Financial Accounting Research

Financial Accounting Research
E-ISSN: 2322-3405
Vol. 16, Issue 3, No.61, 2024, P:89- 114
Received: 28.04.2025 Accepted: 27.05.2025

Exploring Reversible and Renewable Dynamics in the Time Series Structure of Accruals

Amin Rostami*: Assistant Professor, Faculty of Administrative Sciences and Economics, Department of Accounting, University of Isfahan, Isfahan, Iran
a.rostami@ase.ui.ac.ir

Arash Ghorbani: Assistant Professor, Department of Accounting, Boj.C., Islamic Azad University, Bojnourd, Iran
arash.ghorbani@iau.ac.ir

Abstract
This paper examines the time series characteristics of accruals, focusing on their creation processes and the speed of their reversal. The main hypothesis suggests that shocks to working capital accruals, regardless of their origin, tend to reverse over time, though new shocks follow some. A first-order moving average model is employed to predict short-term accrual behavior and capture the reversible nature of these shocks. To test hypotheses, annual data from 200 non-financial companies listed on the Tehran Stock Exchange from 2007 to 2023 were used. The findings indicate that shocks to working capital accruals generally reverse in the next period, although the reversal speed varies. Sales growth shocks tend to reverse quickly and are replaced by new shocks, while working capital fluctuations stabilize more slowly, often taking longer than one period for complete reversal. Notably, in most sampled companies, accrual estimation errors are fully and immediately reversed in the following period. This research underscores the importance of prior estimation errors as a valuable source of information for improving accrual forecasting accuracy.

Keywords: Working Capital Accruals, Short-Term Accruals, Reversal Process, Accrual Estimation Errors.

Introduction

Accruals are crucial components in accounting that have garnered significant attention due to their impact on financial reporting. One of their primary functions is to mitigate noises associated with the timing of cash flows, thereby allowing accounting profit to serve as a measure that reflects a more stable economic reality. Consequently, a deeper examination of the characteristics and functions of accruals can enhance our understanding of how they are generated and their interplay

* Corresponding author

10.22108/FAR.2025.145063.2124

with cash flows. This article focuses on the time series characteristics of accruals, aiming to explore the processes involved in their creation and the speed at which these accruals tend to reverse. The core hypothesis of this research posits that all shocks to working capital accruals—irrespective of their source—tend to reverse over time. Nonetheless, certain accrual shocks are supplanted by new shocks. The study identifies several sources of accrual shocks, including fluctuations in sales, variations in working capital management policies, and errors in accrual estimation.

Methods & Material

To analyze these phenomena, the research proposes a first-order moving average model to predict the behavior of short-term accruals, capturing the reversible nature of accrual shocks. The analysis utilizes annual data from non-financial companies listed on the Tehran Stock Exchange over 17 years, spanning from 2007 to 2023. Utilizing the balance sheet method, short-term accruals linked to working capital are calculated, and the moving average model is applied to time series data for each company in a final sample containing at least ten consecutive observations.

Finding

The study reveals that, on average, shocks to working capital accruals exhibit a tendency to reverse in the subsequent period. However, the speed of this reversal varies. While sales growth shocks tend to reverse and are continuously replaced by new shocks, fluctuations in working capital take longer to stabilize, often exceeding one period for complete reversal. Interestingly, in the majority of the sampled companies, the accrual estimation errors from one period are fully and immediately reversed in the following period.

Conclusion

The findings indicate that current-period accruals are influenced by the reversal of prior-period accrual estimation errors. This highlights a critical insight: neglecting this random reversing component can lead to inaccuracies in predicting expected accruals for the current period. Thus, the previous period's accrual estimation error emerges as valuable supplemental information regarding the anticipated accruals for the current period, complementing data related to sales shocks and working capital fluctuations. In summary, this research deepens our understanding of accrual behavior, emphasizing the significance of prior estimation errors as an independent source of information that can enhance the accuracy of accrual forecasting. This finding aligns with the results reported by Bloomfield et al. (2017). Furthermore, the empirical evidence from the study supports the theoretical prediction posited by Dechow et al. (1998), which asserts that working capital accruals approximate white noise. The findings confirm the coexistence of a sustainable process—characterized by a positive serial correlation linked to sales growth—and a reversing process—marked by a negative serial correlation associated with temporary working capital fluctuations. These processes largely offset each other on average. In this regard, the results are consistent with the conclusions of Allen et al. (2013). However, unlike the aforementioned study, the current findings provide stronger empirical evidence for the negative serial correlation of accruals attributable to estimation errors in accrual measurements.

پژوهش‌های حسابداری مالی
سال شانزدهم، شماره سوم، پیاپی (٦١)، ١٤٠٣، ص: ١١٤-٨٩
تاریخ وصول: ١٤٠٤/٠٢/٠٨ تاریخ پذیرش:١٤٠٤/٠٣/٠٦

شناسایی فرایندهای معکوس‌شونده و تجدیدشونده در ساختار سری زمانی اقلام تعهدی

امین رستمی* : استادیار، دانشکدهٔ علوم اداری و اقتصاد، گروه حسابداری، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران.
a.rostami@ase.ui.ac.ir

آرش قربانی : استادیار، گروه حسابداری، واحد بجنورد، دانشگاه آزاد اسلامی، بجنورد، ایران.
arash.ghorbani@iau.ac.ir

چکیده

در پژوهش حاضر، ساختار سری زمانی اقلام تعهدی بررسی شده است. فرض اصلی پژوهش این است که شوک‌های اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش، صرف نظر از منبع، در طول زمان معکوس می‌شوند، با این حال، برخی شوک‌ها با شوک‌های جدیدی جایگزین می‌شوند. بنابراین، این پژوهش یک فرایند میانگین متحرک مرتبهٔ اول را برای تبیین و مدل‌سازی شوک‌های معکوس‌شوندهٔ اقلام تعهدی پیشنهاد می‌کند. به منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش، داده‌های سالانهٔ ٢٠٠ شرکت غیرمالی پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دورهٔ زمانی از سال ١٣٨٦ تا سال ١٤٠٢ استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد به طور میانگین، شوک‌های اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش تمایل به معکوس‌شدن در دورهٔ بعد دارند، اما سرعت این معکوس‌شدن یکسان نیست؛ شوک‌های مرتبط با رشد فروش گرچه معکوس می‌شوند، همواره با شوک‌های جدید جایگزین می‌شوند، در حالی که معکوس‌شدن شوک‌های مرتبط با نوسان‌های سرمایهٔ در گردش بیشتر به طول می‌انجامند. همچنین، در بیشتر شرکت‌ها، خطای برآورد اقلام تعهدی بلافاصله در دورهٔ بعد معکوس می‌شود و این خطا منبع اطلاعاتی جدیدی برای اقلام تعهدی مورد انتظار فراهم می‌آورد.

واژه‌های کلیدی: اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش، اقلام تعهدی کوتاه‌مدت، معکوس‌شدن، خطای برآورد اقلام تعهدی.

* نویسنده مسئول

10.22108/FAR.2025.145063.2124

مقدمه

اقلام تعهدی در قلب حسابداری هستند و از این نظر، ویژگی‌ها و کارکردهای آنها در مطالعات حسابداری مورد توجه بوده است (Dichev & Owens, 2024). فرایندهای ایجاد اقلام تعهدی، ویژگی‌های مشخصی را به سری زمانی آن می‌بخشد. مطالعه در خصوص این فرایندها به پیش‌بینی بهتر رفتار اقلام تعهدی کمک می‌کند. در حالی که برخی از مطالعات حسابداری داخلی (برای مثال، کردستانی و لطفی، ۱۳۹۰) برخی از پیامدهای اخلال ناشی از برآوردهای حسابداری را مورد بررسی قرار داده‌اند، شواهد تجربی اندکی در خصوص ویژگی‌های سری زمانی اقلام تعهدی در مطالعات داخلی وجود دارد.

یک مطالعه مهم در خصوص ویژگی‌های سری زمانی اقلام تعهدی توسط دیچاو و همکاران (1998) انجام شده است (Dechow et al., 1998). در این مطالعه، مانند مطالعهٔ جونز (1991)، یک رابطهٔ جبری بین اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش و فروش فرض می‌شود (Jones, 1991). با فرض آنکه فروش از یک روند گام تصادفی تبعیت می‌کند، این مطالعه نتیجه می‌گیرد سری زمانی اقلام تعهدی از یک فرایند نوفه سفید، با میانگین صفر، تبعیت می‌کند. شواهد تجربی جونز و برخی از پژوهش‌های دیگر مانند دیچاو و همکاران (2012) از این پیش‌بینی حمایت می‌کند (Dechow et al., 2012). نتیجهٔ دیگر این است که شوک‌های فروش تنها منبع عدم قطعیت در سری زمانی اقلام تعهدی هستند. با وجود این، از آنجا که اقلام تعهدی، به دلیل ماهیت آنها، در دوره-های بعد معکوس می‌شوند، باید یک فرایند پایدار و تجدیدشونده نیز در سری زمانی اقلام تعهدی وجود داشته باشد تا نوفه سفید بودن آنها را توضیح دهید. بر این اساس، آلن و همکاران (2013)، دو فرایند متمایز را در سری زمانی اقلام تعهدی کوتاه‌مدت (یعنی اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش) شناسایی می‌کنند: اقلام تعهدی عادی پایدار مرتبط با رشد فروش که دارای همبستگی سریالی مثبت هستند و اقلام تعهدی معکوس‌شوندهٔ مرتبط با نوسان‌های موقت سرمایهٔ در گردش که دارای همبستگی سریالی منفی هستند (Allen et al., 2013). مطابق آلن و همکاران، اثر خنثی‌کنندهٔ این دو فرایند پایدار و معکوس‌شونده باعث می‌شود تا سری زمانی اقلام تعهدی از یک فرایند نوفه سفید پیروی کند. همچنین آنها، به پیروی از دیچاو و دیچف (2002)، جزئی از اقلام تعهدی را که در نتیجهٔ فرایندهایی غیر از رشد فروش یا نوسان‌های سرمایهٔ در گردش ایجاد می‌شود، به عنوان خطای برآورد اقلام تعهدی تعریف می‌کنند (Dechow & Dichev, 2002). خطای برآورد اقلام تعهدی زمانی ایجاد می‌شود که اقلام تعهدی میزان جریان‌های نقدی متناظر را با خطا پیش‌بینی می‌کنند. برای مثال، هنگامی که یک فروش نسیه رخ می‌دهد، حساب‌های دریافتنی به منظور پیش‌بینی جریان‌های نقدی آتی مرتبط با آن افزایش می‌یابد. این پیش‌بینی ممکن است به دلایل غیرعامدانه مانند طولانی‌بودن چرخهٔ عملیات یا پیچیدگی صنعت (Dechow & Dichev, 2002)، یا دلایل عامدانه مانند دستکاری سود دارای خطا باشد. از این منظر، خطای برآورد اقلام تعهدی در واقع هزینه‌ای است که سیستم حسابداری تعهدی برای کسب منفعت ناشی از اندازه‌گیری بهتر عملکرد در قالب سود تعهدی متحمل می‌شود (Nikolaev, 2018).

با توجه به توضیحات بالا، هدف اصلی پژوهش حاضر این است که نشان دهد سری زمانی اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش علاوه بر فرایند پایدار مرتبط با رشد فروش و فرایند معکوس‌شوندهٔ مرتبط با نوسان‌های سرمایهٔ در گردش، شامل یک جزء خطای برآورد اقلام تعهدی دورهٔ قبل است که بلافاصله در دورهٔ جاری معکوس می‌شود. منظورکردن این جزء تصادفی معکوس‌شوندهٔ دورهٔ قبل در پیش‌بینی اقلام تعهدی دورهٔ جاری به تبیین یک مدل تصادفی اقلام تعهدی منجر می‌شود. این مدل تصادفی بر اساس این استنباط پیشنهاد می‌شود که اقلام تعهدی مورد انتظار به طور کامل توسط متغیرهایی مانند تغییر فروش و غیره تبیین نمی‌شوند و دارای یک جزء تصادفی مربوط به شوک‌های ناشی از خطای برآورد اقلام تعهدی دورهٔ گذشته هستند. همچنان که بلومفیلد و همکاران (2017) نشان می‌دهند از منظر آماری، این جزء تصادفی معکوس‌شونده باعث می‌شود سری زمانی اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش به صورت یک سری زمانی میانگین متحرک تعریف شود (Bloomfield et al., 2017). بر این اساس، پژوهش حاضر شواهدی ارائه می‌دهد که آیا سری زمانی اقلام تعهدی از یک فرایند میانگین متحرک مرتبهٔ اول تبعیت می‌کند یا خیر. شواهد یادشده می‌تواند به این پرسش پاسخ دهد که آیا این شوک‌های ناشی از خطای برآورد اقلام تعهدی دورهٔ قبل دارای اطلاعات جدید و اضافی در خصوص اقلام تعهدی دورهٔ جاری هستند یا خیر. ضرورت این بررسی را می‌توان به یافته‌های دی مورا و همکاران (2024) مرتبط کرد که تصریح نادرست مدل‌های تعهدی به واسطهٔ عدم کنترل کافی برای خطای حسابداری را نشان می دهند (De Moura et al., 2024). شواهد این پژوهش همچنین درجهٔ معکوس‌شدن خطای برآورد اقلام تعهدی در دورهٔ بعد را بررسی می‌کند و سرعت معکوس‌شدن آن را با سرعت معکوس‌شدن فرایندهای دیگر اقلام تعهدی مقایسه می‌کند. سرعت معکوس‌شدن اقلام تعهدی به دوام اقلام تعهدی بستگی دارد که مطابق دیچو و اوونز (2024) برابر با فاصلهٔ زمانی بین اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی مرتبط با آنها است (Dichev & Owens, 2024).

