. ارقام تعهدی با کیفیت آنهایی هستند که بی‌طرفانه و عاری از اختیارات مدیران در سامانه حسابداری تعهدی ایفای نقش می‌کنند. آن‌ها استدلال می‌کنند که ناهمگونی ارقام تعهدی می‌تواند استنتاج در مورد کیفیت ارقام تعهدی را دچار سوگیری کند. این به این دلیل است که ارقام تعهدی ناهمگون ممکن است به احتمال زیاد توسط صلاح‌دید مدیران هدایت شود که می‌تواند منجر به تحریف در صورت‌های مالی شود^۳. در این پژوهش کوشش می‌شود نخست مبانی نظری کاربست تغییر در درآمدها و تغییر در جریان‌های نقدی در مدل‌های تعهدی بازشناسی شود. پس از آن، تاریخچه‌ای از ایجاد و گسترش مدل‌های تعهدی در گذر زمان ارائه شود که با بسط مبانی نظری و کتابشناسی حسابداری مدل‌های تعهدی با کاربست جریان‌های نقدی و ویژگی‌های آنها اصلاح می‌شوند. کاربست ویژگی‌های جریان‌های نقدی در قالب همبستگی سریالی

۱. در کتاب مزرعه حیوانات نوشته جرج اورول عبارتی وجود دارد به این مضمون «همه با هم برابرند، اما بعضی برابرترند»؛ در واقع بال (۲۰۱۳: ۸۴۷) از این جمله بهره برده است.

2 Ball.

۳. دجو، (۱۹۹۴: ۱۰-۵) باور دارد که حسابداری تعهدی با تغییر در زمان‌بندی شناخت درآمدها و جریان‌های نقدی، وضعیت عملکرد شرکت را روشن می‌کند. او نشان می‌دهد جریان‌های نقدی دارای دو ویژگی زمان‌بندی و تطابق هستند که توانایی آنها به‌عنوان سنج‌ای برای ارزیابی عملکرد را دچار کاستی و ضعف می‌کنند. روشن است که دریافت‌ها و پرداخت‌های نقدی خالص می‌تواند در دوره‌هایی ناهم‌تا با رویداد اقتصادی رخ دهد و یا به مفهومی دیگر، جریان‌های نقدی ورودی و خروجی یک رویداد اقتصادی مشخص در دوره‌هایی ناهمسان رخ می‌دهند که برآیند آنها نمایان‌شدن چالش‌های زمان‌بندی و تطابق جریان‌های نقدی است.

(منفی) در تغییر جریان‌های نقدی و چرخه نقدی عملیات باعث می‌شود بخش پسماند مدل‌های تعهدی ماهیتی اقتصادی پیدا کنند که با مفهومی صرفاً اقتصادسنجی ناهمسان است. این رویه توان توضیح‌دهندگی مدل‌های ارقام تعهدی را بهبود می‌دهد و مدل یا مدل‌هایی با قابلیت اتکای بیشتر برای سنجش ارقام تعهدی به وجود می‌آورد.

مبانی نظری و توسعه فرضیه‌ها

میلتون فریدمن^۱ (۱۹۶۶: ۳۰-۳۵) اقتصاددان نامی معاصر در مقاله مشهور خود، «روش‌شناسی اقتصاد دستوری»^۲ این نکته را بازگو می‌کند که یک فرضیه (مدل) هنگامی با ارزش خواهد بود که بتواند «میزان فراوانی از تغییر را به وسیله تعداد محدودی از متغیرها» توضیح دهد. به بیان دیگر، برای درک بنیادین هر پدیده در دست مطالعه، باید تنها متغیرهای کلیدی در واکاوی مدنظر قرار گرفته شود و تمام آثار جزئی و تصادفی به بخش پسماند^۳ منتقل شود. در این پژوهش کوشش می‌شود تا با کاربست ویژگی‌های جریان‌های نقدی (زمان‌بندی و تطابق) به عنوان متغیرهایی اقتصادی کلیدی و اثرگذار در مدل‌های ارقام تعهدی، کاربست نوینی از برآورد ارقام تعهدی ارائه شود. انتظار می‌رود، با ورود ویژگی‌های جریان‌های نقدی به مدل‌های برآورد ارقام تعهدی^۴ و تصریح مدل‌ها، توان توضیح‌دهندگی مدل‌ها افزایش یافته و ارقام تعهدی با دقت بهتر برآورد بشوند. توسعه مدل‌های برآورد ارقام تعهدی با مدل جونز (۱۹۹۱) با شتاب بیشتری ادامه پیدا کرده است و تا امروز نیز ادامه دارد. در طول سال‌ها، پژوهشگران (هیلی^۵، ۱۹۸۵: ۱۰۰-۱۰۷؛ دی‌آنجلو^۶، ۱۹۸۶: ۴۱۰-۴۱۵؛ جونز^۷، ۱۹۹۱: ۱۹۳-۲۰۰؛ دچو و

1. Milton Friedman.

2. The Methodology of Positive Economics.

3. Residual.

۴. در کتابشناسی حسابداری، کل ارقام تعهدی به دو رسته ناپهنجار (اختیاری) و پهنجار (غیراختیاری) طبقه‌بندی می‌شوند. ارقام تعهدی پهنجار عبارت است از تعدیل حسابداری در جریان‌های نقدی شرکت که به دست نهادهای تدوین‌کننده استانداردهای حسابداری مانند کمیسیون برگ‌های بهادار و بازار و هیئت استانداردهای حسابداری مالی الزام شده است. ارقام تعهدی ناپهنجار نمایانگر تعدیل جریان‌های نقدی با گزینش اختیاری مدیران است.

۵. Healy.

۶. Deangelo.

۷. Jones.

همکاران^۱، ۱۹۹۴: ۴-۱۰) بهبود و توسعه این مدل‌ها را با در نظر گرفتن متغیرهای جدید، مدنظر قرار دادن زمینه‌های جدیدی از محدوده پژوهش و رفع محدودیت‌ها ادامه داده‌اند. نقطه آغاز ایجاد فرضیه‌ها و مدل‌های این پژوهش تمرکز بر مبانی نظری دجو و همکاران (۱۹۹۸: ۱۳۶) است. آن‌ها ارقام تعهدی سرمایه در گردش را به‌عنوان تابعی از تکانه‌های فروش^۲ دوره‌های پیشین و جاری در نظر می‌گیرند و چارچوبی منسجم از مفروضات را بیان می‌کنند^۳. براینده مفروضات آنها نشان می‌دهد بخشی از ارقام تعهدی که ضرایب آن تابعی از «سیاست موجودی مواد و کالا» و «شرایط اعتباری برای دریافتی‌ها و پرداختی‌های تجاری» است، جریان‌های نقدی برآمده از تغییر سرمایه در گردش را که به دلیل تکانه‌های فروش دوره t ایجاد می‌شود و انتظار بازگشت آن وجود دارد را جبران می‌کند. دجو و همکاران (۱۹۹۸: ۱۳۸) این بخش را برابر با چرخه نقدی عملیات^۴ (δ) شرکت به‌عنوان بخشی از یک سال در نظر می‌گیرند^۵. در نتیجه، می‌توان با در نظر گرفتن چرخه نقدی عملیات، جریان‌های نقدی و ارقام تعهدی را به‌صورت آنچه که روابط (۱) و (۲) نشان می‌دهند، بازنویسی کرد:

$$CF_t = \pi S_t - \delta \varepsilon_t \quad \text{رابطه (۱)}$$

که در آن، CF_t : جریان‌های در دوره t ، π : بازده فروش، S_t : فروش در دوره t ، δ : چرخه نقدی عملیات و ε_t : تکانه‌های تصادفی^۶ در دوره t است.

$$ACC_t = \delta \varepsilon_t \quad \text{رابطه (۲)}$$

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

1. Dechow et al.

2. Sale Shocks.

۳. دجو و همکاران (۱۹۹۸: ۱۴۰-۱۳۶) فرض می‌کنند: (۱) فروش از یک گام تصادفی پیروی می‌کند، (۲) تمام هزینه‌ها متغیر هستند و سودبخش ثابتی از فروش است، (۳) مانده دریافتی‌های تجاری دوره t برابر با بخش ثابتی از فروش همان دوره است، (۴) موجودی مواد و کالای پایان دوره t برابر با سطح هدف منهای انحرافهای برآمده از تکانه‌های فروش همان دوره است و (۵) مانده پرداختی‌های تجاری در پایان دوره t برابر است با بخشی از خریدهای اعتباری شرکت در همان دوره که تا پایان دوره t تسویه نشده است.

4. Operating cash cycle.

۵. برای آگاهی بیشتر از اثبات این روابط و مفروضات به دجو و همکاران (۱۹۹۸: ۱۴۰-۱۳۶) و فرانکل و سان (۲۰۱۸: ۱۶۸-۱۶۶) مراجعه شود.

6. Random shocks.

$$\Delta CF_t = \pi S_t - \delta(\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}) \quad \text{رابطه (۳)}$$

که در آن، ΔCF_t : تغییر در جریان‌های نقدی در دوره t است. همان‌گونه که روشن است و اثبات روابط بالا نشان می‌دهد، اقلام تعهدی می‌تواند تابعی از تغییر در درآمدها و یا تابعی از جریان‌های نقدی باشد. این روابط نشان می‌دهند که مدل‌های تعهدی (برآورد اقلام تعهدی) می‌توانند بر پایه (۱) تغییر در درآمدها 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 اقلام تعهدی با کاربرست تغییر در درآمدها توضیح داده شوند و رابطه میان اقلام تعهدی و تغییر در درآمدها متأثر از چرخه نقدی عملیات باشد. اما از سوی دیگر و با توجه به 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 درآمدها و تغییر در جریان‌های نقدی جنبه‌های گوناگون اقلام تعهدی را که به دست دجو 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^۱ یا جایگزینی^۲ برای رویکرد مبتنی بر درآمد باشد. فرانکل و سان^۳ (۲۰۱۸: ۱۷۳) اثبات می‌کنند که همسان با دیدگاه دجو (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. دستاورد نقش اقتصادی اقلام تعهدی دو فرایند مهم است. رابطه (۳)، اقلام تعهدی سرمایه در گردش را به‌عنوان تابعی از تکانه‌های فروش دوره t نشان می‌دهد و این تکانه‌های فروش، پشتیبانی نظری نیازین برای گنجاندن تغییر در درآمدها در مدل جونز (۱۹۹۱) را ارائه می‌دهد.^۴

1. Complement.

2. Offer an Alternative.

3. Franekl and sun.

۴. دجو و همکاران (۱۹۹۸: ۱۶۷) نشان می‌دهند که مدل اثبات شده به دست آنها می‌تواند به افزایش کیفیت و توان توضیح‌دهندگی مدل‌های تعهدی بهنجار کمک کند. آنها مدل جونز (۱۹۹۱) را برای بررسی این پرسمان پیشنهاد می‌دهند.

