

The Effect of Conservative Financial Reporting on the Relationship between Environmental Uncertainty and Accrual Anomaly

Hosein Nourani^{ib*}

Mostafa Shamsoddini^{ib*}

Abstract

Objective: Conservative financial reporting can be considered a product of uncertainty and whenever accountants face ambiguity, they use conservatism. Today, interest conflicts between different parties related to firms have increased due to the development of the business environment and the extensive role of accounting information. In this regard, accounting conservatism has received a large part of researchers' attention. Considering that the effect of conservative financial reporting on environmental uncertainty and accruals abnormality has not been investigated in Iranian research, this study has been conducted to investigate the effect of conservative financial reporting on the relationship between environmental uncertainty and accrual anomaly in firms listed on the Tehran stock exchange.

Method: This study is a multiple correlation research, and on the other hand, it is a type of post-event research because, firstly, it examined the correlation between more than two variables. Secondly, data and information were used after the event. The data of this study is based on figures and real information of accepted firms in the Tehran Stock Exchange and the financial statements. Also, information and data needed to conduct this study were obtained from the Tehran Stock Exchange and referred to financial statements, notes and reports. In order to achieve the research objectives, research hypotheses were tested based on a statistical sample consisting of 167 firms for 10 years from 2012 to 2021, using correlation analysis through the combined data estimation method with Eviews software. To measure accruals abnormally was the balance sheet approach. The sales coefficient approach was used to measure environmental uncertainty and financial conservatism used the time asymmetry of profit approach. This study used all listed companies in the Tehran Stock Exchange. The study did not include banks, financial institutions, foreign companies, investment and insurance companies as these companies operate in specific regulatory accounting environments.

Results: This study has four main hypotheses. 1) Environmental uncertainty has positive and increasing effects on accruals anomaly; 2) Conservative financial reporting has negative and reducing effects on accruals anomaly; 3) Conservative financial reporting weakens the relationship between environmental uncertainty and accruals anomaly; 4) The weakening effect of conservative financial reporting on the relationship between environmental uncertainty and accruals anomaly is not dependent on the firm's size. The results of the first

Journal of Accounting Knowledge, Vol. 15, No. 1, pp. 25-46

Corresponding Author, Assistant Professor of Accounting, Department of Accounting and Economics, University of Hormozgan, Bandar Abbas, Iran. **Email:** h.noorani@hormozgan.ac.ir

* Assistant Professor of Accounting, Department of Accounting and Economics, University of Hormozgan, Bandar Abbas, Iran. **Email:** m.shamsoddini@hormozgan.ac.ir

Submitted: 29 April 2023 **Revised:** 5 August 2023 **Accepted:** 7 August 2023 **Published:** 26 March 2024

Publisher: Faculty of Management & Economics, Shahid Bahonar University of Kerman.

DOI: 10.22103/jak.2023.21412.3880

©The Author(s)



Abstract

hypothesis show a positive and significant relationship between environmental uncertainty and accruals abnormally. Experimental estimates confirm this hypothesis that firms face problems related to investment decisions in times of uncertainty, but accounting conservatism reduces uncertainty and improves a firm's investment decisions. In general, Exposure to greater uncertainty leads to more conservative reporting; therefore, managers try to use appropriate strategies to moderate the effect of environmental uncertainties. If these strategies fail to reduce environmental uncertainties, the quality of financial reporting will drop. The main reason for using more conservative methods and reporting less income is to demonstrate sustainable growth. From an investor's perspective, achieving sustainable growth means less risk. Therefore, the market price for firms with less risk is higher than for firms with more risk. The results of the second hypothesis show a negative and significant relationship between conservative financial reporting and accruals abnormally. The findings of the third hypothesis showed conservative financial reporting weakens the relationship between environmental uncertainty and accruals anomaly. Although all organizations face uncertainty, the level of uncertainty varies among firms. When firms face high uncertainty, conservative financial reporting helps managers to make correct decisions. From the agency theory perspective, which relates managers' rights and benefits to reported profits, managers have strong incentives to hide bad news that will reduce earnings. Therefore, conservatism can be considered a mechanism to control managers' motivations to overreport profits. Iran's business environment has faced high uncertainty due to the high inflation rate and currency fluctuations in recent decades. In this situation, firms with a higher level of awareness of business environment uncertainty prepare their financial statements more conservatively; therefore, these firms have fewer accruals anomalies compared to firms that act passively. Also, the results of the fourth hypothesis show that the impact of conservative financial reporting and its interactive effect differs in listed companies.