پژوهش حاضر بر این اصل استوار است که یک ویژگی کلی اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش، صرف‌نظر از اینکه در نتیجهٔ چه فرایندی ایجاد شده باشند، این است که در دوره یا دوره‌های بعد، به واسطهٔ تبدیل‌شدن به جریان‌های نقدی یا حذف‌شدن، معکوس می‌شوند (Bloomfield et al., 2017; Dechow Baber et al., 2011; et al., 2012). اقلام تعهدی مرتبط با نوسان‌های موقت سرمایهٔ در گردش در دوره‌های بعد معکوس می‌شوند. برای مثال، اگر در یک دوره به دلیل مقتضیات عرضه و تقاضا میزان فروش‌های نسیه به دلیل تغییر سیاست فروش‌های اعتباری افزایش یابد، اقلام تعهدی مرتبط با آن در دوره یا دوره‌های بعد با وصول مطالبات معکوس می‌شوند. با وجود این، اقلام تعهدی پایدار مرتبط با رشد فروش، با وجود معکوس‌شدن در دوره یا دوره‌های بعد، به طور مستمر با اقلام تعهدی مشابهی جایگزین می‌شوند (DeFond & Park, 2001Allen et al., 2013;). برای مثال، هنگامی که ماندهٔ موجودی‌های دورهٔ قبل در دورهٔ جاری به فروش می‌رسد (و از این لحاظ، اقلام تعهدی مرتبط با آنها معکوس می‌شوند)، به منظور حفظ سطح عملیات مجدداً توسط موجودی‌های دیگری جایگزین می‌شوند. این ویژگی تجدیدشوندگی باعث پایداری اقلام تعهدی مربوط به رشد فروش می‌شود. خطای برآورد اقلام تعهدی نیز انتظار می‌رود در دوره یا دوره‌های بعد به دلیل تبدیل‌شدن به وجه نقد یا

حذف‌شدن معکوس شود. برای مثال، اگر در یک دوره میزان حساب‌های دریافتنی به شکلی بسیار محافظه‌کارانه پیش‌بینی شود (یعنی ذخیرهٔ زیادی برای مطالبات مشکوک‌الوصول منظور شده باشد)، میزان جریان‌های نقدی مربوط در دورهٔ بعد بیشتر از میزان مطالبات شناسایی‌شده خواهد بود. این خطا به هر روی در دوره یا دوره‌های بعد با وصول جریان‌های نقدی مربوط معکوس می‌شود. به همین ترتیب، اگر ذخیرهٔ مطالبات مشکوک‌الوصول پایان دوره کافی نباشد، جریان‌های نقدی وصولی مربوط در دوره یا دوره‌های بعد کمتر از مطالباتِ شناسایی‌شده خواهند بود. در این حالت، انتظار می‌رود خطای موجود در مطالبات، در دوره یا دوره‌های بعد و به دلیل سوخت مطالبات، حذف و معکوس شود. با توجه به اینکه در روش ترازنامه‌ای، اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش برابر هستند با تفاوت سرمایهٔ در گردش غیرنقدی پایان دوره و ابتدای دوره، اقلام تعهدی هر دوره شامل خطای برآورد اقلام تعهدی دورهٔ جاری منهای خطای برآورد اقلام تعهدی دورهٔ قبل هستند (با این فرض که تمام یا بخشی از خطای برآورد اقلام تعهدی دورهٔ قبل در دورهٔ جاری معکوس شود). از آنجا که اقلام تعهدی دورهٔ جاری به دلیل معکوس‌شدن خطای برآورد اقلام تعهدی دورهٔ قبل تحت تاثیر قرار می‌گیرند، عدم کنترل این جزء تصادفی معکوس‌شونده باعث ایجاد خطا در برآورد اقلام تعهدی مورد انتظار دورهٔ جاری می‌شود. این امر نشان می‌دهد خطای برآورد اقلام تعهدی دورهٔ قبل اطلاعاتی اضافی را در خصوص اقلام تعهدی عادی دورهٔ جاری فراهم می‌آورد که توسط شوک‌های فروش و نوسان‌های موقت سرمایهٔ در گردش ارائه نمی‌شود.

پژوهش حاضر افزوده‌هایی برای ادبیات دارد. این پژوهش، به لحاظ نظری، ساختار سری زمانی اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش و دلایل اقتصادی که در ایجاد ویژگی‌های این ساختار مؤثر هستند را مورد بحث و واکاوی قرار می‌دهد. همچنین، درجهٔ معکوس‌شدن فرایندهای اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش در دورهٔ بعد را بررسی می‌کند. از این نظر، این مطالعه یک گام از پژوهش آلن و همکاران (2013)، که صرفاً همبستگی سریالی فرایندهای اقلام تعهدی را بررسی می‌کند، فراتر می‌رود. پژوهش حاضر همچنین از این نظر از پژوهش آلن و همکاران (2013) متمایز است که خطای برآورد اقلام تعهدی دورهٔ قبل را نیز به عنوان یک منبع اطلاعاتی جدید در تبیین اقلام تعهدی دورهٔ جاری لحاظ می‌کند (Allen et al., 2013).

مبانی نظری، پیشینه و فرضیه‌های پژوهش

مروری بر مفاهیم و ادبیات بحث

اقلام تعهدی حسابداری در نتیجهٔ فرایندهایی مشخصی تولید می‌شوند. دیچاو و همکاران (2022) نشان می‌دهند ویژگی‌های اقلام تعهدی ناشی از فعالیت‌های تجاری اندازه‌گیری‌شده و تکرار فعالیت هستند و ناهمگونی اقلام تعهدی باعث اختلال در اندازه‌گیری کیفیت سود می‌شود (Dechow et al., 2022). آنها به این نکته توجه کردند که عدم کنترل تکرارشوندگی یا یکبارگی اقلام تعهدی (برای مثال، اقلام تعهدی مربوط به استهلاک صرف بدهی که به صورت تدریجی و مکرر هستند و اقلام تعهدی یکبارهٔ مرتبط با کاهش ارزش دارایی) منجر به خطا در تخمین کیفیت سود حسابداری می‌شود. در ادبیات حسابداری، یک همبستگی منفی بین اقلام تعهدی سرمایهٔ در

گردش و جریان‌های نقدی مورد انتظار وجود دارد که به عنوان معیاری برای کیفیت سود استفاده می‌شود (ایزدی‌نیا و همکاران، ۱۳۹۱). به بیان دیگر، در غیاب خطای برآورد اقلام تعهدی، انتظار می‌رود یک همبستگی کامل منفی بین این دو متغیر وجود داشته باشد. با وجود این، او و پنمن (2024) نشان می‌دهند درک نادرست از فرایندهای اقلام تعهدی در مطالعات حسابداری به مشاهدهٔ یک همبستگی کاذب منفی بین اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش و جریان‌های نقدی می‌انجامد که با کیفیت سود حسابداری بالاتر اشتباه گرفته می‌شود (Oh & Penman, 2024). بر این اساس، شناخت ویژگی‌های سری زمانی اقلام تعهدی می‌تواند به درک بهتری از فرایندهای آن، از جمله ارتباط آن با جریان‌های نقدی، کمک کند.

جونز (1991) یکی از پیشگامان در مدل‌سازی رفتار اقلام تعهدی است. در مدل تعهدی جونز (1991)، فرض می‌شود اگر سیاست مدیریت سرمایهٔ در گردش ثابت بماند، رشد فروش باعث رشد اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش می‌شود (Jones, 1991). مدل دیچاو و دیچف (2002) این فرض ثابت‌بودن سیاست مدیریت سرمایهٔ در گردش را کنار می‌گذارد (Dechow & Dichev, 2002). در صورتی که سیاست مدیریت سرمایهٔ در گردش به دلیل جذب شوک‌های عرضه و تقاضا متغیر باشد، نوسان‌های سرمایهٔ در گردش نمی‌توانند بر اساس شوک‌های فروش تبیین شوند (Ball, 2013). در نتیجه، دیچاو و دیچف (2002)، بر اساس نقش اقلام تعهدی در کاهش اخلال جریان‌های نقدی عملیاتی، که به‌تفصیل توسط دیچاو (1994) مطالعه شده است، اقلام تعهدی را مدل‌سازی می‌کنند. در مدل آنها، اقلام تعهدی تابعی از جریان‌های نقدی عملیاتی هستند. منطق به‌کارگرفته‌شده در استفاده از جریان‌های نقدی عملیاتی به عنوان متغیر کنترل‌کنندهٔ سطح اقلام تعهدی مورد انتظار، متأثر از نقش اقلام تعهدی در کاهش اخلال عملکرد مالی است. هنگامی که دریافت یا پرداخت وجوه نقد بعد یا قبل از شناسایی درآمدها و هزینه‌های مربوط رخ می‌دهد، اقلام تعهدی به منظور پیش‌بینی میزان وجوهی که باید در آینده دریافت یا پرداخت شوند، ایجاد می‌شوند. بر این اساس، اقلام تعهدی تابعی از جریان‌های نقدی مربوط به علاوهٔ خطای پیش‌بینی این جریان‌های نقدی هستند. شواهد تجربی دیچاو و دیچف (2002) نشان می‌دهد هرچه چرخهٔ عملیات طولانی‌تر یا پیچیدگی صنعت بیشتر باشد، خطای برآورد اقلام تعهدی افزایش می‌یابد (در مطالعات، داخلی نوروش و همکاران (۱۳۸۵) در این باره پژوهش کرده‌اند، اگرچه شواهد مشابهی ارائه نمی‌دهند). تفاوت رویکرد دیچاو و دیچف (2002) در مقایسه با جونز (1991)، در فرمول‌بندی اقلام تعهدی بر اساس تلاطم‌های سرمایهٔ در گردش است تا تغییرات مقیاس عملیات (که توسط معیار رشد فروش اندازه‌گیری می‌شود).

همچنان که اشاره شد، دیچاو (1994) و دیچاو و دیچف (2002) به نقش اقلام تعهدی در کاهش اخلال جریان‌های نقدی عملیاتی توجه می‌کنند (Dechow & Dichev, 2002Dechow, 1994;). مروری بر اینکه اقلام تعهدی چگونه این نقش را ایفا می‌کند به شناسایی بهتر فرایندهای ایجاد اقلام تعهدی کمک می‌کند. هنگامی که عملیات خاتمه می‌یابد، کلیهٔ موجودی‌ها به فروش می‌رسند، مطالبات وصول و حساب‌های پرداختنی و بدهی‌ها تصفیه می‌شوند. در این حالت، معیار مطلق عملکرد برابر است با خالص جریان‌های نقدی حاصل از عملیات. با