از سوی دیگر، در چارچوب دچو و همکاران (۱۹۹۸: ۱۴۰) ویژگی‌های زمان‌بندی و تطابق می‌تواند 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:

$$\rho(\Delta CF_t, \Delta CF_{t-1}) = \frac{\delta(\pi - \delta)}{(\pi^2 + 2\delta^2 - 2\delta\pi)} \quad \text{رابطه (۴)}$$

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

$$ACC_t = \varphi \Delta CF_t + e_t \quad \text{رابطه (۵)}$$

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

$$ACC_t = \frac{\delta(\pi - \delta)}{(\pi^2 + 2\delta^2 - 2\delta\pi)} \Delta CF_t + e_t \quad \text{رابطه (۶)}$$

رابطه (۶) نه تنها پشتیبانی نظری از همبستگی منفی میان سطوح اقلام تعهدی و تغییر در جریان‌های نقدی که توسط دچو (۱۹۹۴: ۲۰-۱۴) 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

۱. در واقع (۵) 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: ۴۵-۵۰) رابطه منفی میان اقلام تعهدی و جریان‌های

شد، نشان می‌دهد تکانه‌های فروش دوره t (تغییر در درآمدها) برای توضیح ارقام تعهدی سرمایه در گردش کافی است، بدان معنی که تغییر در جریان‌های نقدی هیچ توان توضیحی بیشتری نسبت به تغییر در درآمدها برای ارقام تعهدی فراهم نمی‌کند. این پدیده از نگاه تجربی بسیار دور از ذهن است. بارت و همکاران^۱ (۲۰۱۶: ۲۵-۳۲) چارچوبی ارائه می‌دهند که در آن ارقام تعهدی و جریان‌های نقدی دربرگیرنده اطلاعاتی درباره «واقعیت اقتصادی»^۲ مورد انتظار شرکت در سال بعدی هستند. بدیهی است که چنین پیش‌بینی‌هایی می‌تواند بر تصمیم‌های مرتبط با سرمایه در گردش شرکت‌ها کارساز باشد. بر پایه مبانی نظری بیان شده این گفتار منجر به ارائه مدل‌های اصلاح شده بر پایه مدل جونز (۱۹۹۱) می‌شود که برگرفته از مفروضات دجو (۱۹۹۸)، روابط اثبات شده در پژوهش فرانکل و سان (۲۰۱۸: ۱۷۳) و اصلاح مدل استاندارد جونز (۱۹۹۱) است. انتظار می‌رود که مدل‌های تعهدی با کاربست جریان‌های نقدی افزون بر آنچه که بیان شد، ضمن کمک به توضیح سودمندتر ارقام تعهدی، با ورود ویژگی‌های جریان‌های نقدی در قالب «چرخه نقدی عملیات» و «همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی» توان توضیح‌دهندگی و کیفیت جزء پسماند مدل‌های تعهدی را بیش‌ازپیش افزایش معناداری بدهند. مدل‌های به کار گرفته شده در پژوهش حاضر شامل مدل‌های زیر است که به صورت استاندارد و اصلاح شده معرفی می‌شوند:^۳

مدل (۱) جونز (۱۹۹۱):

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

مدل (۲) جونز اصلاح شده بر پایه تغییر در درآمدها و تغییر در جریان‌های نقدی و ویژگی‌های آن:

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

نقدی را کاهش کرده و خاطر نشان کردند که ارقام تعهدی بسامدهای زمانی موقت و همواری را در جریان‌های نقدی عملیاتی ایجاد می‌کنند. آنها علت کاهش رابطه میان ارقام تعهدی و سطوح جریان‌های نقدی را بررسی می‌کنند.

1. Barth et al.

2. Economic factor.

۳. سیر تکامل و توسعه مدل‌های برآورد ارقام تعهدی به‌ویژه بعد از پژوهش جونز (۱۹۹۱) تا به امروز ادامه داشته است. برای نمونه: دجو و همکاران، ۱۹۹۵؛ کانگ و سیواراما کریشنان، ۱۹۹۵؛ شیواکومار، ۱۹۹۶؛ کیمبرلی گالیگان کی، ۱۹۹۷؛ دجو و همکاران، ۲۰۰۳؛ کوتاری و همکاران، ۲۰۰۵؛ اکر و همکاران، ۲۰۱۳؛ آکار و کوسکون، ۲۰۲۰. تمامی پژوهش‌ها و مدل‌های کوشش کرده‌اند یک یا برخی از ابعاد برآورد ارقام تعهدی را بهبود بدهند.

$$+\alpha_5\Delta OCF_{it} + \alpha_6\Delta OCF_{it} \times \Delta OCF_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در آن، $ACCW_{it}$: ارقام تعهدی سرمایه در گردش شرکت i در دوره t : ΔREV_{it} : تغییر در درآمدهای شرکت i در دوره t ، $rCYCLE_{it}$: رتبه صدکی چرخه نقدی عملیات شرکت i در دوره t ، ΔOCF_{it} : تغییر در جریان‌های نقدی عملیاتی شرکت i در دوره t و ΔOCF_{it} : همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی عملیاتی شرکت i در دوره t است.

مدل (۳) جتر و شیواکومار (۱۹۹۹):

$$\frac{TACC_{it}}{A_{it-1}} = \alpha_0 + \frac{\alpha_1 \Delta REV_{it}}{A_{it-1}} + \frac{\alpha_2 \Delta PPE_{it}}{A_{it-1}} + \alpha_3 d1_{it} \times \frac{OCF_{it}}{A_{it-1}} + \alpha_4 d2_{it} \times \frac{OCF_{it}}{A_{it-1}} + \alpha_5 d3_{it} \times \frac{OCF_{it}}{A_{it-1}} + \alpha_6 d4_{it} \times \frac{OCF_{it}}{A_{it-1}} + \alpha_7 d5_{it} \times \frac{OCF_{it}}{A_{it-1}} + \varepsilon_{it}$$

مدل (۴) جتر و شیواکومار بر پایه تغییر در درآمدها و تغییر در جریان‌های نقدی و ویژگی‌های

آن:

$$ACCW_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{\Delta REV_{it}}{A_{it-1}} + \alpha_2 d1_{it} \times \frac{OCF_{it}}{A_{it-1}} + \alpha_3 d2_{it} \times \frac{OCF_{it}}{A_{it-1}} + \alpha_4 d3_{it} \times \frac{OCF_{it}}{A_{it-1}} + \alpha_5 d4_{it} \times \frac{OCF_{it}}{A_{it-1}} + \alpha_6 d5_{it} \times \frac{OCF_{it}}{A_{it-1}} + \alpha_7 \frac{\Delta OCF_{it}}{A_{it-1}} + \alpha_8 \Delta OCF_{it} + \alpha_9 \frac{\Delta OCF_{it}}{A_{it-1}} \times \Delta OCF_{it} + \alpha_{10} rCYCLE_{it} + \alpha_{11} \frac{\Delta REV_{it}}{A_{it-1}} \times rCYCLE_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در آن، $d_n \times OCF_{it}$: جریان‌های نقدی عملیاتی پنجگانه‌بندی شده شرکت i در دوره t

مدل (۵) مک‌نیکولز (۲۰۰۲):

$$TACC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 OCF_{it-1} + \alpha_2 OCF_{it} + \alpha_3 OCF_{it+1} + \alpha_4 \Delta REV_{it} + \alpha_5 \Delta PPE_{it} + \varepsilon_{it}$$

مدل (۶) مک‌نیکولز اصلاح شده بر پایه تغییر در درآمدها و تغییر در جریان‌های نقدی و

ویژگی‌های آن:

$$ACCW_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta REV_{it} + \alpha_2 OCF_{it-1} + \alpha_3 OCF_{it} + \alpha_4 OCF_{it+1} + \alpha_5 \Delta OCF_{it}$$

$$+\alpha_6\Delta OCF_{it}\times\Delta OCFSC_{it}+\alpha_7rCYCLE_{it} + \alpha_8\Delta REV_{it}\times rCYCLE_{it}+\varepsilon_{it}$$

که در آن، OCF_{it-1} : جریان‌های نقدی عملیاتی شرکت i در دوره $t-1$ ، OCF_{it} : جریان‌های نقدی عملیاتی دوره جاری شرکت i در دوره t و OCF_{it+1} : جریان‌های نقدی عملیاتی شرکت i در دوره $t+1$ است.

مدل (۷) بال و شیواکومار (۲۰۰۶):

$$ACC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1\Delta REV_{it} + \alpha_2ABNRET_{it} + \alpha_3DABNRET_{it} + \alpha_4ABNRET_{it} * DABNRET_{it} + \varepsilon_{it}$$

مدل (۸) بال و شیواکومار اصلاح شده بر پایه تغییر در درآمدها و تغییر در جریان‌های نقدی و ویژگی‌های آن:

$$ACCW_{it} = \alpha_0 + \alpha_1\Delta REV_{it} + \alpha_2ABNRET_{it} + \alpha_3DABNRET_{it} + \alpha_4ABNRET_{it} \times DABNRET_{it} + \alpha_5\Delta OCF_{it} + \alpha_6\Delta OCFSC_{it} + \alpha_7\Delta OCF_{it} \times \Delta OCFSC_{it} + \alpha_8rCYCLE_{it} + \alpha_9\Delta REV_{it} \times rCYCLE_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در آن $ABNRET_{it}$: بازده نابهنجار سهام برای شرکت i در دوره t و $DABNRET_{it}$: متغیر مجازی که در صورت منفی بودن بازده نابهنجار عدد یک و در غیر این صورت صفر را نشان می‌دهد. حال با توجه به مبانی نظری بیان شده و بازشناسی مدل‌سازی تعهدی و مدل‌های اصلاح شده؛ فرضیه‌های این پژوهش در قالب چهار فرضیه اصلی به شرح زیر معرفی می‌شوند:

فرضیه (۱): مدل جونز تعدیل شده بر پایه تغییر در درآمدها و تغییر در جریان‌های نقدی و ویژگی‌های آن، توان توضیح‌دهندگی بیشتری در هم‌سنجی با مدل استاندارد جونز (۱۹۹۱) دارد.

فرضیه (۲): مدل جتر و شیواکومار تعدیل شده بر پایه تغییر در درآمدها و تغییر در جریان‌های نقدی و ویژگی‌های آن، توان توضیح‌دهندگی بیشتری در هم‌سنجی با مدل استاندارد جتر و شیواکومار (۱۹۹۹) دارد.