Conclusion: Applying conservatism to preparing financial statements has been considered a practical way to assist managers in dealing with uncertainty in business environments. In times of uncertainty, firms will face problems related to financial decisions, but accounting conservatism reduces uncertainty and improves the firm's financial decisions. In general, exposure to greater uncertainty leads to more conservative reporting; therefore, managers try to moderate the effect of environmental uncertainties by using appropriate strategies. Considering the role of financial conservatism in improving the quality of a firm's information environment, the results of this study can provide a better understanding of conservative accounting and financial reporting and the critical consequences of conservative methods for investors and firms.

Keywords: *Environmental Uncertainty, Accruals Anomaly, Conservative Financial Reporting.*

Paper Type: *Research Paper.*

Citation: Nourani, H., & Shamsoddini, M., (2024). The effect of conservative financial reporting on the relationship between environmental uncertainty and accrual anomaly. *Journal of Accounting Knowledge*, 15(1), 25-46 [In Persian].

بررسی تأثیر گزارشگری مالی محافظه کارانه بر رابطه بین عدم اطمینان محیطی و ناهنجاری ارقام تعهدی

حسین نورانی^۱
مصطفی شمس الدینی^۲

چکیده

هدف: هدف این پژوهش، بررسی تأثیر نقش گزارشگری مالی محافظه کارانه بر رابطه بین عدم اطمینان محیطی و ناهنجاری ارقام تعهدی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است.

روش: به منظور دستیابی به اهداف پژوهش، فرضیه‌های پژوهش بر مبنای نمونه آماری متشکل از ۱۶۷ شرکت طی دوره ۱۰ ساله از سال ۱۳۹۱ تا ۱۴۰۰ با استفاده از تحلیل همبستگی از طریق روش تخمین داده‌های ترکیبی از طریق نرم‌افزار Eviews مورد آزمون قرار گرفت. برای اندازه‌گیری ناهنجاری ارقام تعهدی از رویکرد ترازنامه‌ای، برای اندازه‌گیری عدم اطمینان محیطی از رویکرد ضریب تغییرات فروش و برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری گزارشگری مالی از رویکرد عدم تقارن زمانی سود بهره گرفته شد.

یافته‌ها: نتایج نشان می‌دهد بین عدم اطمینان محیطی و ناهنجاری ارقام تعهدی رابطه مثبت و معناداری وجود دارد؛ همچنین گزارشگری مالی محافظه کارانه رابطه بین عدم اطمینان محیطی و ناهنجاری ارقام تعهدی را تضعیف می‌کند.

نتیجه‌گیری: به صورت کلی مواجهه با عدم قطعیت بیشتر منجر به تشدید ناهنجاری ارقام تعهدی می‌شود، از این رو مدیران سعی می‌کنند با به‌کارگیری استراتژی‌های مناسب، اثر عدم اطمینان‌های محیطی را تعدیل کنند. با توجه به نقش محافظه‌کاری گزارشگری مالی در بهبود کیفیت محیط اطلاعاتی شرکت‌ها، نتایج این پژوهش می‌تواند درک بهتری از حسابداری و گزارشگری مالی محافظه کارانه و پیامدهای مهم روش‌های محافظه کارانه برای سرمایه‌گذاران و شرکت‌ها ارائه دهد.

واژه‌های کلیدی: عدم اطمینان محیطی، ناهنجاری ارقام تعهدی، گزارشگری مالی محافظه کارانه.

نوع مقاله: پژوهشی.

استناد: نورانی، حسین و شمس‌الدینی، مصطفی (۱۴۰۳). بررسی تأثیر گزارشگری مالی محافظه کارانه بر رابطه بین عدم اطمینان محیطی و ناهنجاری ارقام تعهدی. *مجله دانش حسابداری*، ۱۵(۱)، ۴۶-۲۵.

مجله دانش حسابداری، دوره پانزدهم، ش ۱، صص. ۲۵-۴۶

نویسنده مسئول، استادیار گروه حسابداری، دانشکده حسابداری و اقتصاد، دانشگاه هرمزگان، بندرعباس، ایران. **رایانامه:** h.noorani@hormozgan.ac.ir

* استادیار گروه حسابداری، دانشکده حسابداری و اقتصاد، دانشگاه هرمزگان، بندرعباس، ایران. **رایانامه:** m.shamsoddini@hormozgan.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۲/۹ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۵/۱۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۵/۱۶ تاریخ انتشار برخط: ۱۴۰۳/۱/۷

ناشر: دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان.