وجود این، به دلیل عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیریت و سایر نمایندگان مشارکت‌کننده در واحد تجاری، برای یک معیار عملکرد مالی، که در فواصل زمانی کوتاه‌مدت نتایج عملیات را بیان کند، تقاضا وجود دارد. مطابق دیچاو (1994)، جریان‌های نقدی می‌توانند یک معیار مطلق عملکرد باشند، مشروط بر آنکه عملیات خاتمه یافته باشد (Dechow, 1994). با این حال، هنگامی که عملیات در جریان است و تقاضا برای اندازه‌گیری عملکرد در فواصل زمانی کوتاه‌مدت وجود دارد، جریان‌های نقدی نمی‌توانند معیاری مناسب برای عملکرد باشند. جریان‌های نقدی عملیاتی، به دلیل نوسانات سرمایهٔ در گردش که از تصمیم‌های عملیاتی ناشی می‌شوند، با مشکل زمان‌بندی و تطابق مواجه می‌شوند و از این رو دارای اخلال هستند. بر این اساس، مهم‌ترین وظیفه اقلام تعهدی ایجاد تغییر و اصلاح در زمان شناسایی جریان‌های نقدی در سود در طی زمان است (Dechow, 1994 ; Dechow & Dichev, 2002). برای مثال، اگر فروش یک شرکت تازه‌تأسیس در سال اول (شروع عملیات) و سال دوم (خاتمه عملیات) برابر ۱۰۰ ریال، و به منظور سهولت، هزینه در هر دو سال صفر باشد، از منظر حسابداری تعهدی، صرف‌نظر از اینکه جریان‌های نقدی ناشی از فروش در چه دوره‌ای وصول شوند، سود هر دو سال یکسان و برابر ۱۰۰ ریال است. حال اگر کل فروش در سال اول و دوم به‌ترتیب نسیه و نقدی باشد، با فرض آنکه مطالبات در سال بعد به طور کامل وصول شوند، جریان‌های نقدی عملیاتی در سال اول و دوم به‌ترتیب صفر و ۲۰۰ ریال است. به همین ترتیب، اقلام تعهدی در سال اول و دوم به‌ترتیب ۱۰۰+ و ۱۰۰– است. همچنانکه این مثال نشان می‌دهد، جریان‌های نقدی عملیاتی، برخلاف سود تعهدی، به نوسان‌های سرمایهٔ در گردش حساس و از این رو، در کوتاه‌مدت دارای اخلال هستند. این اخلال مستقل از عملکرد واقعی سالانهٔ شرکت است و از این رو، جریان‌های نقدی عملیاتی، در فواصل زمانی کوتاه‌مدت، به دلیل کاستی‌های ذاتی، نمی‌توانند به عنوان معیاری برای قراردادبستن بین نمایندگان مختلف واحد تجاری استفاده شوند (Ball & Dechow, 1994Shivakumar, 2005 ;). با وجود این، میانگین جریان‌های نقدی عملیاتی دورهٔ دوسالهٔ عملیات برابر عملکرد حقیقی شرکت و میانگین اقلام تعهدی طی دورهٔ عملیات برابر صفر است. به بیان دیگر، در درازمدت (یا خاتمهٔ عملیات)، جریان‌های نقدی عملیاتی به سمت عملکرد حقیقی شرکت میل می‌کنند. همچنانکه مثال بالا نشان می‌دهد، اقلام تعهدی به دلیل آنکه اخلال جریان‌های نقدی عملیاتی را اصلاح و جذب می‌کنند، ناپایدار هستند. شوک‌های اقلام تعهدی با تبدیل‌شدن به جریان‌های نقدی در دوره یا دوره‌های بعد معکوس می‌شوند. در مثال یادشده، اقلام تعهدی سال اول به طور کامل در سال دوم معکوس و به جریان‌های نقدی بدل می‌شوند. از این منظر، اقلام تعهدی یک نقش برآوردکننده از جریان‌های نقدی عملیاتی آتی را به عهده دارند (Dechow & Dichev, 2002). در صورتی که برآورد اقلام تعهدی از جریان‌های نقدی عملیاتی آتی دارای خطا باشد، آنگاه بخشی از شوک‌های اقلام تعهدی توسط جریان‌های نقدی عملیاتی قابل پیش‌بینی نخواهد بود. برای مثال، اگر در سال دوم فقط ۷۰ ریال از ماندهٔ مطالبات دورهٔ قبل وصول و مابقی سوخت شود، آنگاه اقلام تعهدی در سال اول دارای یک خطای ۳۰ ریالی است. بر این اساس، اقلام تعهدی دارای دو جزء هستند. جزء اول به اندازه‌گیری عملکرد کمک می‌کند و جزء دوم خطای برآوردی است که در نتیجهٔ ایفای نقش اول ایجاد می‌شود (Nikolaev, 2018). خطای برآورد اقلام تعهدی، علاوه بر آنکه می‌تواند عامدانه و به دلیل مدیریت

سود ایجاد شود، ممکن است در نتیجهٔ خطاهای غیرعامدانه مانند برآورد نادرست از اعتبار یک مشتری جدید یا برآورد نادرست قیمت فروش آتی کالای در جریان ساخت ایجاد شود (Richardson et al., 2005).

با توجه به آنکه اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش به دلیل ماهیت آنها در دوره یا دوره‌های بعد معکوس می‌شوند، سری زمانی آنها باید دارای همبستگی سریالی منفی باشد. با وجود این، شواهد تجربی نشان می‌دهد اقلام تعهدی از یک فرایند نوفه سفید تبعیت می‌کنند، یعنی سری زمانی آنها دارای همبستگی سریالی نیست (برای نمونه، نگاه کنید به Kothari et al., 2005; Dechow et al., 2012Jones, 1991;). این امر نشان می‌دهد بخشی از اقلام تعهدی، با وجود معکوس‌شدن، تجدیدشونده و دارای همبستگی سریالی مثبت است. آلن و همکاران (2013)، بر این اساس، دو فرایند متمایز را در سری زمانی اقلام تعهدی عادی شناسایی می‌کنند: (۱) اقلام تعهدی مرتبط با رشد فروش که دارای همبستگی سریالی مثبت هستند و (۲) اقلام تعهدی مرتبط با نوسان‌های موقت سرمایهٔ در گردش که دارای همبستگی سریالی منفی هستند (Allen et al., 2013). از این منظر، آنها دو عنصر تصادفی (و به بیان دیگر، دو منبع عدم قطعیتِ) شوک‌های فروش و تغییر موقت سیاست مدیریت سرمایهٔ در گردش را در سری زمانی اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش شناسایی می‌کنند. آلن و همکاران (2013) همچنین بین اقلام تعهدی خوب، که ناشی از دو فرایند یادشده هستند، و خطای برآورد اقلام تعهدی تمایز قائل می‌شوند. یافته‌های آنها نشان می‌دهد معکوس‌شدن اقلام تعهدی مربوط به نوسان‌های موقت سرمایهٔ در گردش است. در عین حال، و به طرزی تعجب‌آور، آنها شواهدی از معکوس‌شدن خطای برآورد اقلام تعهدی مشاهده نمی‌کنند. از آنجا که خطای برآورد اقلام تعهدی نیز باید در دوره یا دوره‌های بعد معکوس شود، استدلال می‌شود این مشاهده احتمالاً به این دلیل رخ داده است که یا خطای برآورد اقلام تعهدی با خطای برآورد جدیدی خنثی می‌شود یا خطای برآورد اقلام تعهدی زمانی بیشتر از یک دوره طول می‌کشد تا معکوس شود(Allen et al., 2013).

بسط فرضیه‌های پژوهش

شواهد آلن و همکاران (2013)، در خصوص عدم مشاهدهٔ معکوس‌شدن خطای برآورد اقلام تعهدی، این انگیزه را ایجاد می‌کند تا با تفکیک دقیق‌ترِ جزء خطای برآورد اقلام تعهدی، دربارهٔ سرعت معکوس‌شدن آن پژوهش کرد. در ادامهٔ این بخش، چارچوبی نظری برای این تفکیک ارائه می‌شود. اگر فرض کنیم A اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش باشد، آنگاه A برابر است با تفاوت سرمایهٔ در گردش غیرنقدی پایان دوره و ابتدای دوره:

رابطهٔ (۱)
$$A_t = w_t - w_{t-1}$$

سرمایهٔ در گردش غیرنقدی هر دوره (w_t) را می‌توان به صورت حاصل جمع یک میانگین و یک شوک تصادفی تعریف کرد:

رابطهٔ (۲)
$$w_t = \bar{w}_t + \upsilon_t$$

در رابطهٔ (۲)، $\overline{w}_t$ میانگین سرمایهٔ در گردش غیرنقدی و υ_t شوک‌های سرمایهٔ در گردش در دورهٔ جاری است. شوک‌های سرمایهٔ در گردش غیرنقدی ممکن است در اثر تغییر عوامل بنیادی مانند شوک‌های فروش، شوک‌های ناشی از تغییر سیاست مدیریت سرمایهٔ در گردش (برای مثال، تأخیر تصادفی در پرداخت بدهی) یا شوک‌های ناشی از خطای برآورد اقلام تعهدی ایجاد شوند. با جایگزینی رابطهٔ (۲) در رابطهٔ (۱)، خواهیم داشت:

$$A_t = \overline{w}_t + \upsilon_t - \overline{w}_{t-1} - \upsilon_{t-1}$$ رابطهٔ (۳)

رابطهٔ (۳) را می‌توان به شرح زیر بازنویسی کرد:

$$A_t = \Delta\overline{w}_t - \upsilon_{t-1} + \upsilon_t$$ رابطهٔ (٤)

رابطهٔ (٤) اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش را به صورت یک مدل تصادفی تعریف می‌کند. در رابطهٔ (٤)، فرض می‌شود کل شوک‌های دورهٔ قبل υ_{t-1} در دورهٔ جاری معکوس می‌شوند. رابطهٔ (٤) همچنین نشان می‌دهد اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش را می‌توان به صورت یک مدل تجربی میانگین متحرک مرتبهٔ اول، یعنی MA(1)، تعریف کرد:

$$A_t = \alpha + \theta\upsilon_{t-1} + \upsilon_t$$ رابطهٔ (۵)

رابطهٔ (۵) یک مدل میانگین متحرک اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش است که در آن α میانگین اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش، υ_t شوک‌های دورهٔ جاری اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش و υ_{t-1} شوک‌های دورهٔ قبل اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش است. همچنین، θ درجهٔ معکوس‌شدن شوک‌های اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش در دورهٔ بعد را نشان می‌دهد. در صورتی که کل شوک‌های دورهٔ قبل در دورهٔ جاری معکوس شوند، انتظار داریم θ برابر منفی یک باشد. به همین ترتیب، اگر معکوس‌شدن شوک‌های اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش بیش از یک دوره به طول انجامد، انتظار می‌رود $\theta > -1$ باشد.

مطابق توضیحات قبل، در این پژوهش پیش‌بینی می‌شود شوک‌های سرمایهٔ در گردش غیرنقدی ناشی از سه منبع عدم قطعیت هستند: شوک‌های مربوط به رشد فروش (τ_t)، شوک‌های مربوط به نوسان‌های موقت سرمایهٔ در گردش (σ_t) و شوک‌های مربوط به خطای برآورد اقلام تعهدی (ε_t). بر این اساس، و با فرض مستقل بودن شوک‌های اقلام تعهدی، رابطهٔ (۳) را می‌توان به شرح زیر بسط داد:

$$A_t = (\overline{w}_t + \tau_t + \sigma_t + \varepsilon_t) - (\overline{w}_{t-1} + \tau_{t-1} + \sigma_{t-1} + \varepsilon_{t-1})$$ رابطهٔ (٦)

با آرایش دوبارهٔ رابطهٔ (٦)، خواهیم داشت:

$$A_t = \Delta\overline{w}_t - \varepsilon_{t-1} + (\tau_t - \tau_{t-1}) + (\sigma_t - \sigma_{t-1}) + \varepsilon_t$$ رابطهٔ (۷)

رابطهٔ (۷) ماهیت معکوس‌شوندهٔ اجزای اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش را به‌خوبی نشان می‌دهد. برای مثال، جزء $-\tau_{t-1}$ نشان می‌دهد شوک‌های اقلام تعهدی مرتبط با فروش دورهٔ قبل در دورهٔ جاری معکوس می‌شوند. به همین ترتیب، جزء $-\sigma_{t-1}$ نشان می‌دهد شوک‌های اقلام تعهدی مرتبط با نوسان‌های موقت سرمایهٔ در گردش

دورهٔ قبل در دورهٔ جاری معکوس می‌شوند. این فرایند، همچنین، برای خطای برآورد اقلام تعهدی دورهٔ قبل (ε_{t-1}) نیز صادق است و انتظار می‌رود خطای برآورد اقلام تعهدی دورهٔ قبل با تبدیل‌شدن به وجه نقد یا حذف‌شدن در دورهٔ جاری معکوس شود.

رابطهٔ (۷)، همچنین، تأثیر جایگزین‌شدن شوک‌های اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش با شوک‌های جدید را نشان می‌دهد. برای مثال، عبارت ($\sigma_t - \sigma_{t-1}$) نشان می‌دهد، با وجود معکوس‌شدن σ_{t-1}، شوک جدید σ_t جایگزین آن می‌شود. با وجود این، به لحاظ اقتصادی، احتمال جایگزینی σ_{t-1} با یک شوک جدید در شرایط غیربحرانی معمولاً اندک است، زیرا به دلیل افزایش اصطکاک‌های تجاری، احتمال کمی وجود دارد که شرکت در هر دوره خطی‌مشی‌های مدیریت سرمایهٔ در گردش خود (شامل سیاست‌های مربوط به فروش‌های اعتباری به مشتریان و سیاست پرداخت بدهی‌های خود به عرضه‌کنندگان) را تغییر دهد. برای مثال، فرض کنیم در یک دوره، به دلیل کاهش فروش، پرداخت بدهی‌های خرید به تأخیر افتد. این امر باعث ایجاد یک شوک در اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش می‌شود. با وجود این، تأخیر دوباره در پرداخت بدهی در دورهٔ بعد، به ویژه در شرایطی که صنعت مربوط دچار بحران خاصی نشده است، اصطکاک تجاری میان شرکت و عرضه‌کنندگان آن را افزایش می‌دهد. در نتیجه، انتظار می‌رود نوسان‌های سرمایهٔ در گردش موقت و تصادفی باشند. تصادفی و موقتی‌بودن نوسان‌های سرمایهٔ در گردش باعث می‌شود اقلام تعهدی مرتبط با آن، یعنی ($\sigma_t - \sigma_{t-1}$)، ناپایدار و دارای همبستگی سریالی منفی باشند. با وجود این، در صورتی که شوک‌های ناشی از نوسان‌های موقت سرمایهٔ در گردش به‌تدریج و طی چند دوره معکوس شوند، یک همبستگی سریالی مثبت در سری زمانی اقلام تعهدی مرتبط با آنها ایجاد می‌شود که شدت همبستگی سریالی منفی آنها را کاهش می‌دهد.

خطای برآورد اقلام تعهدی هر دوره نیز، برحسب ماهیت، احتمالاً تصادفی و غیرتجدیدشونده است، زیرا احتمال تکرار سیستماتیک خطا (چه عامدانه یا غیرعامدانه) به دلیل دخالت حسابرس و یادگیری شرکت کاهش می‌یابد. با وجود این، همچنانکه دیچاو و دیچف (2002) نشان می‌دهند، میزان خطای برآورد اقلام تعهدی از پیچیدگی‌های محیط تجاری که شرکت در آن فعالیت می‌کند، متأثر می‌شود. بنابراین، خطای برآورد اقلام تعهدی هر دوره تا حدی ممکن است تجدیدشونده باشد. برای مثال، در یک شرکت با چرخهٔ عملیات طولانی‌تر احتمال بیشتری وجود دارد که پیش‌بینی اقلام تعهدی دارای خطا باشد و این خطا در تخمین اقلام تعهدی در دوره‌های بعدی نیز رخ دهد. این تجدیدشوندگی ساختاری می‌تواند شدت همبستگی سریالی منفی جزء ($\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}$) را تضعیف یا پنهان کند.