فرضیه (۳): مدل مک‌نیکولز تعدیل شده بر پایه تغییر در درآمدها و تغییر در جریان‌های نقدی و ویژگی‌های آن، توان توضیح‌دهندگی بیشتری در هم‌سنجی با مدل استاندارد مک‌نیکولز (۲۰۰۲) دارد.

فرضیه (۴): مدل بال و شیواکومار تعدیل شده بر پایه تغییر در درآمدها و تغییر در جریان‌های نقدی و ویژگی‌های آن، توان توضیح‌دهندگی بیشتری در هم‌سنجی با مدل استاندارد بال و شیواکومار (۲۰۰۶) دارد.

روش شناسی پژوهش

این پژوهش از نگاه هدف یک پژوهش بنیادی - تجربی است؛ زیرا داده‌های اولیه آن از راه مشاهده به دست می‌آید و با کاربست روش‌های آماری و سنج‌های مورد پذیرش آناکاو 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 رابطه علی که در آن تنها به بررسی وجود رابطه بین متغیرهای مستقل و وابسته پرداخته می‌شود که در قالب داده‌های ترکیبی^۱ (ترکیب داده‌های رشته زمانی^۲ و داده‌های مقطعی^۳)، به اجرا درمی‌آید. جامعه آماری این پژوهش دربرگیرنده تمام شرکت‌های پذیرفته شده در بهابازار اوراق بهادار تهران است. همچنین به منظور کاستن از آثار مربوط به نبود کیفیت در اطلاعات مالی مورد استفاده و آثار ناشی از ناهمسانی در رویه‌های حسابداری، اندازه‌گیری و شناخت رویدادهای مالی، دوره زمانی پژوهش حاضر از سال ۱۳۹۰ تا سال ۱۳۹۹ به مدت ۱۰ سال در نظر گرفته شده است.

متغیرها و نحوه اندازه‌گیری آنها

متغیر وابسته: متغیر وابسته در این پژوهش ارقام تعهدی ($ACCW_{it}$) است که برای سنجش آن همسان با دچو و همکاران (۱۹۹۸: ۱۴۷)، فرانکل و سان (۲۰۱۸: ۱۷۲) و باباجانی و عظیمی (۱۳۹۱: ۹۱) از رویکرد «رویکرد سرمایه در گردش» استفاده می‌شود به شیوه‌ای که تغییر در سرمایه در گردش غیرنقدی گویای ارقام تعهدی است. منظور از سرمایه 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.»

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

متغیرهای مستقل: متغیرهای مستقل در این پژوهش عبارت‌اند از: «تغییر در درآمدها» (فروش خالص و درآمد ارائه خدمات)، «رتبه صدکی چرخه نقدی عملیات، تغییر در جریان‌های نقدی عملیاتی و همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی»؛ چگونگی سنجش این متغیرها در ادامه بیان می‌شود:

۱. ΔREV_{it} : تغییر در درآمدهای (فروش خالص و درآمد ارائه خدمات) شرکت i در دوره t که با کاربست رابطه (۷) همسان با فرانکل و سان (۲۰۱۸: ۱۷۲) اندازه‌گیری می‌شود:

$$\Delta REV_{it} = \frac{REV_{it} - REV_{it-1}}{Total\ Assets_{it-1}} \quad \text{رابطه (۷)}$$

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

۲. $CYCLE_{it}$: رتبه صدکی چرخه نقدی عملیات شرکت i در دوره t . برای اندازه‌گیری این متغیر نخست باید چرخه نقدی عملیات سنجیده شود. چرخه نقدی عملیات با کاربست رابطه (۸) همسان با فرانکل و سان (۲۰۱۸) سنجیده می‌شود:

$$CYCLE_{it} = \frac{AV_AR_{it}}{REV_{it}} + \frac{AV_INV_{it}}{CGS_{it}} - \frac{AV_AP_{it}}{PURCHASE_{it}} \quad \text{رابطه (۸)}$$

که در آن، AV_AR_{it} : میانگین (دو سال) دریافته‌های تجاری (حسابها و اسناد دریافته‌های تجاری) برای شرکت i در دوره t ، AV_INV_{it} : میانگین موجودی‌های مواد و کالا برای شرکت i در دوره t ، CGS_{it} : بهای کالای فروش رفته برای شرکت i در دوره t ، AV_AP_{it} : میانگین پرداختنیهای تجاری (حسابها و اسناد پرداختنی تجاری) برای شرکت i در دوره t ، $PURCHASE_{it}$: خرید مواد و کالا برای شرکت i در دوره t است.

پس از محاسبه چرخه نقدی عملیات در هر سال و برای هر شرکت، برای هموار ساختن اثر تکانه‌های عملیاتی در هر سال، از «میانگین حسابی سه سال گذشته» چرخه نقدی عملیات برای هر سال

استفاده شده و پس از آن، رتبه صدکی میانگین چرخه نقدی عملیات شرکت‌ها برای هر سال محاسبه می‌شود.^۱

۳. ΔOCF_{it} : تغییر در جریان‌های نقدی عملیاتی شرکت i در دوره t که با کاربست رابطه (۹) همانند فرانکل و سان (۲۰۱۸) اندازه‌گیری می‌شود:

$$\Delta OCF_{it} = \frac{OCF_{it} - OCF_{it-1}}{Total\ Assets_{it-1}} \quad \text{رابطه (۹)}$$

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

۴. $\Delta OCFSC_{it}$: همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی که با رویکرد فرانکل و سان (۲۰۱۸: ۱۷۲) برابر است با میانگین دو متغیر "وارونه رتبه صدکی^۲ میانگین بازده فروش در سه سال گذشته" و "رتبه صدکی میانگین چرخه نقد عملیات". بازده فروش حاصل تقسیم سود (سود) بر درآمد است.^۳

۵. $rrAbsROS_{it}$: همسان با شیوه اندازه‌گیری فرانکل و سان (۲۰۱۸: ۱۷۲) برابر است با واژگون رتبه صدکی بازده فروش شرکت برای شرکت i در دوره t . بدین شیوه که اگر رتبه صدکی برابر با $۰/۳$ باشد، واژگون آن برابر با $۰/۷$ در نظر گرفته می‌شود.^۴

۶. $ABNRET_{it}$: بازده نابهنجار سهام شرکت i در دوره t که با کاربست رابطه (۱۰) اندازه‌گیری می‌شود:

۱. برای راحتی بیشتر می‌توان از تابع «Percentrank» در نرم‌افزار اکسل بهره برد.

2. Reverse Percentile Rank.

۳. در پژوهش‌های پیش‌ازین برای سنجش همبستگی سریالی تغییر در جریان‌های نقدی از همبستگی سریالی همچون ضریب خودهمبستگی مرتبه 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: ۱۷۰) نشان می‌دهند با توجه به اینکه مشتق جزئی همبستگی سریالی تغییرات جریان‌های نقدی در مدل دجو و همکاران (۱۹۹۸) نسبت به بازده فروش (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. برای آگاهی بیشتر به کتاب «آمار برای علوم رفتاری» گریوتر و والناو (۲۰۲۰: ۴۹) نگاه کنید.

$$ABNRET_{it} = r_{it} - r_{mt} \quad \text{رابطه (۱۰)}$$

که در آن، $ABNRET_{it}$: بازده نابهنجار سهام برای شرکت i در دوره t ، r_{it} : بازده سهام برای شرکت i در دوره t و r_{mt} : بازده بازار سهام در دوره t است. لازم به توضیح است که بازده سهام شرکت‌ها و بازده بازار سهام از وب‌گاه^۱ مرکز پردازش اطلاعات مالی ایران و یا بسته‌های نرم‌افزار موجود مانند رهاورد نوین استخراج خواهد شد.

$d_n \times OCF_{it}$: جریان‌های نقدی عملیاتی پنجگانه^۲ شده که مبلغ جریان‌های نقدی یاد شده در مقدار پنجگانه محاسبه شده ضرب می‌شود.

یافته‌های پژوهش

این پژوهش در قالب داده‌های ترکیبی^۳ (ترکیب داده‌های رشته زمانی و داده‌های مقطعی)، به اجرا در می‌آید. ضرورت کاربرد این شیوه بیشتر به دلیل افزایش تعداد مشاهدات، افزایش درجه آزادی، کاهش ناهمسانی پراش^۴ و کاهش هم‌خطی میان متغیرها است. بدین ترتیب، تخمین مدل‌های یاد شده با کاربرد داده‌های ترکیبی برای همه شرکت‌های عضو نمونه در فاصله زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ 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 به‌دست آمده و با کاربرد آزمون آماری تی - استیودنت و وونگ^۵ (۱۹۸۹) درباره فرضیه‌های پژوهش قضاوت و ارزیابی می‌شود.^۶ در ادامه؛ جدول (۱) نمایانگر آمار توصیفی^۷ متغیرهای پژوهش است.^۸

۱. به آدرس اینترنتی <https://www.fipiran.com>

۲. Quintiles.

۳. Panel.

۴. Variance.

۵. Vuong.

۶. هنگامی که 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 غیرآشیاانه‌ای هستند. در این شرایط برای همسنجی توان توضیحی مدل‌ها از آزمون وونگ (۱۹۸۹)

استفاده می‌شود (افلاطونی، ۱۳۹۵: ۱۱۸).