DOI: 10.22103/jak.2023.21412.3880

©The Author(s)



مقدمه

بازار کارای سرمایه‌گذاری بازاری است که در آن قیمت اوراق بهادار منعکس‌کننده تمامی اطلاعات موجود در دسترس است و سرمایه‌گذاران به صورت منطقی به اطلاعات جدید واکنش نشان می‌دهند (اهیدو و اوبی^۱، ۲۰۲۲). پژوهش‌های مالی و حسابداری در ابتدا مبتنی بر فرض نئوکلاسیک‌ها و رفتار عقلایی افراد و بنگاه‌ها بود (رامیاه و همکاران^۲، ۲۰۱۵؛ شیکات^۳، ۲۰۱۸؛ برانکاجیو و همکاران^۴، ۲۰۲۲). سپس نظریه مالی رفتاری با به چالش کشیدن اصول بنیادین نئوکلاسیک‌ها نقش تعیین‌کننده‌ای در تبیین رفتار و تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در بازار و همچنین آثار آن بر رفتار بازارهای مالی بر عهده گرفت (گیل و باجوا^۵، ۲۰۱۸؛ آنتونی^۶، ۲۰۲۰؛ یوان و ژان^۷، ۲۰۲۲). در نظریه‌های مالی رفتاری جدید، فرض می‌شود سرمایه‌گذاران به‌طور سیستماتیک در قیمت‌گذاری دارایی‌ها گرفتار خطا می‌شوند و ناهنجاری‌ها در نتیجه خطای قیمت‌گذاری است (وو و همکاران^۸، ۲۰۱۰). بازارهای چهارگانه اقتصاد ایران شامل بازار کالا، بازار کار، بازار پول و بازار سرمایه هستند؛ کارکردهای بازار سرمایه به عنوان یکی از ارکان اساسی اقتصاد ایران در هدایت سرمایه‌گذاری‌ها و کنترل ریسک اهمیت فراوانی دارند. در این راستا شناسایی عوامل ناهنجار در بازار سرمایه می‌تواند مواردی که باعث ناکارایی بازار سرمایه می‌شود را نمایان ساخته و در نتیجه کارایی بیشتر بازار سرمایه را فراهم آورد.

اقتصاد ایران در سال‌های اخیر چرخه‌های قوی و مداوم تورم و نوسانات ارزی را تجربه کرده است، در نتیجه شرکت‌های ایرانی در مقایسه با سایر کشورها با عدم اطمینان بیشتری مواجه بوده‌اند. در عصر جهانی امروز، شرایط محیطی باعث شده است که سازمان‌ها به‌عنوان نظام اجتماعی باز، موقعیت‌های آشوبناک و نامطمئن را تجربه کنند، در چنین شرایطی تمرکز بر مفهوم عدم اطمینان محیطی اهمیت بسزایی دارد (لاگویر و همکاران^۹، ۲۰۲۲). همه سازمان‌ها در بطن شرایط فیزیکی، فناورانه، فرهنگی و اجتماعی خاصی که محیط آن‌ها نامیده می‌شود فعالیت می‌کنند، هیچ سازمانی نمی‌تواند مستقل از محیطی که در آن قرار دارد به حیات خود ادامه دهد؛ اما حیات و بقای یک سازمان به‌طور کامل به نوع رابطه آن با محیطی که در واقع خود جزئی از آن بشمار می‌آیند، مربوط است.

عدم اطمینان محیطی به‌عنوان نرخ تغییرپذیری در محیط خارجی سازمان‌ها که شامل مشتریان عمده، رقبا، قوانین دولتی و اتحادیه‌های کارگری هستند تعریف شده است (حیب و همکاران^{۱۰}، ۲۰۱۱). در محیط کسب‌وکار امروز، مهم‌ترین مشخصه عدم اطمینان محیطی است (اکر و اکر^{۱۱}، ۲۰۱۹). افزایش فشار رقابتی، شرکت‌ها را به کاهش چرخه عمر محصولات، افزایش تنوع محصول و تطابق با تغییرات فناوری سریع‌تر از گذشته وادار کرده است (پوربقال، ۱۳۹۳).