رابطهٔ (۷) نشان می‌دهد درجهٔ معکوس‌شدن خطای برآورد اقلام تعهدی دورهٔ قبل (یعنی $-\varepsilon_{t-1}$) را می‌توان به شکلی مجزا از سایر اجزای اقلام تعهدی مدل‌سازی و بررسی کرد. در پژوهش حاضر، پیش‌بینی می‌شود این تفکیک، به لحاظ تجربی، درجه و سرعت معکوس‌شدن خطای برآورد اقلام تعهدی را آشکارتر خواهد کرد. از سوی دیگر، ریشه‌های اقتصادی دیگر نیز احتمالاً به این تفکیک کمک می‌کنند. برای مثال، خطای برآورد اقلام تعهدی هر دوره در سطح معامله رخ می‌دهد (برای مثال، به دلیل خطا در برآورد میزان مطالبات قابل وصول از

یک مشتری خاص)، در حالی که نوسان‌های موقت سرمایهٔ در گردش به دلیل تغییر سیاست مدیریت سرمایهٔ در گردش و در نتیجه، برای مجموع معاملات رخ می‌دهند. در دوره‌های بحرانی، تغییر رویه‌های مدیریت سرمایهٔ در گردش و معکوس‌شدن شوک‌های اقلام تعهدی مربوط به آنها ممکن است بیش از یک دوره به طول انجامد. برای مثال، احتمال بیشتری وجود دارد که در دورهٔ رکود یا افت پایدار فروش، و به منظور حفظ مشتریان یا حفظ نقدینگی، اعطای فروش‌های نسیه یا تأخیر در پرداخت حساب‌های پرداختنی به بیش از یک دورهٔ خاص گسترش یابد. در نتیجهٔ این پایداری موقتی، در پژوهش حاضر پیش‌بینی می‌شود سرعت معکوس‌شدن شوک‌های مرتبط با نوسان‌های سرمایهٔ در گردش در سری زمانی آنها کاهش یابد. بر این اساس، پیش‌بینی می‌شود سرعت معکوس‌شدن خطای برآورد اقلام تعهدی، در صورتی که به صورت مستقل از شوک‌های جدید آن مدل‌سازی و بررسی شود، بیشتر از سرعت معکوس‌شدن اقلام تعهدی مرتبط با نوسان‌های موقت سرمایهٔ در گردش $(\sigma_t - \sigma_{t-1})$ است.

در مقابل، اقلام تعهدی مرتبط با رشد فروش $(\tau_t - \tau_{t-1})$، به دلیل آنکه برای حفظ عملیات و پاسخ‌گویی به تقاضای آتی، بازتجدید و جایگزین می‌شوند، احتمالاً پایدارترین جزء اقلام تعهدی هستند. در واقع، به دلیل مستمربودن عملیات و تداوم فعالیت، احتمال اینکه τ_{t-1} با یک شوک جدید، یعنی τ_t، جایگزین شود بیشتر از احتمال عدم جایگزین‌شدن آن است. برای مثال، به منظور حفظ عملیات و مشتریان، موجودی‌های فروش‌رفته با خرید/تولید موجودی‌های جدید جایگزین می‌شوند. میزان این جایگزینی، به هر روی، وابسته به پایداری رشد فروش است. اگر رشد فروش پایدار باشد، به این معنا که رشد فروش دورهٔ قبل در دورهٔ جاری تداوم یابد، آنگاه بسته به اینکه رشد فروش دورهٔ قبل مثبت یا منفی باشد، موجودی جایگزین‌شده بیشتر یا کمتر از موجودی فروش‌رفته خواهد بود. به بیان دیگر، خواهیم داشت:

$$\tau_t = (1+\omega)\tau_{t-1}$$

در نتیجه، می‌توان استنتاج کرد: $(\tau_t - \tau_{t-1}) = \omega\tau_{t-1}$، به شرطی که $|\omega| < 1$ (گفتنی است، این شرط از این رو ضروری است که پایداری سری زمانی اقلام تعهدی مرتبط با رشد فروش ایجاب می‌کند سری زمانی آن مانا باشد. در غیر این صورت، سری زمانی این متغیر مانا نخواهد بود). بر این اساس، با جایگزینی روابط بالا، خواهیم داشت:

$$\begin{aligned} cov(\tau_t - \tau_{t-1}, \tau_{t-1} - \tau_{t-2}) &= cov(\omega\tau_{t-1}, \omega\tau_{t-2}) \\ &= cov(\omega(1+\omega)\tau_{t-2}, \omega\tau_{t-2}) \\ &= \omega^2(1+\omega)Var(\tau_{t-2}) \end{aligned}$$

رابطهٔ بالا نشان می‌دهد با فرض پایداری رشد فروش، کوواریانس اقلام تعهدی مرتبط با رشد فروش دورهٔ جاری و دورهٔ قبل همواره یک عدد مثبت است. در نتیجه، سری زمانی اقلام تعهدی مرتبط با رشد فروش دارای همبستگی سریالی مثبت است (در واقع، می‌توان نشان داد ضریب همبستگی سریالی در این حالت برابر ۱+ است). با وجود این، به دلیل تصادفی‌بودن تقاضا و رقابت در صنعت، نرخ رشد فروش شرکت‌ها یا پایدار نیست یا پایداری ضعیفی دارد (برای نمونه، نگاه کنید به قربانی و ودیعی نوقابی، ۱۳۹۷؛ Dechow et al., 1998). بر این

اساس، می‌توان پیش‌بینی کرد احتمالاً شوک‌های اقلام تعهدی مرتبط با رشد فروش نیز تا حدی در دورهٔ بعد معکوس می‌شوند و در نتیجه، همبستگی سریالی مثبت آنها تا حدی تضعیف می‌شود.

از مجموعهٔ توضیحات ارائه‌شده در مباحث بالا، به صورت خلاصه، موارد زیر را می‌توان نتیجه‌گیری کرد: (۱) مجموع شوک‌های اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش گرایش به معکوس‌شدن در دورهٔ بعد دارند. (۲) شوک‌های مرتبط با نوسان‌های سرمایهٔ در گردش احتمالاً موقت و تصادفی هستند. (۳) اقلام تعهدی مرتبط با نوسان‌های سرمایهٔ در گردش، در صورتی که شوک‌های مرتبط با آنها به‌سرعت و نه به‌تدریج معکوس شوند، دارای همبستگی سریالی منفی هستند. (٤) خطای برآورد اقلام تعهدی تصادفی و معکوس‌شونده است. (۵) سرعت معکوس‌شدن خطای برآورد اقلام تعهدی احتمالاً از سرعت معکوس‌شدن شوک‌های اقلام تعهدی مرتبط با نوسان‌های سرمایهٔ در گردش بیشتر است. (٦) اقلام تعهدی مرتبط با رشد فروش پایدارترین جزء اقلام تعهدی و دارای همبستگی سریالی مثبت هستند. بر اساس استنتاج‌های بالا، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر تدوین می‌شوند:

فرضیهٔ اول: شوک‌های اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش دورهٔ قبل (υ_{t-1})، در دورهٔ جاری معکوس می‌شوند.

فرضیهٔ دوم: در صورت کنترل فرایندهای پایدار مرتبط با رشد فروش ($\tau_t - \tau_{t-1}$)، فرایند معکوس‌شدن شوک‌های اقلام تعهدی دورهٔ قبل آشکارتر خواهد شد. بنابراین، ضریب υ_{t-1} در مدل میانگین متحرک (رابطهٔ ۵) به منفی یک نزدیک‌تر می‌شود.

فرضیهٔ سوم: شوک‌های مربوط به خطای برآورد اقلام تعهدی دورهٔ قبل (ε_{t-1}) در دورهٔ جاری معکوس می‌شوند.

فرضیهٔ چهارم: سرعت معکوس‌شدن شوک‌های مربوط به خطای برآورد اقلام تعهدی دورهٔ قبل (ε_{t-1}) از سرعت معکوس‌شدن اقلام تعهدی مرتبط با نوسان‌های سرمایهٔ در گردش ($\sigma_t - \sigma_{t-1}$) بیشتر هستند.

روش پژوهش

نمونهٔ پژوهش

نمونهٔ این پژوهش شامل کلیهٔ شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران به‌استثنای شرکت‌های واسطه‌گر مالی (شرکت‌های سرمایه‌گذاری، مؤسسه‌های مالی و بانک‌ها) است و داده‌های مربوط به صورت‌های مالی سالانهٔ آنها برای دورهٔ زمانی ۱۷ساله از ۱۳۸٦ تا ۱٤۰۲ در بانک اطلاعاتی ره‌آورد نوین در دسترس است. شرکت‌های مالی به این دلیل از نمونه کنار گذاشته می‌شوند که مطابق ادبیات، فرایندهای اقلام تعهدی در آنها با بقیهٔ شرکت‌ها متفاوت هستند. به دلیل برآورد مدل‌های پژوهش در سطح شرکت، شرکت‌هایی که سری زمانی مشاهدات متغیرهای آنها دارای کمتر از ۱۰ مشاهده بدون انقطاع است، از نمونه حذف می‌شوند. بر اساس این فرایند انتخاب نمونه، یک نمونه شامل ۳۰۲۲ مشاهدهٔ شرکت ـ سال از ۲۰۰ شرکت غیرمالی به عنوان نمونهٔ نهایی انتخاب شد. کلیهٔ متغیرهای پیوستهٔ پژوهش به دلیل وجود خطا در داده‌ها و مشکلات ناشی از مقیاس‌زدایی، در سطح ۱ درصد مقادیر منتهایی توزیعشان ویرایش (وینسورایز) شده‌اند.

مدل‌های میانگین متحرک

در پژوهش حاضر، به منظور آزمون فرضیهٔ اول و بررسی اینکه آیا شوک‌های اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش در دورهٔ بعد معکوس می‌شوند یا خیر، از میانگین متحرک مدل (۱) استفاده می‌شود:

$$A_t = \alpha + \theta.\upsilon_{t-1} + \upsilon_t$$ مدل (۱)

که در آن A اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش، α میانگین اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش، و υ_{t-1} شوک‌های دورهٔ گذشته اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش است. همچنین، θ درجهٔ معکوس‌شدن شوک‌های اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش دورهٔ قبل در دورهٔ جاری را نشان می‌دهد. در صورتی که کل شوک‌های دورهٔ قبل در دورهٔ جاری معکوس شوند، انتظار داریم θ برابر منفی یک باشد. به همین ترتیب، اگر معکوس‌شدن شوک‌های اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش بیش از یک دوره به طول انجامد یا برخی از شوک‌های اقلام تعهدی پایدار باشند، انتظار می‌رود $-1 < \theta < 0$ باشد. سرعت معکوس‌شدن υ_{t-1} برابر است با نسبت مشاهدهٔ $\theta = -1$ به کل مشاهدات در نمونه. هرچه این نسبت بزرگ‌تر باشد، سرعت معکوس‌شدن اقلام تعهدی بیشتر است. برای مثال، اگر در ۵۰ شرکت از ۲۰۰ شرکت، $\theta = -1$ باشد، آنگاه سرعت معکوس‌شدن اقلام تعهدی برابر ۰/۲۵ است.

همچنین، بر اساس رابطهٔ (۷) و با فرض آن‌که X برداری از متغیرهای کنترل‌کنندهٔ شوک‌های مربوط به رشد فروش و Γ برداری از متغیرهای کنترل‌کنندهٔ شوک‌های مربوط به نوسان‌های موقت سرمایهٔ در گردش است، مدل میانگین متحرک (۲) تعریف می‌شود:

$$A_t = \alpha + \theta.\varepsilon_{t-1} + \phi_1.\mathrm{X} + \phi_2.\Gamma + \varepsilon_t$$ مدل (۲)

به منظور کنترل شوک‌های اقلام تعهدی مرتبط با رشد فروش، متغیر تغییر فروش (ΔS_t) به‌جای X در مدل (۲) جایگزین می‌شود. همچنین، مطابق آلن و همکاران (2013)، به منظور کنترل شوک‌های اقلام تعهدی مرتبط با نوسان‌های موقت سرمایهٔ در گردش، سه متغیر جریان‌های نقدی عملیاتی دورهٔ قبل CF_{t-1}، دورهٔ جاری CF_t و دورهٔ آینده CF_{t+1} به طور هم‌زمان به‌جای Γ در مدل جایگزین می‌شوند (Allen et al., 2013). جریان‌های نقدی عملیاتی بر اساس استاندارد حسابداری ایران هستند. در رابطهٔ بالا، ε_{t-1} خطای برآورد اقلام تعهدی دورهٔ قبل و θ درجهٔ معکوس‌شدن آن در دورهٔ جاری است. سرعت معکوس‌شدن ε_{t-1} برابر است با نسبت مشاهدهٔ $\theta = -1$ به کل مشاهدات. هرچه این نسبت بزرگ‌تر باشد، سرعت معکوس‌شدن خطای برآورد اقلام تعهدی بیشتر است.