۷. Descriptive statistic.

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

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرها

بخش اول:					
متغیرها	تعداد	میانگین	کمینه	میانه	بیشینه
$\Delta ACCWt$	۱۶۷۰	۰/۰۵۹۸	-۳/۸۵۴۲	۰/۰۴۲۷	۱/۵۲۳۸
OCFt	۱۶۷۰	۰/۱۵۵۲	-۱/۳۶۲۹	۰/۱۲۲۶	۲/۰۵۰۹
$\Delta OCFt$	۱۶۷۰	۰/۰۲۸۸	-۱/۵۰۵۳	۰/۰۲۱۶	۱/۵۸۹۴
$\Delta REVt$	۱۶۷۰	۰/۲۶۶۸	-۲/۱۵۷۸	۰/۱۷۰۳	۵/۵۵۳۹
rCYCLEt	۱۶۷۰	۰/۴۹۹۵	۰	۰/۵	۱
rrAbsROSt	۱۶۷۰	۰/۴۹۹۵	۰	۰/۵	۱
$\Delta OCFSCt$	۱۶۷۰	۰/۵	۰/۰۰۶	۰/۵۰۳	۰/۹۹۶۵
ABNRETt	۱۶۷۰	۰/۳۳۰۷	-۲/۱۳۵۴	-۰/۰۸۳۹	۲۲/۴۸۰۳
DABNRETt	۱۶۷۰	۰/۵۵۳۹	۰	۱	۱
بخش دوم:					
متغیرها	چارک نخست	چارک سوم	انحراف استاندارد	کشیدگی	قرینگی
$\Delta ACCWt$	-۰/۰۳۹۷	۰/۱۴۷۵	۰/۲۵۲۵	۶۲/۲۱۷۶	-۳/۹۰۲۲
OCFt	۰/۰۴۳۶	۰/۲۳۹۳	۰/۲۱۲	۱۲/۵۹	۱/۲۴۷۹
$\Delta OCFt$	-۰/۰۶۰۵	۰/۱۱۰۷	۰/۲۰۳۴	۱۴/۹۸۶۷	۰/۳۷۵۸
$\Delta REVt$	۰/۰۲۲۸	۰/۴۱۸	۰/۴۸۹۹	۲۲/۰۲۴۸	۲/۷۴۱۱
rCYCLEt	۰/۲۴۶	۰/۷۵۳	۰/۲۹۰۴	۱/۷۹۸۹	۰/۰۰۰۱
rrAbsROSt	۰/۲۴۶	۰/۷۵۳	۰/۲۹۰۴	۱/۷۹۸۹	۰/۰۰۰۱
$\Delta OCFSCt$	۰/۴۱۳	۰/۵۹۶	۰/۱۷۱۷	۳/۶۱۴۲	-۰/۱۵۸۴
ABNRETt	-۰/۴۲۹۳	۰/۴۴۰۴	۱/۷۲۱۶	۴۹/۰۴۴۵	۵/۲۹۵۸
DABNRETt	۰	۱	۰/۴۹۷۲	۱/۰۴۷	-۰/۲۱۶۸

منبع: یافته‌های پژوهشگر

همان‌طور که در جدول (۱) نمایان است، داده‌های پژوهش به تعداد ۱،۶۷۰ نمونه ترکیبی که شامل ۱۶۷ شرکت و بازه زمانی ۱۰ سال ارائه شده‌است. میانگین اقلام تعهدی سرمایه در گردش $\Delta ACCWt$ ۰/۰۵۹۸ است که نشان‌دهنده افزایش آن در بازه زمانی است؛ به گفتاری دیگر شرکت‌ها از منابع بدهی (کوتاه‌مدت) بیشتری برای تامین مالی نیازهای سرمایه در گردش خود

استفاده کرده‌اند. میانگین تغییر در جریان‌های نقدی (ΔOCF_t) برابر است با ۰/۰۲۸۸ که نشان می‌دهد به طور متوسط جریان‌های نقدی عملیاتی برای نمونه افزایش می‌یابد. انحراف استاندارد جریان‌های نقدی نشان می‌دهد که دامنه نسبتاً وسیعی از تغییرهای احتمالی در جریان‌های نقدی برای شرکت‌های نمونه وجود دارد که می‌تواند به دلیل عواملی مانند صنایع مختلفی که شرکت‌ها در آن فعالیت می‌کنند، اندازه‌های مختلف شرکت‌ها و سطوح مختلف ریسکی که شرکت‌ها با آن مواجه هستند باشد. همچنین، میانگین همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی (ΔOCF_{FSC_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 وارونه رتبه صدکی بازده فروش است. میانگین تغییر در درآمدها (ΔREV_t) برابر با ۰/۲۶۶۸ است و نشان می‌دهد شرکت‌های موجود در مجموعه داده‌ها در آمد خود را افزایش می‌دهند که به طور کلی نمادی از عملکرد تجاری مثبت است. این شاخص نشانگر نرخ قابل توجهی از رشد درآمد در بین این شرکت‌ها است. متوسط چرخه نقدی عملیات (rCYCLEt) ۰/۴۹۹۵ است؛ چرخه نقدی عملیات هرچقدر کم‌تر باشد سودمندتر است زیرا یک شرکت می‌تواند سریع‌تر نقدینگی را تولید کند و سرمایه در گردش کمتری در موجودی‌ها و حساب‌های دریافتی خود انباشت می‌کند.

آزمون اف - لیمر

به منظور گزینش یکی از روش‌های داده‌های تابلویی^۱ و داده‌های تلفیقی^۲، از آماره اف - لیمر^۳ استفاده می‌شود. جدول (۲) نتایج آزمون اف - لیمر (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، فقط در مدل (۷) فرضیه صفر رد نمی‌شود که باید از مدل تلفیقی استفاده شود.

1. Panel Data.
2. Pooled Data.
3. F Leamer Test.

جدول ۲. آزمون اف - لیمر (همسانی عرض از مبدأهای شرکت‌ها)^۱

نتیجه آزمون	احتمال آماره	آماره اف	مدل	فرضیه صفر
فرضیه صفر رد می‌شود	۰/۰۰۰۰	۱/۶۳	مدل (۱)	عرض از مبدأهای تمامی مقاطع با هم یکسان است.
فرضیه صفر رد می‌شود	۰/۰۰۰۰	۲/۳۳	مدل (۲)	
فرضیه صفر رد می‌شود	۰/۰۰۰۴	۱/۴۵	مدل (۳)	
فرضیه صفر رد می‌شود	۰/۰۰۰۰	۱/۶۵	مدل (۴)	
فرضیه صفر رد می‌شود	۰/۰۰۷۳	۱/۳۱	مدل (۵)	
فرضیه صفر رد می‌شود	۰/۰۰۰۳	۱/۴۶	مدل (۶)	
فرضیه صفر رد نمی‌شود	۰/۲۹۶۸	۱/۰۶	مدل (۷)	
فرضیه صفر رد می‌شود	۰/۰۰۰۰	۱۳۹/۵۹	مدل (۸)	

منبع: یافته پژوهشگر

آزمون هاسمن

جدول (۳) چکیده آزمون هاسمن^۲ را نشان می‌دهد. معناداری آماره کای - دو نشان می‌دهد که فرضیه صفر (آثار تصادفی)^۳ رد شده و فرضیه مقابل (آثار ثابت^۴) برای مدل‌های پژوهش پذیرفته می‌شود.

جدول ۳. نتایج آزمون هاسمن (انتخاب بین آثار ثابت و آثار تصادفی)

نتیجه آزمون	احتمال آماره	آماره کای - دو	مدل	فرضیه صفر
فرضیه صفر رد می‌شود	۰/۰۳۶۸	۴/۳۶	مدل (۱)	جزء اخلاص عرض از مبدأ و متغیرهای توضیحی مستقل هستند.
فرضیه صفر رد می‌شود	۰/۰۰۰۰	۵۹/۰۶	مدل (۲)	
فرضیه صفر رد می‌شود	۰/۰۰۰۱	۲۲/۸۰	مدل (۳)	
فرضیه صفر رد نمی‌شود	۰/۲۲۴۰	۵/۶۸	مدل (۴)	
فرضیه صفر رد می‌شود	۰/۰۰۰۰	۵۷/۴۲	مدل (۵)	
فرضیه صفر رد می‌شود	۰/۰۰۷۱	۲۵/۷۳	مدل (۶)	
-	-	-	مدل (۷)	
فرضیه صفر رد می‌شود	۰/۰۰۰۰	۱۳۹/۵۹	مدل (۸)	

منبع: یافته پژوهشگر

۱. جدول (۲) نتایج آزمون اف - لیمر (چاو) را نمایش می‌دهد. این آزمون برای ۱۶۷۰ نمونه شرکت - سال در مدت زمان ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ انجام شده است.

۲. Hausman Test.

۳. Random Effects.

۴. Fix Effects.

بررسی فرض‌های سنتی وایزش^۱ خطی

بررسی فرض‌های سنتی وایزش با کاربست آزمون‌های تشخیصی انجام می‌شود. مهم‌ترین این فروض عبارت‌اند از (۱) میانگین صفر اجزای اخلاص^۲، (۲) نبود همبستگی پیاپی (خودهمبستگی^۳) بین اجزای اخلاص و (۳) همسانی پراش اجزای اخلاص^۴ که در ادامه بازگو می‌شوند. نتایج بررسی با کاربست آزمون‌های معرفی شده به دست افلاطونی (۱۳۹۵: ۱۲۹-۸۴) نشان می‌دهد که میانگین اجزای اخلاص 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^۵ استفاده شده است که نتایج آن نبود خودهمبستگی پیاپی را نشان می‌دهد و برای بررسی ناهمسانی پراش از آزمون والد تعدیل شده^۶ (مناسب برای مدل آثار ثابت) استفاده شده است. برآیند بررسی فرض‌های سنتی وایزش خطی در جدول‌های (۴) و (۵) ارائه شده است.^۷

جدول ۴. نتایج آزمون خودهمبستگی پیاپی

آزمون	مدل	آماره فشر	احتمال آماره	نتیجه آزمون
آزمون وولدریج برای داده‌های آمیختیک	مدل (۱)	۱/۷۶۴	۰/۱۸۵۹	عدم وجود خودهمبستگی
	مدل (۲)	۰/۴۳۸	(۰/۵۰۸۹)	عدم وجود خودهمبستگی
	مدل (۳)	۰/۰۷۴	(۰/۷۸۵۷)	عدم وجود خودهمبستگی
	مدل (۴)	۱/۳۴۳	(۰/۲۴۸۲)	عدم وجود خودهمبستگی
	مدل (۵)	۰/۳۴۲	(۰/۵۵۹۵)	عدم وجود خودهمبستگی
	مدل (۶)	۰/۶۰۶	(۰/۴۳۷۴)	عدم وجود خودهمبستگی
	مدل (۷)	۰/۰۳۱	(۰/۸۶۰۷)	عدم وجود خودهمبستگی
	مدل (۸)	۰/۳۷۶	(۰/۵۴۰۴)	عدم وجود خودهمبستگی

منبع: یافته پژوهشگر

۱. این واژه معادلی برای واژه انگلیسی «Regression» است. گروه واژه‌گزینی فرهنگستان زبان و ادب فارسی این معادل را برگزیده است. به منظور

آگاهی بیشتر به وب‌گاه فرهنگستان زبان و ادب فارسی به نشانی www.Persianacademy.ir مراجعه کنید.

۲. به‌طور معمول، عدم برقراری این فرض می‌تواند برآمده از نبود عرض از مبدأ در مدل وایزشی باشد؛ بنابراین اگر در برآورد مدل وایزشی عرض از مبدأ وجود داشته

باشد، این فرض به‌گونه‌ای عمومی برقرار است و نیازی به آزمون آن نیست. برای آگاهی بیشتر به افلاطونی (۱۳۹۵: ۸۴) نگاه کنید.

3. Autocorrelation.

4. Variance Heteroscedasticity.

5. Wooldridge.

6. Modified wald.

۷. سایر آزمون‌های مورد نیاز (همخطی، مانایی متغیرها و...) توسط پژوهشگر انجام شده است.