برای آزمون فرضیه‌های دوم، سوم و چهارم پژوهش از تصریح‌های جایگزین مدل (۲) استفاده می‌شود. برای آزمون فرضیهٔ دوم بررسی می‌شود که آیا کنترل بردار X در مدل میانگین متحرک بالا باعث می‌شود نسبت مشاهدهٔ $\theta = -1$ در قیاس با نسبت مشاهده‌شدهٔ آن برای مدل (۱) افزایش یابد یا خیر. همچنین، مشاهدهٔ $\theta < 0$

در این مدل شواهدی در تأیید فرضیهٔ سوم ارائه خواهد کرد. برای آزمون فرضیهٔ چهارم، بررسی می‌شود که آیا اضافه‌کردن بردار Γ به مدل‌سازی بهتر فرایند معکوس‌شدن خطای اقلام تعهدی و در نتیجه، مشاهدهٔ نسبت بالاتر $\theta = -1$ در قیاس با عدم کنترل این بردار منجر خواهد شد یا خیر.

در پژوهش حاضر، مطابق جونز (1991) و آلن و همکاران (2013)، اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش (A) به روش ترازنامه‌ای و به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$A_t = (\Delta CA_t - \Delta C_t) - (\Delta CL_t - \Delta TXP_t - \Delta STD_t)$$

که در آن، ΔCA_t: تغییر دارایی‌های جاری طی دوره؛ ΔC_t: تغییر وجه نقد طی دوره؛ ΔCL_t: تغییر بدهی‌های جاری طی دوره؛ ΔTXP_t: تغییر جمع مالیات پرداختنی و ذخیرهٔ مالیات طی دوره؛ و ΔSTD_t: تغییر جمع تسهیلات مالی جاری دریافتی و حصه جاری بدهی‌های بلندمدت است (Allen et al., 2013; Jones, 1991).

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

در نگارهٔ (۱)، تابلوی اول، آمار توصیفی برای متغیرهای پژوهش ارائه شده است. میانگین اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش مثبت و برابر ۰/۰۴۱ است. مثبت‌بودن میانگین اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش نشان می‌دهد در نمونهٔ پژوهش، اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش دارای رشد مثبت بوده‌اند. در صورتی که اقلام تعهدی به طور پیوسته معکوس شوند، آنگاه انتظار می‌رود میانگین اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش صفر شود. بنابراین، غیرصفربودن میانگین A_t نشان می‌دهد یک فرایند غیرمعکوس‌شوندهٔ ناشی از رشد نیز در سری زمانی آن وجود دارد. همچنین، میانگین جریان‌های نقدی عملیاتی و سود عملیاتی به‌ترتیب ۰/۱۱۹ و ۰/۱٤٦ است. این یافته نشان می‌دهد مطابق انتظار، در درازمدت، جریان‌های نقدی عملیاتی و سود تعهدی به سمت یکدیگر میل می‌کنند.

در تابلوی دوم و سوم نگارهٔ (۱)، ضرایب همبستگی متغیرهای پژوهش ارائه شده‌اند. ضریب همبستگی اسپیرمن و پیرسون اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش دورهٔ جاری و اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش دورهٔ بعد، به‌ترتیب ۰/۰۰۵- و ۰/۰۲٦- است که اگرچه منفی است، معنادار نیست. این یافته، با این پیش‌بینی که اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش نوفه سفید هستند، هم‌خوانی دارد. ضریب همبستگی اسپیرمن اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش دورهٔ جاری با جریان‌های نقدی عملیاتی دورهٔ قبل، دورهٔ جاری و دورهٔ آینده به‌ترتیب ۰/۰۹۵، ۰/۲٤۲- و ۰/۰۵۹ است که همگی در سطح یک درصد معنادار هستند. علامت ضرایب همبستگی یادشده با علامت پیش‌بینی‌شده توسط دیچاو و دیچف (2002) هم‌خوانی دارد. به طور کلی، این شواهد اولاً نقش پیش‌بینی‌کنندهٔ اقلام تعهدی از جریان‌های نقدی عملیاتی و ثانیاً ماهیت معکوس‌شوندهٔ اقلام تعهدی به دلیل تبدیل‌شدن آنها به جریان‌های نقدی عملیاتی را نشان می‌دهد. همبستگی مثبت CF_{t+1} و A_t نشان می‌دهد اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش دورهٔ جاری در دورهٔ آینده به جریان‌های نقدی ورودی یا خروجی تبدیل و معکوس می‌شوند. همبستگی منفی CF_t و A_t نقش اقلام تعهدی در جذب و کاهش اخلال جریان‌های نقدی عملیاتی را نشان می‌دهد (برای مثال، کاهش جریان‌های نقدی عملیاتی دورهٔ جاری به دلیل فروش‌های نسیه باعث افزایش اقلام تعهدی مربوط

به مطالبات می‌شود). و در نهایت، همبستگی مثبت CF_{t-1} و A_t نشان می‌دهد جریان‌های نقدی خروجی (ورودی) دورهٔ قبل که مربوط به پیش‌پرداخت‌ها (پیش‌دریافت‌ها) هستند با کاهش (افزایش) اقلام تعهدی دورهٔ جاری به دلیل کاهش پیش‌پرداخت‌ها (پیش‌دریافت‌ها) همبستگی مستقیم دارند. مطابق شواهد بالا، CF_{t-1}، CF_t و CF_{t+1} شوک‌های ناشی از نوسان‌های سرمایهٔ در گردش را جذب می‌کنند. در نتیجه، شواهد تجربی پژوهش از به‌کارگیری هم‌زمان این متغیرها در مدل (۲)، برای کنترل اقلام تعهدی معکوس‌شوندهٔ مرتبط با نوسان‌های موقت سرمایهٔ در گردش، پشتیبانی می‌کند.

شواهد ارائه‌شده در تابلوی دوم نگارهٔ (۱) همچنین نشان می‌دهد بین اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش دورهٔ جاری و رشد فروش دورهٔ جاری همبستگی معنادار و مثبت وجود دارد (ضریب همبستگی اسپیرمن و پیرسون به‌ترتیب ۰/۲۹۱ و ۰/۲۵٦ است). این یافته نشان می‌دهد، به طور میانگین، شوک‌های فروش دورهٔ جاری باعث ایجاد شوک‌های همجهت در اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش دورهٔ جاری می‌شوند. به بیان دیگر، به طور میانگین، رشد فروش باعث رشد اقلام تعهدی و کاهش فروش باعث کاهش اقلام تعهدی می‌شود. شواهد پژوهش همچنین نشان می‌دهد اگرچه شوک‌های فروش دورهٔ آینده و اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش دورهٔ جاری همبستگی ندارند، شوک‌های فروش دورهٔ جاری و اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش دورهٔ آینده دارای همبستگی معنادار هستند (ضریب همبستگی اسپیرمن ΔS_{t+1} و A_t برابر ۰/۰۳۱ و ضریب همبستگی اسپیرمن ΔS_t و A_{t+1} برابر ۰/۱۸۰ است). همبستگی مثبت شوک‌های فروش دورهٔ جاری و اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش دورهٔ آینده شواهدی از پایداری اقلام تعهدی مرتبط با رشد فروش ارائه می‌دهد، زیرا این یافته می‌تواند به این معنا باشد که اقلام تعهدی مرتبط با فروش دورهٔ جاری، که متأثر از شوک‌های آنها در دورهٔ جاری هستند، و اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش دورهٔ آینده، همبستگی مثبت دارند. همچنین، عدم مشاهدهٔ همبستگی معنادار میان ΔS_{t+1} و A_t ممکن است به دلیل وجود خطا در متغیر ΔS_{t+1} رخ داده باشد. اقلام تعهدی، همچنانکه دیچاو و همکاران (1998) نشان می‌دهند، ممکن است تابعی از پیش‌بینی شوک فروش دورهٔ آتی باشند (Dechow et al., 1998). با وجود این، در پژوهش حاضر، به‌جای تغییر فروش پیش‌بینی‌شده از تغییر فروش واقعی دورهٔ آینده استفاده شده است. مغایرت احتمالی این دو، در نتیجه، می‌تواند عدم همبستگی ΔS_{t+1} و A_t را توضیح دهد. به بیان دیگر، اگر A_t تابعی از شوک فروش پیش‌بینی‌شدهٔ دورهٔ آتی باشد، آنگاه اگر ΔS_{t+1} واقعی با مقدار پیش‌بینی‌شدهٔ آن اختلاف داشته باشد، احتمالاً نمی‌توان بین A_t و ΔS_{t+1} یک همبستگی معنادار مشاهده کرد.

نتایج ارائه‌شده در تابلوی سوم نگارهٔ (۱)، شواهد دیگری از معکوس‌شدن شوک‌های اقلام تعهدی ارائه می‌دهد. در این تابلو، همبستگی سریالی تفاضل اول اقلام تعهدی ΔA_t و تفاضل اول جریان‌های نقدی عملیاتی ΔCF_t با تأخیر اول، دوم و سوم آنها نمایش داده شده است. هنگامی که از تفاضل اول متغیرها استفاده می‌شود، اثرات ثابت و پایدار حذف می‌شوند و فقط شوک‌های ناپایدار باقی می‌مانند. این امر کمک می‌کند تا فرایندهای معکوس‌شوندهٔ اقلام تعهدی به شکل بهتری قابل مشاهده باشند (نتایج حاصل از تفاضل متغیرهای یادشده نسبت به میانگین دورهٔ آنها نیز نتایجی یکسان را ایجاد کرد (این نتایج در مقالهٔ حاضر ارائه نشده است).

نگارهٔ ۱: آمار توصیفی و ضریب همبستگی متغیرهای پژوهش

Table 1: Descriptive statistics and correlation coefficient of research variables

تابلوی اول: آمار توصیفی

	تعداد مشاهدات	میانگین	میانه	کمترین	بیشترین	انحراف معیار
ΔAR_t	۳۰۲۲	۰/۰۳۵	۰/۰۲۳	−۰/۲٤۷	۰/٦٤۹	۰/۱۰۵
ΔINV_t	۳۰۲۲	۰/۰۳۱	۰/۰۲۲	−۰/۲٤۵	۰/٦۹۰	۰/۰۹۳
ΔAP_t	۳۰۲۲	۰/۰۲۱	۰/۰۰٦	−۰/۲۳۹	۰/۳۳۸	۰/۰۹۳
A_t	۳۰۲۲	۰/۰٤۱	۰/۰۳۵	−۰/۳۸۹	۰/۵۱٤	۰/۱۵٤
TA_t	۳۰۲۲	۰/۰۱۸	۰/۰۱۲	−۰/۸۷۹	۰/٤٦۷	۰/۱۳۵
CF_t	۳۰۲۲	۰/۱۱۹	۰/۱۰٦	−۰/۲۷۸	۰/۵۸۸	۰/۱۳٦
E_t	۳۰۲۲	۰/۱٤٦	۰/۱۲۳	−۰/۲٦۲	۰/٦۳۵	۰/۱٤۱
ΔS_t	۳۰۲۲	۰/۱۱۷	۰/۰۹٤	−۱/۱۵٦	۱/۲۳۵	۰/۲۵٦

تابلوی دوم: ضرایب همبستگی اسپیرمن (مثلث بالا) و پیرسون (مثلث پایین)

	A_t	A_{t+1}	ΔS_t	ΔS_{t+1}	CF_t	CF_{t+1}
A_t	--	−۰/۰۰۵	۰/۲۹۱***	۰/۰۳۱	−۰/۲٤۲***	۰/۰۵۹***
A_{t+1}	−۰/۰۲٦	--	۰/۱۸۰***	۰/۳۱۱***	۰/۰۹۵***	−۰/۲۲۹***
ΔS_t	۰/۲۵٦***	۰/۱۷٦***	--	۰/۱٤٦***	۰/۱۵۷***	۰/۱۳۳***
ΔS_{t+1}	۰/۰۲٦	۰/۲۷۲***	۰/۱۱٦***	--	۰/۰۹۰***	۰/۱۷۱***
CF_t	−۰/۲٤٦***	۰/۰۹٦***	۰/۱٦۷***	۰/۰٦۸***	--	۰/٤۵۰***
CF_{t+1}	۰/۰٤٤**	−۰/۲۳۱***	۰/۱۱۵***	۰/۱۷۷***	۰/٤٦٦***	--

تابلوی سوم: ضرایب همبستگی اسپیرمن (سمت راست) و پیرسون (سمت چپ)

	ΔA_{t-1}		ΔA_{t-2}		ΔA_{t-3}	
ΔA_t	−۰/٤۷۱***	−۰/۵۲۰***	۰/۰۲۳	۰/۰۳۳	۰/۰۱۱	۰/۰۱۱
ΔCF_t	۰/۲۱۱***	۰/۱۸۲***	۰/۰۳۱	۰/۰٤۷**	−۰/۰۲٦	−۰/۰۳٤
	ΔCF_{t-1}		ΔCF_{t-2}		ΔCF_{t-3}	
ΔCF_t	−۰/۳۳۷***	−۰/۳۹۰***	−۰/۰۷۳***	−۰/۰۸۳***	۰/۰۱۳	−۰/۰۰۰
ΔA_t	۰/۲۲۸***	۰/۲٤۷***	−۰/۰۳۳	−۰/۰۱۲	−۰/۰۲٦	−۰/۰۱۸

کلیهٔ متغیرها بر میانگین دارایی‌های دوره تقسیم شده‌اند. کلیهٔ متغیرها در سطح یک درصد مقادیر منتهایی توزیع خود ویرایش شده‌اند. مقادیر با سه ستاره، دو ستاره و یک ستاره به‌ترتیب در سطح یک درصد، پنج درصد و ده درصد معنادار هستند. نام متغیرها به شرح زیر است:

ΔAR: تغییر حساب‌های دریافتنی؛ ΔINV: تغییر موجودی‌ها؛ ΔAP: تغییر حساب‌های پرداختنی؛ A: اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش؛ TA: کل اقلام تعهدی؛ ΔS: تغییر فروش؛ CF_t: جریان‌های نقدی عملیاتی (مطابق استاندارد حسابداری ایران). E_t: سود عملیاتی.

منبع: یافته‌های پژوهش

ضریب همبستگی اسپیرمن و پیرسون ΔA_t با ΔA_{t-1} منفی و در سطح یک درصد معنادار است (به‌ترتیب، ۰/٤۷۱− و ۰/۵۲۰−). این همبستگی سریالی منفی نشان می‌دهد اجزای ناپایدار اقلام تعهدی (شامل شوک‌های نوسان‌های موقت سرمایهٔ در گردش و خطای برآورد اقلام تعهدی) در سال بعد معکوس می‌شوند. با توجه به

اینکه ΔA_t با ΔA_{t-2} و ΔA_{t-3} همبستگی ندارتد، می‌توان نتیجه گرفت معکوس‌شدن شوک‌های ناپایدار بیش از یک دوره طول نمی‌کشد. در مقابل، ΔCF_t با تأخیر اول و دوم خود دارای یک همبستگی معنادار و منفی است (ضریب همبستگی اسپیرمن به‌ترتیب ۰/۳۳۷- و ۰/۰۷۳- است). این همبستگی سریالی منفی نشان می‌دهد شوک‌های ناپایدار جریان‌های نقدی عملیاتی بیش از یک دوره طول می‌کشد تا معکوس شوند. به همین ترتیب، می‌توان نتیجه‌گیری کرد احتمالاً شوک‌های اقلام تعهدی مرتبط با این نوسان‌های جریان‌های نقدی عملیاتی نیز بیش از یک دوره طول می‌کشد تا معکوس شوند. مطابق این نتیجه‌گیری، ضریب همبستگی پیرسون ΔCF_t و ΔA_{t-2} مثبت و در سطح پنج درصد معنادار است (ρ=۰/۰۴۷)، که نشان می‌دهد شوک‌های دو دورهٔ قبل اقلام تعهدی در دورهٔ جاری به جریان‌های نقدی تبدیل می‌شوند.

همبستگی سریالی اجزای سود تعهدی

در نگارهٔ (۲)، آمار توصیفی مربوط به ضرایب همبستگی سریالی اجزای سود تعهدی ارائه شده است. برای محاسبهٔ ضرایب همبستگی سریالی، مطابق کوتاری و همکاران (2005) از یک مدل اتورگرسیو در سطح شرکت استفاده شده است (Kothari et al., 2005). همچنانکه در نگارهٔ (۲) مشاهده می‌شود، اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش و اجزای آن (شامل تغییر حساب‌های دریافتنی و تغییر موجودی‌ها) دارای همبستگی سریالی منفی معنادار هستند. این همبستگی سریالی منفی چندان قوی نیست و در نتیجه، این استنباط که اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش به دلیل وجود دو فرایند معکوس‌شونده و پایدار از یک فرایند نوفه سفید تبعیت می‌کنند، تقویت می‌شود. با وجود این، منفی‌بودن میانگین ضریب همبستگی سریالی اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش نشان می‌دهد در مجموع، فرایند معکوس‌شونده بر فرایند پایدار تا حدی غلبه دارد (این نتیجه با پیش‌بینی پژوهش هم‌خوانی دارد). همبستگی سریالی تغییر موجودی‌ها و تغییر حساب‌های دریافتنی به‌ترتیب ۰/۱۲۰- (t =-۵/۸۳۷) و ۰/۰۶۹- (t =-۲/۳۱۲) است. این نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های موجودی‌ها و مطالبات در دوره بعد معکوس می‌شوند. در مقابل، همبستگی سریالی تغییر حسابهای پرداختنی، اگرچه میانگین ضریب آن منفی است، در سطح ۵ درصد معنی‌دار نیست. این یافته می‌تواند نشان دهد شوک‌های حساب‌های پرداختنی ممکن است به‌تدریج معکوس شوند (به طوری که این معکوس‌شدن تدریجی باعث ایجاد یک همبستگی سریالی مثبت در سری زمانی آن می‌شود و نتیجتا همبستگی سریالی منفی آن تضعیف را می‌کند). این یافته با پیش‌بینی‌های پژوهش هم‌خوانی دارد، زیرا انتظار می‌رود در دوره‌های بحرانی که شرکت تمایل به حفظ وجه نقد دارد، سیاست تأخیر بدهی بیش از یک دوره به طول انجامد. مضافاً، حساب‌های پرداختنی، به دلیل آنکه مشمول الزامات حسابداری کمتری هستند، در مقایسه با موجودی‌ها و مطالبات دارای خطای برآورد کمتری هستند (برای مثال، به طور معمول، برای حساب‌های پرداختنی ذخیره در نظر گرفته نمی‌شود) و شوک‌های آنها بیشتر مربوط به تغییر تصادفی سیاست مدیریت سرمایهٔ در گردش هستند. از این رو، سرعت معکوس‌شدن تغییر حساب‌های پرداختنی، در مقایسه با تغییر موجودی‌ها و مطالبات، احتمالاً به شکل بهتری می‌تواند سرعت معکوس‌شدن اقلام تعهدی مرتبط با نوسان‌های موقت سرمایهٔ در گردش را نشان دهد. این یافته شواهدی در خصوص فرضیهٔ چهارم پژوهش ارائه می‌دهد.

نتایج نگارهٔ (۲) همچنین نشان می‌دهد، برخلاف اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش که دارای همبستگی سریالی منفی هستند، کل اقلام تعهدی TA، که بر اساس روش جریان‌های نقدی محاسبه شده و برابر است با تفاوت سود عملیاتی دوره E منهای جریان‌های نقدی عملیاتی دوره، دارای همبستگی سریالی مثبت است. با توجه به آنکه کل اقلام تعهدی برابر است با اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش و اقلام تعهدی استهلاک، این یافته می‌تواند نشان دهد که احتمالا یک فرایند همبستگی سریالی مثبت نسبتا قوی‌تر، که مرتبط با استهلاک است، عامل همبستگی سریالی مثبت TA است. رویه‌های استهلاک دارایی ثابت، مانند روش نزولی، که به صورت تدریجی دارایی را مستهلاک می‌کند می‌تواند باعث ایجاد یک همبستگی سریالی مثبت در سری زمانی کل اقلام تعهدی شود.

نگارهٔ ۲: آمار توصیفی ضرایب همبستگی سریالی

Table 2: Descriptive Statistics of Serial Correlation Coefficients

متغیر	نام متغیر	میانگین	آمارهٔ t	میانه	چارک اول	چارک سوم
ΔAR_t	*تغییر حساب‌های دریافتنی*	−۰/۰۶۹	−۲/۳۱۲	−۰/۰۶۶	−۰/۳۲۱	۰/۱۴۴
ΔINV_t	*تغییر موجودی‌ها*	−۰/۱۲۰	−۵/۸۳۷	−۰/۱۳۰	−۰/۳۱۵	۰/۰۷۱
ΔAP_t	*تغییر حساب‌های پرداختنی*	−۰/۰۸۵	−۱/۸۳۳	−۰/۱۳۴	−۰/۱۴۹	۰/۱۹۹
A_t	*اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش*	−۰/۰۹۳	−۴/۳۲۴	−۰/۱۱۳	−۰/۳۰۹	۰/۱۱۷
TA_t	*اقلام تعهدی*	۰/۱۱۲	۵/۴۸۴	۰/۱۲۸	−۰/۰۷۴	۰/۳۱۸
CF_t	*جریان‌های نقدی عملیاتی*	۰/۱۴۵	۵/۹۵۸	۰/۱۳۹	−۰/۱۲۰	۰/۴۱۳
E_t	*سود عملیاتی*	۰/۴۷۴	۲۲/۲۲	۰/۵۱۶	۰/۳۱۱	۰/۶۸۶
ΔS_t	*تغییر فروش*	۰/۰۱۳	۰/۶۰۱	۰/۰۳۳	−۰/۱۵۰	۰/۱۹۹

نگارهٔ (۲) همبستگی سریالی اجزای سود تعهدی را نشان می‌دهد. مطابق کوتاری و همکاران (2005)، برای محاسبهٔ ضریب خودهمبستگی سریالی، از مدل اتورگرسیو زیر که به صورت سری زمانی برازش شد، استفاده شده است که در آن، به‌جای متغیر X متغیرهای پژوهش شامل اقلام تعهدی، سود و غیره جایگزین می‌شوند.

$$X_t = \alpha + bX_{t-1} + e_t$$

مقدار ضریب نمایش داده‌شده میانگین ضریب b در مدل بالا در ۲۰۰ سری زمانی است. مقدار آمارهٔ t بر اساس انحراف استاندارد توزیع ضرایب محاسبه شده است. قدر مطلق مقدار بحرانی آمارهٔ t (دو دامنه)، با درجهٔ آزادی ۱۹۹، ۱/۹۷ است.

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق نگارهٔ (۲)، میانگین ضریب همبستگی سریالی سود عملیاتی (۰/۴۷۴) به‌مراتب قوی‌تر از میانگین آن برای جریان‌های نقدی عملیاتی (۰/۱۴۵) و کل اقلام تعهدی (۰/۱۱۲) است. این یافته نشان می‌دهد، همچنانکه دیچاو (1994) پیش‌بینی می‌کند، سود تعهدی در مقایسه با اجزای آن پایدارتر و دارای اخلال کمتری است (Dechow, 1994). همچنین، میانگین ضریب همبستگی سریالی تغییر فروش در نمونه تفاوت معناداری با صفر ندارد و از این رو، می‌توان نتیجه گرفت تغییر فروش در شرکت‌های نمونه پایدار نیست و یک نوفه سفید است.

نتایج برازش مدل‌های میانگین متحرک

در نگارهٔ (۳)، آمار توصیفی مربوط به ضرایب مدل میانگین متحرک ۱ و ۲ ارائه شده است. به طور کلی، در تمام مدل‌ها، علامت و بزرگی ضرایب متغیرها مطابق پیش‌بینی پژوهش است. در تابلوی اول، نتایج مدل تجربی (۱) ارائه شده است. میانگین θ برابر ۰/٤٦٩- است که در سطح یک درصد معنادار است. چارک اول و سوم θ به‌ترتیب برابر ۱/۰۰۰- و ۰/۰٤۳- است. با توجه به اینکه چارک سوم θ نیز منفی است، می‌توان نتیجه گرفت دست‌کم در سه‌چهارم شرکت‌ها، بخشی از شوک‌های اقلام تعهدی در سال بعد معکوس می‌شود. به این ترتیب، این یافته شواهدی در پشتیبانی از فرضیهٔ اول پژوهش ارائه می‌دهد. همچنین، نسبت مشاهدهٔ $\theta = -1$ برابر ۰/٤٥ است (آزمون برابری نسبت نشان می‌دهد این نسبت به میزانی معنادار مغایر با ۰/۵۰ نیست). این نتیجه نشان می‌دهد تقریباً در نیمی از شرکت‌های عضو نمونهٔ پژوهش، کل شوک‌های اقلام تعهدی بلافاصله در سال بعد معکوس می‌شوند. همچنین، مقدار عرض از مبدأ، که در واقع میانگین اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش را نشان می‌دهد، برابر ۰/۰۳۸ است که تقریباً با میانگین آن طبق نگارهٔ (۱) برابر است (۰/۰٤۱). بر این اساس، نتایج تجربی از تصریح نظری مدل (۱) پشتیبانی می‌کند. این نتایج همچنین از فرضیهٔ اول پژوهش پشتیبانی می‌کند.

در تابلوی دوم نگارهٔ (۳)، و به منظور آزمون فرضیهٔ دوم، نتایج مدل میانگین متحرک (۱)، که در آن اقلام تعهدی مرتبط با رشد فروش کنترل شده‌اند، ارائه شده است. در این تصریح، انتظار می‌رود θ درجهٔ معکوس‌شدن مجموع شوک‌های مرتبط با نوسان‌های موقت سرمایهٔ در گردش و خطای برآورد اقلام تعهدی را اندازه‌گیری کند. همچنانکه مشاهده می‌شود، میانگین θ برابر ۰/٤۸۰- و نسبت مشاهدهٔ $\theta = -1$ برابر ۰/٤۸ است. نکتهٔ جالب توجه این است که برخلاف انتظار، کنترل اقلام تعهدی مرتبط با رشد فروش باعث افزایش سرعت معکوس‌شدن شوک‌های اقلام تعهدی نشد. این یافته می‌تواند نشان دهد شوک‌های مرتبط با رشد فروش پایدار نیستند. با توجه به اینکه پایداری اقلام تعهدی مرتبط با رشد فروش وابسته به فرض پایداری فروش است، این یافته دور از انتظار نیست، زیرا همچنان که در نگارهٔ (۲) مشاهده شد، سری زمانی تغییر فروش یک نوفه سفید است. در تابلوی سوم نگارهٔ (۳)، نتایج مدل میانگین متحرک (۱)، که در آن اقلام تعهدی مرتبط با نوسان‌های سرمایهٔ در گردش کنترل شده‌اند، ارائه شده است. در این حالت، θ درجهٔ معکوس‌شدن مجموع شوک‌های مرتبط با رشد فروش و خطای برآورد اقلام تعهدی را نشان می‌دهد. میانگین θ برابر ۰/٦۰٦- و نسبت مشاهدهٔ $\theta = -1$ برابر ۰/٦۳ است.