جدول ۵. نتایج آزمون ناهمسانی پراش‌ها

روش اصلاح	نتیجه آزمون	احتمال آماره	آماره کای - دو	مدل	آزمون
شیوه وایت	وجود ناهمسانی	(۰/۰۰۰۰)	۲۷،۹۵۵/۳۰	مدل (۱)	والد اصلاح شده
	وجود ناهمسانی	(۰/۰۰۰۰)	۴۵،۷۸۶/۴۲	مدل (۲)	
	وجود ناهمسانی	(۰/۰۰۰۰)	۱۲۰،۰۰۰	مدل (۳)	
	وجود ناهمسانی	(۰/۰۰۰۰)	۷،۰۹۵/۰۹	مدل (۴)	
	وجود ناهمسانی	(۰/۰۰۰۰)	۳۵،۴۷۸/۸۱	مدل (۵)	
	وجود ناهمسانی	(۰/۰۰۰۰)	۵۳،۷۳۲/۵۹	مدل (۶)	
	وجود ناهمسانی	(۰/۰۰۰۰)	۱۰،۶۸۰	مدل (۷)	
	وجود ناهمسانی	(۰/۰۰۰۰)	۳۹،۸۳۳/۳۸	مدل (۸)	

منبع: یافته پژوهشگر

آزمون فرضیه‌ها

آزمون فرضیه اول

جدول (۶) نتایج وایزش مدل‌های (۱) و (۲) با کاربست وایزش حداقل مربعات آثار ثابت شرکت - سال که با رویکرد کنترل مقاطع و رفع ناهمسانی پراش‌ها برآورد شده است را در دو بخش ارائه می‌دهد. در بخش نخست، معناداری آماره $F(۲۵/۹۶)$ نشان‌دهنده معناداری کلی مدل (۱) است.^۱ در بخش دوم، معناداری آماره $F(۴۵/۹۶)$ نشان‌دهنده معناداری کلی مدل (۲) است. در بخش دوم، میانگین تورم واریانس برای بررسی هم‌خطی برابر با مقدار (۲/۵۱) است که عدم هم‌خطی میان متغیرها را نشان می‌دهد. عدم معناداری آماره $F(۰/۳۴۲)$ آزمون وولدریج بیانگر نبود خودهمبستگی در متغیرها است. ضریب تعیین تعدیل شده در مدل (۱) برابر با (۰/۰۴۳۲) و در مدل (۲) برابر با (۰/۲۱۵۲) است. در نتایج بررسی آزمون وونگ (۱۹۸۹) معناداری آماره زد - وونگ (۳/۳۷۶۵-) بیانگر وجود اختلاف معنادار میان توان توضیح‌دهندگی و تبیین هر دو مدل است. از آنجاکه علامت این آماره

۱. هنگامی که متغیر وابسته ارقام تعهدی با شیوه اندازه‌گیری سرمایه در گردش باشد، وجود متغیر دارایی‌های ثابت (امول، ماشین‌آلات و تجهیزات) در مدل اثر معنادار و تغییری در نتایج ایجاد نمی‌کند. بدیهی است که دارایی‌های ثابت نقشی در اندازه‌گیری ارقام تعهدی سرمایه گردش ندارند. اما، هنگامی که متغیر وابسته ارقام تعهدی با شیوه اندازه‌گیری رویکرد صورت وضعیت مالی باشد، به دلیل آنکه تمام دارایی‌ها در اندازه‌گیری ارقام تعهدی نقش موثر دارند، تغییر در دارایی‌های ثابت در مدل لحاظ می‌شود. این فرایند به‌دست پژوهشگر همانند فراتکل و سان (۲۰۱۸) آزمون و بررسی شده است. منبع: یافته پژوهشگر

«منفی» است، نشان می‌دهد مدل (۲) نسبت به مدل (۱) از توان توضیح‌دهندگی بیشتری برخوردار است. این نتیجه، باعث پذیرفته شدن فرضیه اول پژوهش می‌شود.

جدول ۶. نتایج آزمون فرضیه اول

مدل (۱): استاندارد جونز (۱۹۹۱)					بخش نخست
احتمال آماره	آماره - تی	انحراف استاندارد	ضریب	نشان اختصاری	متغیر
۰/۰۰۰۰	۴/۳۶	۰/۰۰۶۳	۰/۰۲۷۵	C	عرض از مبدأ
۰/۰۰۰۰	۵/۱۰	۰/۰۲۳۶	۰/۱۲۰۷	ΔREV_{it}	تغییر در درآمدها
آماره F (احتمال آماره): ۲۵/۹۶ (۰/۰۰۰۰)					
R^2 ۰/۰۵۴۴ و R^2 تعدیل شده: ۰/۰۵۳۸					
مشاهدات: ۱،۶۷۰ (مقاطع: ۱۶۷ - زمان ۱۰ سال)					
مدل (۲): جونز اصلاح شده با جریان‌های نقدی و ویژگی‌های آن					بخش دوم
احتمال آماره	آماره - تی	انحراف استاندارد	ضریب	نشان اختصاری	متغیر
۰/۰۰۱۰	۳/۵۲	۰/۰۸۰۷	۰/۲۸۴۰	C	ضریب ثابت
۰/۵۰۷۰	۰/۶۶	۰/۰۲۲۶	۰/۰۱۵۰	ΔREV_{it}	تغییر در درآمدها
۰/۱۵۸۰	۱/۴۲	۰/۰۳۱۲	۰/۰۴۴۳	$rCYCLE_{it}$	چرخه نقدی عملیات
۰/۰۰۰۰	۶/۳۸	۰/۰۶۹۹	۰/۴۴۵۹	$\Delta REV_{it} \times rCYCLE_{it}$	متغیر ضریب تغییر در درآمدها و چرخه نقدی عملیات
۰/۰۰۰۰	۵/۲۴	۰/۰۰۸۶	۰/۰۴۵۰	ΔOCF_{it}	تغییر در جریان‌های نقدی
۰/۰۰۰۰	-۴/۴۹	۰/۱۰۸۷	-۰/۴۸۸۲	$\Delta OCFSC_{it}$	همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی
۰/۰۰۰۰	-۸/۱۷	۰/۱۰۴۶	-۰/۸۵۵۳	$\Delta OCF_{it} \times \Delta OCFSC_{it}$	متغیر ضریب تغییر در جریان‌های

مدل (۲): جونز اصلاح شده با جریان‌های نقدی و ویژگی‌های آن					بخش دوم
احتمال آماره	آماره - تی	انحراف استاندارد	ضریب	نشان اختصاری	متغیر
					نقدی و همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی
روش تخمین: روش داده‌های تابلویی - روش آثار ثابت با کاربست کنترل مقاطع و رفع ناهمسانی پراش‌ها.					
آماره F (احتمال آماره): ۴۵/۹۶ (۰/۰۰۰۰)					
R^2 ۰/۲۱۸۰ و R^2 تعدیل شده: ۰/۲۱۵۲					
مشاهدات: ۱۶۷۰ (مقاطع: ۱۶۷ - زمان ۱۰ سال)					
میانگین تورم واریانس: ۲/۵۱					
آماره اف - وولدریج (احتمال آماره): ۰/۳۴۲ (۰/۵۵۹۵)					
آماره Z - وونگ (احتمال آماره): ۳/۳۷۶۵ - (۰/۰۰۰۷)					

منبع: یافته پژوهشگر

آزمون فرضیه دوم

جدول (۷) نتایج وایزش مدل‌های (۳) و (۴) با کاربست وایزش حداقل مربعات آثار ثابت شرکت - سال که با رویکرد کنترل مقاطع و رفع ناهمسانی پراش‌ها برآورد شده است را در دو بخش ارائه می‌دهد. در بخش نخست، معناداری آماره F (۲۰/۱۵) نشان‌دهنده معناداری کلی مدل (۳) است. در بخش دوم، معناداری آماره F (۲۹/۴۹) نشان‌دهنده معناداری کلی مدل (۴) است. در بخش دوم، میانگین تورم واریانس برای بررسی هم‌خطی برابر با مقدار (۲/۴۱) است که عدم هم‌خطی میان متغیرها را نشان می‌دهد. عدم معناداری آماره اف (۰/۶۰۶) آزمون وولدریج بیانگر نبود خودهمبستگی در متغیرها است. ضریب تعیین تعدیل شده در مدل (۳) برابر با (۰/۱۳۷۴) و در مدل (۴) برابر با (۰/۲۶۹۷) است. در نتایج بررسی آزمون وونگ (۱۹۸۹) معناداری آماره زد - وونگ (-۵/۸۶۵۵) بیانگر وجود اختلاف معنادار میان توان توضیح‌دهندگی و تبیین دو هر مدل است. از آنجا که علامت این آماره «منفی» است، نشان می‌دهد مدل (۴) نسبت به مدل (۳) از توان توضیح‌دهندگی بیشتری برخوردار است. این نتیجه، باعث پذیرفته شدن فرضیه دوم پژوهش می‌شود.

جدول ۷. نتایج آزمون فرضیه دوم

مدل (۳): استاندارد جتر و شیواکومار (۱۹۹۹)					بخش نخست
احتمال آماره	انحراف استاندارد	ضریب	نشان اختصاری	متغیر	
۰/۰۰۰۰	۵/۵۱	۰/۰۲۰۸	۰/۱۱۴۶	C	عرض از مبدأ
۰/۰۰۰۰	۶/۴۴	۰/۰۲۲۶	۰/۱۴۵۹	ΔREV_{it}	تغییر در درآمدها
۰/۰۰۰۰	۳/۸۲	۲/۰۱۱۵	۷/۶۸۸۶	$d1 \times OCF_{it}$	پنجک اول جریان‌های نقدی
۰/۰۰۰۰	-۴/۳۲	۴/۰۸۰۳	-۱۷/۶۰۹۹	$d2 \times OCF_{it}$	پنجک دوم جریان‌های نقدی
۰/۰۰۰۰	-۴/۶۰	۱/۰۰۵۸	-۴/۶۲۲۵	$d3 \times OCF_{it}$	پنجک سوم جریان‌های نقدی
۰/۰۰۰۰	-۵/۲۳	۰/۵۲۰۳	-۲/۷۱۹۳	$d4 \times OCF_{it}$	پنجک چهارم جریان‌های نقدی
۰/۰۰۰۰	-۴/۹۴	۰/۱۵۰۶	-۰/۷۴۳۴	$d5 \times OCF_{it}$	پنجک پنجم جریان‌های نقدی
آماره F (احتمال آماره): ۲۰/۱۵ (۰/۰۰۰۰)					
R^2 ۰/۱۴۰۵ و R^2 تعدیل شده: ۰/۱۳۷۴					
مشاهدات: ۱،۶۷۰ (مقاطع: ۱۶۷ - زمان ۱۰ سال)					
میانگین تورم واریانس: ۱/۱۰					
آماره اف - وولدریج (احتمال آماره): ۰/۴۳۸ (۰/۵۰۸۹)					
مدل (۴): جتر و شیواکومار اصلاح شده با جریان‌های نقدی و ویژگی‌های آن					بخش دوم
احتمال آماره	انحراف استاندارد	ضریب	نشان اختصاری	متغیر	
۰/۰۰۰۰	۴/۴۸	۰/۰۹۱۰	۰/۴۰۷۶	C	عرض از مبدأ
۰/۲۷۸۰	۱/۰۹	۰/۰۲۰۵	۰/۰۲۲۳	ΔREV_{it}	تغییر در درآمدها
۰/۰۹۳	۱/۶۹	۰/۰۳۱۲	۰/۰۵۲۸	$rCYCLE_{it}$	چرخه نقدی عملیات
۰/۰۰۰۰	۶/۶۰	۰/۰۶۵۱	۰/۴۳۰۰	$\Delta REV_{it} \times rCYCLE_{it}$	متغیر ضریبی تغییر در درآمدها و چرخه نقدی عملیات
۰/۰۱۲۰	۲/۵۴	۲/۰۷۲۹	۵/۲۷۳۵	$d1 \times OCF_{it}$	پنجک اول جریان‌های نقدی
۰/۰۰۰۰	-۳/۶۳	۴/۰۲۸۳	-۱۴/۶۱۳۱	$d2 \times OCF_{it}$	پنجک دوم جریان‌های نقدی
۰/۰۰۰۰	-۴/۰۰	۰/۹۲۹۴	-۳/۷۲۱۱	$d3 \times OCF_{it}$	پنجک سوم جریان‌های نقدی
۰/۰۰۰۰	-۴/۳۶	۰/۵۳۴۹	-۲/۳۳۴۸	$d4 \times OCF_{it}$	پنجک چهارم جریان‌های نقدی
۰/۰۰۰۰	-۴/۲۲	۰/۱۵۵۷	-۰/۶۵۶۸	$d5 \times OCF_{it}$	پنجک پنجم جریان‌های نقدی
۰/۰۰۵۰	۲/۸۵	۰/۰۱۲۶	۰/۰۳۵۹	ΔOCF_{it}	تغییر در جریان‌های نقدی

مدل (۴): جتر و شیواکومار اصلاح شده با جریان‌های نقدی و ویژگی‌های آن					بخش دوم
متغیر	نشان اختصاری	ضریب	انحراف استاندارد	آماره - تی	احتمال آماره
همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی	$\Delta OCFSC_{it}$	-۰/۵۵۹۶	۰/۱۱۰۱	-۵/۰۸	۰/۰۰۰۰
متغیر ضریبی تغییر در جریان‌های نقدی و همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی	$\Delta OCF_{it} \times \Delta OCFSC_{it}$	-۰/۳۰۱۳	۰/۱۱۶۳	-۲/۵۹	۰/۰۱۰۰
روش تخمین: روش داده‌های تابلویی - روش آثار ثابت با کاربست کنترل مقاطع و رفع ناهمسانی پراش‌ها.					
آماره F (احتمال آماره): ۲۹/۴۹ (۰/۰۰۰۰)					
R^2 ۰/۲۷۲۳ و R^2 تعدیل شده: ۰/۲۶۹۷					
مشاهدات: ۱۶۷۰ (مقاطع: ۱۶۷ - زمان ۱۰ سال)					
میانگین تورم واریانس: ۲/۴۱					
آماره اف - وولدریج (احتمال آماره): ۰/۶۰۶ (۰/۴۳۷۴)					
آماره Z - وونگ (آماره احتمال): -۵/۸۶۵۵ (۰/۰۰۰۰)					

منبع: یافته پژوهشگر

آزمون فرضیه سوم

جدول (۸) نتایج وایزش مدل‌های (۵) و (۶) با کاربست وایزش حداقل مربعات آثار ثابت شرکت - سال که با رویکرد کنترل مقاطع و رفع ناهمسانی پراش‌ها برآورد شده است را در دو بخش ارائه می‌دهد^۱. در بخش نخست، معناداری آماره F (۲۳/۳۹) نشان‌دهنده معناداری کلی مدل (۵) است. در بخش دوم، معناداری آماره F (۳۲/۴۹) نشان‌دهنده معناداری کلی مدل (۶) است. در بخش دوم، میانگین تورم واریانس برای بررسی هم‌خطی برابر با مقدار (۱/۸۳) است که عدم هم‌خطی میان متغیرها را نشان می‌دهد. عدم معناداری آماره اف (۰/۰۳۱) آزمون وولدریج بیانگر نبود خودهمبستگی در متغیرها است. ضریب تعیین تعدیل شده در مدل (۴) برابر با (۰/۱۴۶۳) و در مدل (۶) برابر با (۰/۲۲۷۹) است. در نتایج بررسی آزمون وونگ (۱۹۸۹) معناداری آماره زد - وونگ (-۲/۶۴۱۸) بیانگر وجود

۱. تعداد مشاهدات برای مدل مک‌نیکولز به دلیل کاربست جریانهای نقدی آینده، از تعداد ۱۶۷۰ مشاهده شرکت - سال به ۱۵۰۳ مشاهده شرکت - سال کاهش پیدا می‌کند.

اختلاف معنادار میان توان توضیح‌دهندگی و تبیین دو هر مدل است. از آنجا که علامت این آماره «منفی» است، نشان می‌دهد مدل (۶) نسبت به مدل (۵) از توان توضیح‌دهندگی بیشتری برخوردار است. این نتیجه، باعث پذیرفته شدن فرضیه سوم پژوهش می‌شود.

جدول ۸. نتایج آزمون فرضیه سوم

مدل (۵): استاندارد مک‌نیکولز (۲۰۰۲)					بخش نخست
احتمال آماره	آماره تی -	انحراف استاندارد	ضریب	نشان اختصاری	متغیر
۰/۰۰۲۰	۳/۲۱	۰/۱۵۴۲	۰/۰۴۹۴	C	عرض از مبدأ
۰/۰۰۰۰	۴/۸۸	۰/۰۲۶۴	۰/۱۲۹۱	ΔREV_{it}	تغییر در درآمدها
۰/۰۰۰۰	۴/۴۹	۰/۰۴۱۸	۰/۱۸۸۱	OCF_{it-1}	جریان‌های نقدی دوره قبل
۰/۰۰۰۰	-۶/۱۶	۰/۰۸۷۸	-۰/۵۴۱۴	OCF_{it}	جریان‌های نقدی دوره جاری
۰/۰۰۰۰	۴/۵۵	۰/۰۲۹۱	۰/۱۳۲۵	OCF_{it+1}	جریان‌های نقدی آینده
آماره F (احتمال آماره): ۲۳/۳۹ (۰/۰۰۰۰)					
R^2 ۰/۱۴۸۳ و R^2 تعدیل شده: ۰/۱۴۶۳					
مشاهدات: ۱،۵۰۳ (مقاطع: ۱۶۷ - زمان ۹ سال)					
آماره اف - وولدریج (احتمال آماره): ۰/۰۷۴ (۰/۷۸۵۷)					
مدل (۶): مک‌نیکولز اصلاح شده با جریان‌های نقدی و ویژگی‌های آن					بخش دوم
احتمال آماره	آماره تی -	انحراف استاندارد	ضریب	نشان اختصاری	متغیر
۰/۰۰۶۰	۲/۷۸	۰/۰۳۰۲	۰/۰۸۳۹	C	عرض از مبدأ
۰/۸۷۵۰	۰/۱۶	۰/۰۲۲۴	۰/۰۰۳۵	ΔREV_{it}	تغییر در درآمدها
۰/۰۰۰۰	۵/۱۶	۰/۰۳۱۷	۰/۱۶۳۷	$rCYCLE_{it}$	چرخه نقدی عملیات
۰/۰۰۰۰	۵/۵۹	۰/۰۷۳۷	۰/۴۱۲۱	$\Delta REV_{it} \times rCYCLE_{it}$	متغیر ضریبی تغییر در درآمدها و چرخه نقدی عملیات
۰/۰۰۱۰	-۳/۳۱	۰/۰۵۹۷	-۰/۱۹۸۰	OCF_{it-1}	جریان‌های نقدی دوره قبل
۰/۱۸۹۰	۱/۳۲	۰/۰۲۰۲	۰/۰۲۶۶	OCF_{it}	جریان‌های نقدی دوره جاری
۰/۰۰۸۰	۲/۷۰	۰/۰۲۷۷	۰/۰۷۵۱	OCF_{it+1}	جریان‌های نقدی آینده
۰/۰۰۰۰	-۴/۳۶	۰/۰۶۵۳	-۰/۲۸۴۸	$\Delta OCFSC_{it}$	همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی

مدل (۶): مک‌نیکولز اصلاح شده با جریان‌های نقدی و ویژگی‌های آن					بخش دوم
احتمال آماره	آماره تی -	انحراف استاندارد	ضریب	نشان اختصاری	متغیر
۰/۰۰۰۰	-۵/۶۸	۰/۱۶۹۹	-۰/۹۶۴۶	$\Delta OCF_{it} \times \Delta OCFSC_t$	متغیر ضربی تغییر در جریان‌های نقدی و همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی
روش تخمین: روش داده‌های تلفیقی - روش آثار ثابت با کاربست کنترل مقاطع و رفع ناهمسانی پراش‌ها.					
آماره F (احتمال آماره): ۳۲/۴۹ (۰/۰۰۰۰)					
R^2 ۰/۲۳۱۶ و R^2 تعدیل شده: ۰/۲۲۷۹					
مشاهدات: ۱۵۰۳ (مقاطع: ۱۶۷ - زمان ۹ سال)					
میانگین تورم واریانس: ۱/۸۳					
آماره اف - وولدریج (احتمال آماره): ۰/۰۳۱ (۰/۸۶۰۷)					
آماره Z - وونگ (احتمال آماره): ۲/۶۴۱۸ (۰/۰۰۸۲)					

منبع: یافته پژوهشگر

آزمون فرضیه چهارم

جدول (۹) نتایج وایازش مدل‌های (۷) و (۸) با کاربست وایازش حداقل مربعات شرکت - سال (آثار تصادفی برای مدل ۷ و آثار ثابت برای مدل ۸) که با رویکرد کنترل مقاطع و رفع ناهمسانی پراش‌ها برآورد شده است را در دو بخش ارائه می‌دهد. در بخش نخست، معناداری آماره کای - دو (۴۶/۶۱) نشان‌دهنده معناداری کلی مدل (۷) است. در بخش دوم، معناداری آماره F (۳۲/۸۰) نشان‌دهنده معناداری کلی مدل (۸) است. در بخش دوم، میانگین تورم واریانس برای بررسی هم‌خطی برابر با مقدار (۲/۷۷) است که عدم هم‌خطی میان متغیرها را نشان می‌دهد. عدم معناداری آماره اف (۰/۳۷۶) آزمون وولدریج بیانگر نبود خودهمبستگی در متغیرها است. ضریب تعیین تعدیل شده در مدل (۷) برابر با (۰/۰۵۱۰) و در مدل (۸) برابر با (۰/۲۱۵۹) است. در نتایج بررسی آزمون وونگ (۱۹۸۹) معناداری آماره زد - وونگ (۳/۵۵۹۷-) بیانگر وجود اختلاف معنادار میان توان توضیح‌دهندگی و تبیین دو هر مدل است. از آنجا که علامت این آماره «منفی» است، نشان می‌دهد مدل (۸) نسبت به مدل (۷) از توان توضیح‌دهندگی بیشتری برخوردار است. این نتیجه، باعث پذیرفته شدن فرضیه چهارم پژوهش می‌شود.