در تابلوی چهارم نگارهٔ (۳)، و به منظور آزمون فرضیه‌های سوم و چهارم، نتایج مدل میانگین متحرک (۲) ارائه شده است. در این مدل، هم شوک‌های سرمایهٔ در گردش و هم شوک‌های رشد فروش کنترل شده‌اند. میانگین θ، که درجهٔ معکوس‌شدن خطای برآورد اقلام تعهدی دورهٔ قبل در دورهٔ جاری را نشان می‌دهد، برابر ۰/۷٦۷- است. همچنین، چارک اول، دوم و سوم این ضریب برابر ۱/۰۰۰- است. این یافته شواهدی تجربی در حمایت از فرضیهٔ سوم پژوهش ارائه می‌دهد. به همین ترتیب، نسبت مشاهده $\theta = -1$ برابر ۰/۷۸ است. این یافته نشان می‌دهد در بیشتر شرکت‌های نمونه، کل خطای برآورد اقلام تعهدی بلافاصله در سال بعد معکوس

می‌شود. این نتیجه، هنگامی که با نتیجهٔ تابلوی دوم مقایسه می‌شود، نشان می‌دهد مطابق فرضیهٔ چهارم، سرعت معکوس‌شدن خطای برآورد اقلام تعهدی بیشتر از سرعت معکوس‌شدن اقلام تعهدی مرتبط با نوسان‌های سرمایهٔ در گردش است.

نگارهٔ ۳: آمار توصیفی ضرایب مدل‌های میانگین متحرک

Table 3: Descriptive statistics of the coefficients of moving average models

متغیر	علامت مورد انتظار	میانگین	آمارهٔ t	میانه	چارک اول	چارک سوم	انحراف معیار
تابلوی اول							
θ	–	−۰/٤٦۹	−۱۲/۰۳	−۰/٤۸۳	−۱/۰۰۰	−۰/۰٤۳	۰/٥٤
Intercept	؟	۰/۰۳۸	۱۱/٥۱	۰/۰۳۹	۰/۰۰٤	۰/۰٦٤	۰/۰٥
نسبت مشاهدهٔ $\theta = -1$: ۰/٤٥ (Z=−۱/۳٦۷، sig=۰/۱۷۱)							
تابلوی دوم							
θ	–	−۰/٤۸۰	−۱۲/٦۷	−۰/٤۳٦	−۱/۰۰۰	−۰/۰۰۲	۰/٥۳
ΔS_t	+	۰/۱۸۸	۹/٥۸۸	۰/۱۸٤	۰/۰۳۲	۰/۳٤۳	۰/۲۷
Intercept	؟	۰/۰۱٦	٥/۲۰۸	۰/۰۱۲	−۰/۰۰۸	۰/۰۳۷	۰/٥۸
نسبت مشاهدهٔ $\theta = -1$: ۰/٤۸ (Z=−۰/٥٤۷، sig=۰/٥۸٤)							
تابلوی سوم							
?	–	−۰/٦۰٦	−۱٥/٤۰	−۱/۰۰۰	−۱/۰۰۰	−۰/۰۷۷	۰/٥٥
CF?−1	+	۰/۱۰۳	۲/٤٤٤	۰/۰۷۸	−۰/۱٦۷	۰/۳۹۲	۰/٥۹
CF?	–	−۰/٤۲۱	−۷/۹۱۰	−۰/٤۳٥	−۰/۸٦۸	−۰/۰۷۱	۰/۷٤
???+1	+	۰/۰٥٥	۱/۰۹۱	۰/۰٤۰	−۰/۲۹۷	۰/۳۷۷	۰/۷۰
Intercept	؟	۰/۰٥۰	٥/۳٥٤	۰/۰۳۳	−۰/۰۰۷	۰/۱۰٤	۰/۱۳
نسبت مشاهدهٔ $\theta = -1$: **۰/٦۳** (Z=۳/٥٥٥، sig=۰/۰۰۰)							
تابلوی چهارم							
?	–	−۰/۷٦۷	−۲۲/۹۳	−۱/۰۰۰	−۱/۰۰۰	−۱/۰۰۰	۰/٤۷
???	+	۰/۲۰٥	۷/۷٥۸	۰/۱۷۲	۰/۰۲٥	۰/٤۱۸	۰/۳۷
???−1	+	۰/۱۱۳	۲/۹۲۸	۰/۱٤۷	−۰/۱۹٦	۰/٤٥۸	۰/٥٤
???	–	−۰/٥۱٦	−۱۱/۷٤	−۰/٥۳۸	−۰/۹۲۱	−۰/۱۸٦	۰/٦۱
???+1	+	۰/۰٤۸	۱/۱۲٦	۰/۰۱۱	−۰/۲۸۸	۰/۳٦۸	۰/٦۰
Intercept	؟	۰/۰۳۷	۳/۹۸٤	۰/۰۱۹	−۰/۰۱۳	۰/۰۸۷	۰/۱۳
نسبت مشاهدهٔ $\theta = -1$: ۰/۷۸ (Z=۷/٦٥۸، sig=۰/۰۰۰)							

نگارهٔ (۳) نتایج برازش مدل‌های سری زمانی میانگین متحرک ۱ و ۲ را برای ۲۰۰ شرکت ارائه می‌دهد. ضرایب نمایش داده‌شده میانگین آنها در نمونه هستند. برای هر ضریب آزمون برابری میانگین آن با صفر با آزمون t انجام شده است. مقدار بحرانی آمارهٔ t در سطح خطای ۵ درصد (دو دامنه) برابر ۱/۹۷ است. نسبت مشاهدهٔ $\theta = -1$ نشان می‌دهد در چه نسبتی از کل نمونه، کل شوک‌های اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش بلافاصله در سال مالی بعد معکوس می‌شوند. آمارهٔ Z نشان می‌دهد آیا این نسبت، به میزان معناداری از ۰/۵۰ بزرگ‌تر است یا خیر.

منبع: یافته‌های پژوهش

بررسی بیشتر

شواهد ارائه‌شده در قسمت قبل نشان داد اقلام تعهدی مرتبط با رشد فروش پایدار نیست. برای بررسی بیشتر در این خصوص، همبستگی سریالی فرایندهای اقلام تعهدی به تفکیک بررسی شد. شواهد ارائه‌شده در نگارهٔ (٤) همبستگی سریالی فرایندهای اقلام تعهدی را به روش آلن و همکاران (2013) نشان می‌دهد. برای این منظور، سری زمانی هر یک از فرایندها بر اساس ضرایب مشاهده‌شده برآورد و خودهمبستگی سریالی آن بررسی می‌شود. مطابق این شواهد، سری زمانی اقلام تعهدی مرتبط با رشد فروش دارای همبستگی سریالی با تأخیر اول خود نیست (Allen et al., 2013). این یافته توضیح دیگری برای شواهد ارائه‌شده در نگارهٔ (٤) ارائه می‌دهد. در مقابل، اقلام تعهدی مرتبط با نوسان‌های سرمایهٔ در گردش دارای یک همبستگی سریالی منفی با بزرگی ۰/٤۰٦- هستند که در سطح یک درصد معنادار است. همچنین، اقلام تعهدی مرتبط با خطای برآورد اقلام تعهدی، که در واقع $(\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})$ را اندازه‌گیری می‌کند، دارای همبستگی سریالی منفی با بزرگی ۰/۱۸٤- است، که در سطح یک درصد معنادار است. لازم به توضیح است که جزء خطای مدل، که در اینجا به عنوان اقلام تعهدی مرتبط با خطای برآورد اقلام تعهدی تعریف شده است، ممکن است به دلیل اثر متغیرهای کنترل‌نشده و محذوفی که دارای همبستگی سریالی مثبت هستند، دارای اخلال باشد. به هر روی، مطابق این شواهد، همبستگی سریالی منفی نسبتاً ضعیف $(\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})$، علاوه بر وجود خطا، می‌تواند به دلیل ماهیت پیچیدهٔ محیط تجاری که شرکت در آن فعالیت می‌کند و جایگزینی خطای اقلام تعهدی دورهٔ قبل با یک خطای جدید ایجاد شده باشد. این تجدیدشوندگی، مطابق پیش‌بینی پژوهش، می‌تواند تا حدی همبستگی سریالی منفی مورد انتظار اقلام تعهدی مرتبط با خطای برآورد را کاهش دهد.

نگارهٔ ٤: همبستگی سریالی فرایندهای اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش

Table 4: Serial Correlation of Working Capital Accruals Processes

	محاسبه‌شده بر اساس	B
اقلام تعهدی مرتبط با رشد فروش و نوسان‌های سرمایهٔ در گردش	$\widehat{\Phi}_1 \Delta S_t + \sum_{\ell=0}^{2} \widehat{\Phi}_{2,l} CF_{t-\ell+1}$	۰/۲۷۸- (۷/٤۳۸-)
اقلام تعهدی مرتبط با رشد فروش $(\tau_t - \tau_{t-1})$	$\widehat{\Phi}_1 \Delta S_t$	۰/۰۱٦ (۰/٤۹٦)
اقلام تعهدی مرتبط با نوسان‌های سرمایهٔ در گردش $(\sigma_t - \sigma_{t-1})$	$\sum_{\ell=0}^{2} \widehat{\Phi}_{2,l} CF_{t-\ell+1}$	۰/٤۰٦- (۱۲/۹۲-)
اقلام تعهدی مرتبط با خطای برآورد اقلام تعهدی $(\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})$	$\hbar_t$	۰/۱۸٤- (٥/۹۰۷-)

نگارهٔ (٤) همبستگی سریالی فرایندهای اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش را نشان می‌دهد. برای برآورد هر فرایند از مدل زیر استفاده شده است:

$$A_t = \alpha + \phi_1 \Delta S_t + \sum_{\ell=0}^{2} \phi_{2,l} CF_{t-\ell+1} + \hbar_t$$

به طوری که، $\widehat{\Phi}_1 \Delta S_t$ اقلام تعهدی مرتبط با رشد فروش، $\sum_{\ell=0}^{2} \widehat{\Phi}_{2,l} CF_{t-\ell+1}$ اقلام تعهدی مرتبط با نوسان‌های سرمایهٔ در گردش و $\hbar_t$ اقلام تعهدی مرتبط با خطای برآورد اقلام تعهدی را اندازه‌گیری می‌کند. همچنین، برای هر فرایند، ضرایب همبستگی سریالی با تأخیر اول آن با استفاده از مدل زیر محاسبه شده‌اند:

$$X_t = \alpha + bX_{t-1} + e_t$$

مقدار ضرایب نمایش داده‌شده میانگین ضرایب در نمونه است. مقدار آمارهٔ t بر اساس انحراف استاندارد توزیع ضرایب محاسبه شده است. قدر مطلق مقدار بحرانی آمارهٔ t (دو دامنه)، با درجهٔ آزادی ۱۹۹، ۱/۹۷ است. منبع: یافته‌های پژوهش

در نگارهٔ (۵)، مجدداً همبستگی سریالی فرایندهای اقلام تعهدی بررسی شده است. در بررسی جدید، مطابق دیچاو و همکاران (1998)، متغیر تغییر فروش دورهٔ قبل (ΔS_{t-1}) نیز برای کنترل اقلام تعهدی مرتبط با رشد فروش به مدل اضافه شده است (Dechow et al., 1998). شواهد ارائه‌شده نشان می‌دهد اقلام تعهدی مرتبط با رشد فروش، با کنترل شوک‌های مرتبط با رشد فروش دورهٔ قبل و دورهٔ جاری، یک همبستگی سریالی مثبت با بزرگی ۰/۳۵۲ را نشان می‌دهند که در سطح یک درصد معنادار است. این یافته شواهدی از وجود یک فرایند پایدار در سری زمانی اقلام تعهدی ارائه می‌دهد. همچنین، کنترل این فرایند پایدار اقلام تعهدی، که پیش‌تر کنترل نشده بود، همبستگی سریالی منفی خطای برآورد اقلام تعهدی را افزایش می‌دهد.