جدول ۹. نتایج آزمون فرضیه چهارم

مدل (۷): استاندارد بال و شیواکومار (۲۰۰۶)					بخش نخست
احتمال آماره	آماره - تی	انحراف استاندارد	ضریب	نشان اختصاری	متغیر
۰/۰۲۱۰	۲/۳۰	۰/۰۱۲۹	۰/۰۲۹۷	C	عرض از مبدأ
۰/۰۰۰۰	۴/۷۱	۰/۰۲۱۶	۰/۱۰۲۱	ΔREV_{it}	تغییر در درآمدها
۰/۲۳۳۰	۱/۱۹	۰/۰۱۰۳	۰/۰۱۲۳	$ABNRET_{it}$	بازده غیرعادی سهام
۰/۰۷۰۰	-۱/۸۱	۰/۰۱۷۳	-۰/۰۳۱۳	$DABNRET_{it}$	متغیر مجازی ۱ برای بازه‌های منفی و ۰ برای غیرمنفی
۰/۰۱۳۰	-۲/۴۹	۰/۰۲۵۲	-۰/۰۶۲۷	$ABNRET_{it}$ * $DABNRET_{it}$	متغیر ضربی
آماره والد Chi2 (احتمال آماره): ۴۶/۶۱ (۰/۰۰۰۰)					
R^2 ۰/۰۵۳۳ و R^2 تعدیل شده: ۰/۰۵۱۰					
مشاهدات: ۱۶۷۰ (مقاطع: ۱۶۷ - زمان ۱۰ سال)					
میانگین تورم واریانس: ۱/۸۹					
آماره اف - وولدریج (احتمال آماره): ۱/۳۴۳ (۰/۲۴۸۲)					
مدل (۸): بال و شیواکومار اصلاح شده با جریان‌های نقدی و ویژگی‌های آن					بخش دوم
احتمال آماره	آماره - تی	انحراف استاندارد	ضریب	نشان اختصاری	متغیر
۰/۰۰۰۰	۳/۷۶	۰/۰۷۹۸	۰/۲۹۹۸	C	عرض از مبدأ
۰/۵۳۳۰	۰/۶۰	۰/۰۲۲۶	۰/۰۱۳۴	ΔREV_{it}	تغییر در درآمدها
۰/۱۲۴۰	۱/۵۵	۰/۰۳۰۱	۰/۰۴۶۶	$ABNRET_{it}$	بازده غیرعادی سهام
۰/۰۰۰۰	۵/۹۰	۰/۰۷۳۰	۰/۴۳۱۲	$DABNRET_{it}$	متغیر مجازی ۱ برای بازه‌های منفی
۰/۹۵۳۰	۰/۰۶	۰/۰۰۸۲	۰/۰۰۰۴	$ABNRET_{it}$ * $DABNRET_{it}$	متغیر ضربی
۰/۰۲۰۰	-۲/۳۴	۰/۰۱۳۹	-۰/۰۳۲۷	ΔOCF_{it}	تغییر در جریان‌های نقدی
۰/۰۳۷۰	-۲/۱۰	۰/۰۲۱۸	-۰/۰۴۵۹	$\Delta OCFSC_{it}$	همبستگی سریالی در تغییر جریان‌های نقدی
۰/۰۰۰۰	۵/۰۴	۰/۰۰۸۵	۰/۰۴۳۲	$\Delta OCF_{it} \times \Delta OCFSC_{it}$	متغیر ضربی
روش تخمین: روش داده‌های تابلویی - روش آثار تصادفی با کاربرد کنترل مقاطع و رفع ناهمسانی پراش‌ها.					
آماره F (احتمال آماره): ۳۲/۸۰ (۰/۰۰۰۰)					
R^2 ۰/۲۲۰۱ و R^2 تعدیل شده: ۰/۲۱۵۹					
مشاهدات: ۱۶۷۰ (مقاطع: ۱۶۷ - زمان ۱۰ سال)					
میانگین تورم واریانس: ۲/۷۷					
آماره اف - وولدریج (معناداری): ۰/۳۷۶ (۰/۵۴۰۴)					
آماره Z - وونگ (احتمال آماره): ۳/۵۵۹۷ (۰/۰۰۰۴)					

منبع: یافته پژوهشگر

گزینش مدل منتخب

جدول (۱۰) نتایج هم‌سنجی یک‌به‌یک مدل‌های پژوهش را از لحاظ توان توضیح‌دهندگی نشان می‌دهد. همان‌طور که پیش‌ازاین در آزمون فرضیه‌ها مشخص شد، مدل‌های استاندارد تعدیل شده با جریان‌های نقدی و ویژگی‌های آنها توان توضیح‌دهندگی بیشتر و معناداری نسبت به مدل‌های استاندارد خود خواهند داشت. اما با هم‌سنجی مدل‌های تعدیل شده در این پژوهش توسط آزمون وونگ (۱۹۸۹) که در جدول (۱۰) نشان داده شده است، مشخص می‌شود مدل جتر و شیواکومار اصلاح شده در این پژوهش یعنی مدل (۴) بیشترین توان توضیح‌دهندگی را به صورت معناداری در میان این مدل‌ها به خود اختصاص می‌دهد.

جدول ۱۴. نتایج آزمون بررسی بیشترین توان توضیح‌دهندگی مدل‌ها

مدل / مدل	مدل (۲)	مدل (۴)	مدل (۶)	مدل (۸)
R^2	۰/۲۱۸۰	۰/۲۷۲۳	۰/۲۳۱۶	۰/۲۲۰۱
آماره وونگ (۱۹۸۹) مدل (۲)	-	-۲/۸۳۶۸	-۱۰۳/۳۳۰۵	-۰/۶۱۷۴
(احتمال آماره)	-	(۰/۰۰۴۶)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۵۳۶۹)
آماره وونگ (۱۹۸۹) مدل (۴)	۲/۸۳۶۸	-	-۳۱/۰۱۱۷	-۲/۸۸۱۱
(احتمال آماره)	(۰/۰۰۴۶)	-	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۴۰)
آماره وونگ (۱۹۸۹) مدل (۶)	۱۰۳/۳۳۰۵	۳۱/۰۱۱۷	-	-۱۰۷/۳۰۹۶
(احتمال آماره)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	-	(۰/۰۰۰۰)
آماره وونگ (۱۹۸۹) مدل (۸)	۰/۶۱۷۴	۲/۸۸۱۱	۱۰۷/۳۰۹۶	-
(احتمال آماره)	(۰/۰۵۳۶۹)	(۰/۰۰۴۰)	(۰/۰۰۰۰)	-

منبع: یافته پژوهشگر

بحث، نتیجه‌گیری و پیشنهادها

به بیان فراگیر، پژوهش حاضر به مطالعه به بررسی نقاط ضعف و کاستی‌های موجود در مدل‌های تعهدی و درک اقلام تعهدی می‌پردازد. یافته‌های این پژوهش که با بسط مفروضات دجو و همکاران (۱۹۹۸: ۱۳۶) آغاز می‌شود و با نتایج پژوهش‌های پیشین مانند فرانکل و سان (۲۰۱۸: ۱۸۵) منطبق است مکملی برای توسعه مدل‌های تعهدی و بهبود توان توضیحی آنها است. نتایج پژوهش‌های

بسیاری (فرانکل و سان، ۲۰۱۸: ۱۸۵؛ اونز و همکاران^۱، ۲۰۱۳: ۳۲؛ بال ۲۰۱۳: ۸۵۰؛ مک‌نیکولز، ۲۰۰۰؛ ۳۴۰) نشان می‌دهند که رویکرد و روش ایستایی از فرایند تولید ارقام تعهدی به صورت همه گیر وجود ندارد. پژوهش حاضر، با تمرکز و کاوش در مفروضات بیان شده به دست دجو (۱۹۹۴)، دجو و همکاران (۱۹۹۸) و همچنین کاربست مبانی نظری پژوهش فرانکل و سان (۲۰۱۸)، مدل سازی نوین و سودمندتری برای برآورد ارقام تعهدی ارائه می‌دهد. یافته‌های این پژوهش که در قالب چهار فرضیه اصلی بیان شده‌اند نشان می‌دهند:

۱. همسان با کتابشناسی حسابداری و پیشینه پژوهش مشخص می‌شود که ارقام تعهدی سرمایه در گردش تنها به دست تغییر در درآمدها توضیح داده نمی‌شوند و یک رابطه منفی و معنادار میان تغییر در جریان‌های نقدی و ارقام تعهدی سرمایه در گردش برقرار است. هنگامی که جریان‌های نقدی از یک دوره به دوره دچار تغییر می‌شود، امکان افزایش ارقام تعهدی سرمایه در گردش کاهش می‌یابد و برعکس، در صورت کاهش جریان‌های نقدی، امکان افزایش ارقام تعهدی سرمایه در گردش بیشتر است. این نتیجه مهمی است که نشان می‌دهد که تغییر در جریان‌های نقدی می‌تواند تأثیر قابل توجهی بر روی ارقام تعهدی سرمایه در گردش داشته باشد. افزودن جریان‌های نقدی به مدل‌های تعهدی می‌تواند کمبود یک متغیر را جبران کند و کمک کند تا دیدگاهی جامع تر نسبت به وضعیت مالی یک شرکت ایجاد شود و مطابق با پیش‌بینی‌های قبلی، ارقام تعهدی می‌تواند به دست جریان‌های نقدی و با استفاده از یک رابطه منفی توضیح داده شوند. یعنی، افزایش جریان‌های نقدی می‌تواند به کاهش ارقام تعهدی منجر شود. این نکته برای مدیران شرکت‌ها بسیار مهم است، زیرا می‌تواند به آن‌ها کمک کند تا راهبردهایی را برای بهبود جریان‌های نقدی و کاهش ارقام تعهدی تدوین کنند. همچنین، به تحلیل‌گران و استفاده‌کنندگان داده‌های مالی این آگاهی را می‌دهد تا برآورد ارقام تعهدی را با کیفیت و دقت بیشتری انجام بدهند این تفسیر نشان می‌دهد که بررسی جریان‌های نقدی و مدیریت مناسب آنها می‌تواند بهبود قابل توجهی در مدیریت ارقام تعهدی سرمایه در گردش و بهبود عملکرد مالی شرکت‌ها داشته باشد.

۲. برآیند آزمون فرضیه‌ها نشان می‌دهد که بین ویژگی‌های جریان‌های نقدی (زمان‌بندی و تطابق) که در قالب همبستگی سریالی تغییر در جریان‌های نقدی وارد مدل‌ها شده‌اند و اقلام تعهدی سرمایه در گردش یک رابطه منفی و معنادار وجود دارد. این همبستگی منفی را می‌توان به هدف اقلام تعهدی در هموارسازی نوسان‌های جریان‌های نقدی نسبت داد. از سوی دیگر رابطه منفی و معنادار میان تغییر در جریان‌های نقدی و اقلام تعهدی سرمایه در گردش به صورت معناداری توسط همبستگی سریالی تغییر در جریان‌های نقدی تقویت می‌شود.

۳. در پژوهش حاضر به منظور 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 بعد زمان نیاز ندارد.

۴. هم‌سنجی میان مدل‌های اصلاح شده در این پژوهش به صورت معناداری بیشتری توان توضیح‌دهندگی در میان مدل‌ها را برای مدل جتر و شیواکومار اصلاح شده نشان می‌دهد. 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 پژوهش با محدودیت‌های در پیوند بوده است که به گزیده‌ای از آن اشاره می‌شود. استنباط دچو و همکاران (۱۹۹۸) برای کاستن پیچیدگی روابط، از در نظر گرفتن متغیرهایی به غیر از تکانه‌های فروش دوره قبلی و جاری (تغییر در درآمدها) برای پیش‌بینی فروش آینده چشم‌پوشی می‌کند؛ بنابراین، مدل‌های تجربی بر پایه این نظریه می‌توانند اقلام تعهدی را نادرست سنجش کنند اگرچه که با برآزش درست مدل‌ها فرایند برآورد عامل‌ها دقیق انجام بشود. شرایط اقتصادی کشور ایران در دهه گذشته تحت تأثیر 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 به درستی قابل بررسی نباشد؛ برای نمونه آثار تورمی تغییر در روندهایی مانند نرخ‌های رشد یا تغییر در متغیرها را بسیار تحت تأثیر قرار می‌دهد. همچنین؛ به منظور توسعه و بهبود کاستی‌های ممکن، پیشنهادهایی برای پژوهش‌های آینده به شرح زیر بیان می‌شود:

۱. کاربرد 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 و مدل‌های غیرخطی 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. با توجه به 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.
۴. 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.

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): ۸۳-۱۰۰.
- بذرافشان، آمنه و مرجان محمودی. (۱۴۰۱). بررسی اثر سرریزی ورشکستگی بر کیفیت گزارشگری مالی. *حسابداری و منافع اجتماعی*. ۱۲ (۴): ۸۶-۵۷.
- داداش زاده، قادر. (۱۳۹۹). ارتباط بین روابط سیاسی و پدیده مدیریت مصنوعی و واقعی سود. *حسابداری و منافع اجتماعی*. ۱۰ (۳): ۶۶-۳۱.

References

- Aflatooni, A; (2016). Statistical Analysis in Accounting and Finance Using Stata. Termeh Publications: Tehran. (In Persian)
- Babajani, J; and M. Azimi. (2012). The Effect of Accruals Reliability on Return on Stock. *Financial Accounting Research* 2 (12): 83-100. (In Persian)
- Ball, R; and L. Shivakumar. (2006). The role of accruals in asymmetrically timely gain and loss recognition. *Journal of Accounting Research* 44 (2): 207-242.
- 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.
- Bushman, R. M; Lerman, A; & Zhang, X. F. (2016). The changing landscape of accrual accounting. *Journal of Accounting Research* 54(1), 41-78.
- Bazrafshan, A; and M. Mahmoudi. (2022). The Effect of Bankruptcy Spillover on Financial Reporting Quality. *Accounting and Social Interests* 12 (4): 57-86. (In Persian).
- Castillo M. (2010). The uncertainty of science and the science of uncertainty. *AJNR. American journal of neuroradiology*, 31(10), 1767-1768. <https://doi.org/10.3174/ajnr.A2106>.
- Dadashzadeh, G. (2020). The Relationship between Political Connections and Real and Artificial Earnings Management. *Accounting and Social Interests* 10 (3): 31-66. (In Persian).
- DeAngelo, L. E. (1986). Accounting numbers as market valuation substitutes: A study of management buyouts of public stockholders. *Accounting review*, 400-420.

- Dechow, P. M; & Dichev, I. D. (2002). The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *The accounting review* 77(s-1), 35-59.
- 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; Sloan, R. G; & Sweeney, A. P. (1995). Detecting earnings management. *Accounting review*, 193-225.
- Dechow, P. M; Kothari, S. P; & Watts, R. L. (1998). The relation between earnings and cash flows. *Journal of accounting and Economics* 25(2), 133-168.
- Dechow, P. M; Richardson, S. A; & Tuna, I. (2003). Why are earnings kinky? An examination of the earnings management explanation. *Review of accounting studies*, 8, 355-384.
- Dechow, P; Ge, W; & Schrand, C. (2010). Understanding earnings quality: A review of the proxies, their determinants and their consequences. *Journal of accounting and economics*, 50(2-3), 344-401.
- Dechow, P. M; Larson; C. R; & Resutek, R. J. (2021). The effect of accrual heterogeneity on accrual quality inferences. *The Accounting Review* 96 (5): 152-215.
- Dechow, P. M; Larson, C. R; & Resutek, R. J. (2022). The effect of accrual heterogeneity on accrual quality inferences. *The Accounting Review*, 97(5), 245-273.
- Fadakar, M; FaghaniMakrani. K; and Ali Zabihi (2019). Explaining a model for Earnings management in bankrupt companies and comparing it with the modified Jones model. *Quarterly Financial Accounting* 11 (43): 153-176. (In Persian)
- Feizolahi, S; and M. Lashkarizad. (2021). Overvaluation of the company and abnormal items of profit with emphasis on state ownership. *Financial Accounting Research*.14 (3): 1-26. (In Persian)
- 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 Accounting Concepts NO. 8: *Conceptual Framework for Financial Reporting*. Stamford, Ct.
- Specialized Research Center for Accounting and Auditing (2014). Theoretical foundations of accounting and financial reporting (Publication 113 of Auditing Organization). Tehran: Publications of Audit Organization. (In Persian)
- Foroughi, D; and Z. Heidari. (2022). the effect of the quality of accruals on the volatility of stock returns. *The Financial Accounting and Auditing Researches*.13 (49): 31-51. (In Persian)

- Frankel, R. M; & Sun, Y. (2018). Predicting accruals based on cash-flow properties. *The Accounting Review* 93 (5): 165–186.
- Friedman, Milton. 1953 (1966). The Methodology of Positive Economics. In *Essays In Positive Economics*, pp. 3_16, 30_43. University of Chicago Press: Chicago.
- Ghorbani, A. (2019). Implications of the non-linear piecewise model of normal accruals. *Quarterly Financial Accounting*. 11 (42): 75–99. (In Persian).
- Gravetter, F. J; Wallnau, L. B; Forzano, L. A. B; & Witnauer, J. E. (2020). Essentials of statistics for the behavioral sciences. *Cengage Learning*.
- Healy, P. M. (1985). The effect of bonus schemes on accounting decisions. *Journal of Accounting and Economics* 7 (3): 85–107.
- Hosseini, E; Hashemi. A; and Hadi Amiri (2021). The Effect of Firm Sales Decline on Conservatism Based on the Asymmetric Timeliness of Accruals. *Journal of Accounting Knowledge* 12 (4): 1–21. (In Persian).
- Hosseinafshari, M; Dastgir. M; and Shokrolah Khajavi (2020). Examining the Performance of Accruals Trading Strategy. *Journal of Financial Management Strategy* 8 (3): 21–41. (In Persian).
- Jones, J. J. (1991). Earnings management during import relief investigations. *Journal of accounting research* 29(2), 193-228.
- Jeter, D. C; & Shivakumar, L. (1999). Cross-sectional estimation of abnormal accruals using quarterly and annual data: Effectiveness in detecting event-specific earnings management. *Accounting and Business Research*, 29(4), 299-319.
- Khaki, Gholamreza. Research Methodology with the approach to the dissertation. Baztab Publications. Tehran. 1384. (In Persian)
- Kuhn, T. S. (1962). Historical Structure of Scientific Discovery: To the historian discovery is seldom a unit event attributable to some particular man, time, and place. *Science*, 136(3518), 760-764.
- McNichols, M. F. (2002). Discussion of the quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *The accounting review* 77(s-1), 61-69.
- McNichols, M.F. (2000). Research design issues in earnings management studies. *Journal of Accounting and Public Policy* 19 (4): 313–345.
- Nikbakht, M; Ghasemi. A; and Mohammad Imani Barandagh (2020). The effect of management profit forecasting error on the stability of cash and accrual components of profit and stock overvaluation. *The Financial Accounting and Auditing Researches*. 12 (46): 1–26. (In Persian).
- Orwell, G. (1945). *Animal Farm* (Bridge Series adaptation. Glossary prepared by RS Durham).

- Owens, E. L; Wu, J. S; & Zimmerman, J. L. (2013). Business model shocks and abnormal accrual models (*SSRN Scholarly Paper No. ID 2365304*). Rochester, NY: Social Science Research Network.
- Sadeghi, M; Dastgir, M; and Hadi Amiri (2018). Investigating investors' focus on the sustainability of accruals and cash flows in years of loss reporting. *Quarterly Financial Accounting* 37 (10): 1–21. (In Persian).
- Yadegari, S; Hashemi, A; and Hadi Amiri (2020). The effect of news related to the announcement of Earnings and momentum on the correction of abnormality of accruals. *The Financial Accounting and Auditing Researches* 12 (47): 117–138. (In Persian).

COPYRIGHTS



This is an open access article under the CC-BY 4.0 license.