نگارهٔ ۵: همبستگی سریالی فرایندهای اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش

Table 5: Serial Correlation of Working Capital Accruals Processes

	محاسبه‌شده بر اساس	B
اقلام تعهدی مرتبط با رشد فروش و نوسان‌های سرمایهٔ در گردش	$\sum_{\ell=0}^{1}\widehat{\Phi}_{1,l}\Delta S_{t-\ell}+\sum_{\ell=0}^{2}\widehat{\Phi}_{2,l}CF_{t-\ell+1}$	-۰/۱۰۷ (-۲/۹۰۵)
اقلام تعهدی مرتبط با رشد فروش $(\tau_t-\tau_{t-1})$	$\sum_{\ell=0}^{1}\widehat{\Phi}_{1,l}\Delta S_{t-\ell}$	۰/۳۵۲ (۱۲/۳٤)
اقلام تعهدی مرتبط با نوسان‌های سرمایهٔ در گردش $(\sigma_t-\sigma_{t-1})$	$\sum_{\ell=0}^{2}\widehat{\Phi}_{2,l}CF_{t-\ell+1}$	-۰/۳۳٤ (-۱۰/۰٦)
اقلام تعهدی مرتبط با خطای برآورد اقلام تعهدی $(\varepsilon_t-\varepsilon_{t-1})$	$\hbar_t$	-۰/۲۱٦ (-٦/۸۳۲)

نگارهٔ (۵) همبستگی سریالی فرایندهای اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش را نشان می‌دهد. برای برآورد هر فرایند از مدل زیر استفاده شده است:

$$A_t=\alpha+\sum_{\ell=0}^{1}\phi_{1,l}\Delta S_{t-\ell}+\sum_{\ell=0}^{2}\phi_{2,l}CF_{t-\ell+1}+\hbar_t$$

به طوری که، $\sum_{\ell=0}^{1}\widehat{\Phi}_{1,l}\Delta S_{t-\ell}$ اقلام تعهدی مرتبط با رشد فروش، $\sum_{\ell=0}^{2}\widehat{\Phi}_{2,l}CF_{t-\ell+1}$ اقلام تعهدی مرتبط با نوسان‌های سرمایهٔ در گردش و $\hbar_t$ اقلام تعهدی مرتبط با خطای برآورد اقلام تعهدی را اندازه‌گیری می‌کند. همچنین، برای هر فرایند، ضرایب همبستگی سریالی با تأخیر اول آن با استفاده از مدل زیر محاسبه شده‌اند:

$$X_t=\alpha+bX_{t-1}+e_t$$

مقدار ضرایب نمایش داده‌شده میانگین ضرایب در نمونه است. مقدار آمارهٔ t بر اساس انحراف استاندارد توزیع ضرایب محاسبه شده است. قدر مطلق مقدار بحرانی آمارهٔ t (دو دامنه)، با درجهٔ آزادی ۱۹۹، ۱/۹۷ است.

منبع: یافته‌های پژوهش

بحث و نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر، ویژگی‌های سری زمانی اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش، با این فرض که سه منبع عدم قطعیت در سری زمانی آن وجود دارند، مطالعه شده‌اند. این سه منبع عدم قطعیت عبارت‌اند از: شوک‌های اقلام تعهدی مرتبط با رشد فروش، نوسان‌های موقت سرمایهٔ در گردش و خطای برآورد اقلام تعهدی. در هیچ یک از مطالعات گذشته این سه منبع عدم قطعیت به طور هم‌زمان در تبیین سطح مورد انتظار اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش بررسی نشده‌اند. در پژوهش حاضر، یک مدل میانگین متحرک اقلام تعهدی ارائه می‌شود که مطابق آن،

مقدار اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش هر دوره برابر است با میانگین اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش به علاوهٔ شوک‌های دورهٔ جاری اقلام تعهدی منهای شوک‌های دورهٔ قبل اقلام تعهدی. این مدل، این امکان را می‌دهد تا فرایند معکوس‌شدن خطای برآورد اقلام تعهدی دورهٔ قبل، به صورت مستقل از خطای برآورد دورهٔ جاری، در تبیین اقلام تعهدی مورد انتظار دورهٔ جاری استفاده شود. شواهد پژوهش نشان می‌دهد به طور میانگین، مجموع شوک‌های اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش گرایش دارد تا در دورهٔ بعد معکوس شود. این یافته، با ماهیت معکوس‌شوندهٔ اقلام تعهدی کوتاه‌مدت انطباق دارد. با وجود این، سرعت معکوس‌شدن شوک‌های مختلف اقلام تعهدی یکسان نیست. مطابق شواهد پژوهش، در بیشتر شرکت‌های نمونه، خطای برآورد اقلام تعهدی هر دوره، با بیشترین سرعت معکوس‌شدن، بلافاصله و به طور کامل در دورهٔ بعد معکوس می‌شود. این یافته نشان می‌دهد خطای برآورد اقلام تعهدی دورهٔ قبل، به دلیل معکوس‌شدن در دورهٔ جاری، یک منبع اطلاعاتی جدید و اضافی در خصوص اقلام تعهدی دورهٔ جاری، غیر از اطلاعات مربوط به شوک‌های فروش و نوسان‌های سرمایهٔ در گردش است. این یافته با نتایج بلومفیلد و همکاران (2017) هم‌خوانی دارد.

شواهد تجربی پژوهش، همچنین، از پیش‌بینی نظری دیچاو و همکاران (1998)، که مطابق آن اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش تقریباً یک نوفه سفید است، پشتیبانی می‌کند. این یافته، وجود یک فرایند پایدار (با همبستگی سریالی مثبت و مرتبط با رشد فروش) و یک فرایند معکوس‌شونده (با همبستگی سریالی منفی و مرتبط با نوسان‌های موقت سرمایهٔ در گردش) را، که در میانگین تقریباً یکدیگر را خنثی می‌کنند، تأیید می‌کند. از این نظر، یافته‌های پژوهش با یافته‌های مطالعهٔ آلن و همکاران (2013) هم‌خوانی دارد، اگرچه یافته‌های پژوهش حاضر، برعکس مطالعهٔ یادشده، شواهدی قوی‌تر از همبستگی سریالی منفی اقلام تعهدی مرتبط با خطای برآورد اقلام تعهدی ارائه می‌دهد.

یافته‌های این پژوهش، از این نظر که ریشه‌های اقتصادی ناپایداری فرایندهای تعهدی را واکاوی و رفتار سری زمانی اجزای تعهدی را مدل‌سازی می‌کند، می‌تواند مورد استفادهٔ دانشگاهیان و پژوهشگران حوزهٔ مدیریت سود و کیفیت اقلام تعهدی واقع شود.

پژوهش حاضر، به لحاظ نظری و به شکل نسبتاً جزئی، در خصوص منابع مختلف شوک‌های اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش بحث و دلایل اقتصادی معکوس‌شدن یا بازتجدید آنها با شوک‌های جدید را مطالعه می‌کند. شواهد تجربی پژوهش، در مجموع، از پیش‌بینی‌های نظری ارائه‌شده حمایت می‌کند. با وجود این، پژوهش حاضر به برخی از پرسش‌ها پاسخ نداده است. این پرسش‌ها پیشنهادهایی برای پژوهش‌های آینده ارائه می‌دهند. نخست، چرا با وجود آنکه سری زمانی اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش دارای یک همبستگی سریالی منفی نسبتاً ضعیف است، کل اقلام تعهدی دارای یک همبستگی سریالی مثبت است. در پژوهش حاضر، اقلام تعهدی سرمایهٔ در گردش به روش ترازنامه‌ای و کل اقلام تعهدی به روش جریان‌های نقدی محاسبه شده‌اند. از این رو، این پرسش مفتوح است که آیا روش محاسبهٔ اقلام تعهدی در ایجاد این مشاهده مؤثر است یا وجود یک جزء پایدار مستقل از رشد فروش (برای مثال، به دلیل وجود اقلام تعهدی بلند مدت استهلاک). پرسش دیگر این

است که معکوس‌شدن خطای برآوردی اقلام تعهدی در دورهٔ بعد تا چه اندازه در اثر تبدیل‌شدن آن به جریان‌های نقدی عملیاتی است و تا چه اندازه در اثر حذف‌شدن. این پرسش همچنین، این پرسش را ایجاد می‌کند که ویژگی‌های مدیریت و ویژگی‌های محیط فعالیت شرکت تا چه اندازه بر میزان خطاهایی که به جریان‌های نقدی تبدیل می‌شوند یا حذف می‌شوند، مؤثر هستند.

منابع

ایزدی‌نیا، ناصر، قوچی فرد، حمزه، و حمیدیان، نرگس (۱۳۹۱). بررسی رابطهٔ بین جریان‌های نقد عملیاتی، سود خالص و اجزای اقلام تعهدی با جریان‌های نقد آزاد آتی شرکت‌های پذیرفته‌شده بورس اوراق بهادار تهران. *نشریهٔ پژوهش‌های حسابداری مالی*، ٤(٤)، ١٩-٣٦. https://far.ui.ac.ir/article_16960.html

قربانی، آرش، و ودیعی نوقابی، محمدحسین (۱۳۹۷). توسعهٔ مدل‌های جبری و تجربی برای تبیین و کنترل مؤلفه‌های مؤثر بر فرایندهای ایجاد اقلام تعهدی. *پژوهش‌های کاربردی در گزارشگری مالی*، ۷(۱)، ٤٢-۷. https://www.arfr.ir/article_68834.html

نوروش، ایرج، ناظمی، امین، و حیدری، مهدی (۱۳۸۵). کیفیت اقلام تعهدی و سود با تأکید بر نقش خطای برآورد اقلام تعهدی. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۳(۱)، ۱۳۵-۱٦۰. https://acctgrev.ut.ac.ir/article_18494.html

کردستانی، غلامرضا، و لطفی، احمد (۱۳۹۰). بررسی ارتباط بین خطای پیش‌بینی سود و اقلام تعهدی، *نشریه پژوهش‌های حسابداری مالی*. ۳(۲)، ٦۳-۷۸. https://far.ui.ac.ir/article_16913.html

References

Allen, E. J., Larson, C. R., & Sloan, R. G. (2013). Accrual reversals, earnings and stock returns. *Journal of Accounting and Economics*, *56*(1), 113-129. https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2013.05.002

Baber, W. R., Kang, S.-H., & Li, Y. (2011). Modeling discretionary accrual reversal and the balance sheet as an earnings management constraint. *The Accounting Review*, *86*(4), 1189-1212. https://doi.org/10.2308/accr-10037

Ball, R. (2013). Accounting informs investors and earnings management is rife: Two questionable beliefs. *Accounting Horizons*, *27*(4), 847-853 . https://doi.org/10.2308/acch-10366

Ball, R., & Shivakumar, L. (2005) .Earnings quality in UK private firms: comparative loss recognition timeliness. *Journal of Accounting and Economics*, *39*(1), 83-128. https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2004.04.001

Bloomfield, M. J., Gerakos, J., & Kovrijnykh, A. (2017). Accrual reversals and cash conversion. *Chicago Booth Research Paper, No. 14-29*. https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2495610

De Moura, A. A. F., Suguri Motoki, F. Y., Modolo, R., & Gerakos, J. (2024). *Are accruals actually less persistent than cash flows?*. Available at SSRN 4398902 . https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4398902

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. https://doi.org/10.1016/0165-4101(94)90016-7

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. https://doi.org/10.2308/accr.2002.77.s-1.35

Dechow, P. M., Hutton, A. P., Kim, J. H., & Sloan, R. G. (2012). Detecting earnings management: A new approach. Jour*nal of Accounting Research*, *50*(2), 275-334. https://doi.org/10.1111/j.1475-679X.2012.00449.x

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. https://doi.org/10.1016/S0165-4101(98)00020-2

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 .https://doi.org/10.2308/TAR-2019-0200

DeFond, M. L., & Park, C. W .(2001) .The reversal of abnormal accruals and the market valuation of earnings surprises. *The Accounting Review*, *76*(3), 375-404. https://doi.org/10.2308/accr.2001.76.3.375

Dichev, I., & Owens, E. (2024). Accrual duration. *Review of Accounting Studies*, *30*, 611–649. https://doi.org/10.1007/s11142-024-09826-8

Ghorbani, A., & Vadi'ei Noqabi, M. H. (2018). Developing algebraic and empirical models to explain and control factors affecting the accruals process. *Applied Research in Financial Reporting*, *7*(1), 7-42. https://www.arfr.ir/article_68834.html [In Persian]

Izadinia, N., Ghoochifard, H., & Hamidian, N. (2012). Investigating the relationship between operating cash flows, net income, and accrual components with future free cash flows of companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Accounting Research*, *4*(4), 19-36. https://far.ui.ac.ir/article_16960.html [In Persian]

Jones, J. J. (1991). Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research*, *29*(2), 193-228. https://doi.org/10.2307/2491047

Kordestani, G., & Lotfi, A. (2011). Examining the relationship between earnings forecast error and accruals. *Journal of Financial Accounting Research*, *3*(2), 63-78. https://far.ui.ac.ir/article_16913.html [In Persian]

Kothari, S. P., Leone, A. J., & Wasley, C. E. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics*, *39*(1), 163-197. https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2004.11.002

Nikolaev, V .V. (2018). Identifying accounting quality. *Chicago Booth Research Paper, No. 14-29.* https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2484958

Noravesh, I., Nazemi, A., & Heydari, M. (2006). Accrual quality and earnings with an emphasis on the role of accrual estimation error. *Accounting and Auditing Reviews*, *13*(1), 135-160. https://acctgrev.ut.ac.ir/article_18494.html [In Persian]

Oh, H. I., & Penman, S. (2024). The Accruals–Cash Flow Relation and the Evaluation of Accrual Accounting. *Abacus*, *60*(1), 23-48 . https://doi.org/10.1111/abac.12307

Richardson, S. A., Sloan, R. G., Soliman, M .T., & Tuna, I. (2005). Accrual reliability, earnings persistence and stock prices. *Journal of Accounting and Economics*, *39*(3), 437-485. https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2005.04.005