شوکه‌های عدم اطمینان محیطی در اقتصاد ایران تأثیر معناداری بر شاخص‌های مختلف اقتصادی و مالی از جمله سرمایه‌گذاری، بازده سهام، مدیریت سود شرکت‌ها، اعتبارات بانکی و... دارند؛ بنابراین متغیرهای زیادی از جمله ناهنجاری ارقام تعهدی از عدم اطمینان محیطی تأثیرپذیر هستند. مدیران برای مقابله با شرایط عدم اطمینان، از مدیریت سود استفاده می‌کنند که این امر موجب حادث شدن عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیریت و سهامداران و کاهش کیفیت سود خواهد شد

1. Ehiedu & Obi

2. Ramiah

3. Schettkat

4. Brancaccio

5. Gill & Bajwa

6. Antony

7. Yuan & Zhan

8. Wu

9. Laguir

10. Habib

11. Eker & Eker

(معمدی و تاری وردی، ۱۴۰۱). انتظار می‌رود شرکت‌ها با عدم اطمینان بالا، دارای سودهایی در آینده باشند که از قبل قابل تأیید نیستند؛ این سودها نسبت به تغییر شرایط بسیار حساس‌اند. همچنین، در مقایسه با شرکت‌های با عدم اطمینان پایین‌تر، انتظار می‌رود که بیشتر با بازدهی نامطلوب از محل سرمایه‌گذاری‌های خود مواجه شوند. به‌علاوه، شرایط عدم اطمینان در شرکت می‌تواند جانب‌داری آگاهانه مدیر را در پردازش اطلاعات تشدید نماید (حسن‌پور و عربی، ۱۳۹۶) و در نتیجه منجر به افزایش ناهنجاری ارقام تعهدی می‌شود.

مقوله محافظه‌کاری حسابداری از ابتدای قرن بیستم تاکنون، به‌عنوان یک اصل از اصول محدودکننده، در گزارشگری مالی مطرح شده است (بیات و محمدی، ۱۳۹۶). حسابداری محافظه‌کارانه موجب کاهش عدم تقارن اطلاعاتی می‌گردد، به‌علاوه محافظه‌کاری حسابداری سبب افزایش ارزش اطلاعاتی می‌شود (گارسیا لارا و همکاران^۱، ۲۰۱۴)؛ زیرا انتظار می‌رود اطلاعاتی را در مورد مدیرانی که ممکن است متمایل به مخفی‌کاری باشند، فراهم آورد. اگرچه بعضی از محققین با این استدلال که حسابداری محافظه‌کارانه از انتقال به‌موقع اخبار خوب ممانعت کرده و باعث نوعی اختلال می‌گردد، بیان داشته‌اند که عدم محافظه‌کاری سود الزاماً منجر به ابهام در سود نمی‌شود (بلوم^۲، ۲۰۱۸؛ هسیه و همکاران^۳، ۲۰۱۹؛ رشیدی^۴، ۲۰۲۱)، باتاچاریا و همکاران^۵ (۲۰۰۳) معتقدند با توجه به اینکه انتظار می‌رود که مدیران، تمایل شان به سوی بیش‌نمایی دارایی و درآمد باشد، سود محافظه‌کارانه شفاف‌تر است. زیرا گزارش‌های حسابداری با احتمال کمتری در معرض سوگیری مدیریت قرار گرفته و باعث کاهش اختلال در سودهای حسابداری و افزایش شفافیت سود می‌گردد. با توجه به شرایط اقتصاد ایران و تأثیرپذیری اقتصاد از عوامل داخلی و بیرونی، شرکت‌ها در تلاش برای کاستن از هزینه‌های سیاسی و اقتصادی، در ارائه گزارش‌های مالی، محافظه‌کارانه عمل می‌کنند. گزارشگری مالی محافظه‌کارانه را می‌توان محصول ابهام دانست و هرگاه حسابداران با ابهام روبرو شوند، محافظه‌کاری را به کار می‌برند. با توجه به این که تاکنون در پژوهش‌های داخلی تأثیر گزارشگری مالی محافظه‌کارانه بر رابطه بین عدم اطمینان محیطی و ناهنجاری ارقام تعهدی مورد بررسی قرار نگرفته است در این پژوهش سعی شده تا این مسأله مورد بررسی قرار گیرد که آیا گزارشگری مالی محافظه‌کارانه بر رابطه بین عدم اطمینان محیطی و ناهنجاری ارقام تعهدی در شرکت‌های پذیرفته بورس اوراق بهادار تهران تأثیر گذار است؟ در این راستا ابتدا با بررسی مبانی نظری و پیشینه پژوهش، فرضیه‌های پژوهش تشریح و سپس مدل پژوهش بر اساس شرایط بازار سرمایه در اقتصاد ایران بسط داده شده و نتایج تجری مدل ارائه می‌شوند.

مبانی نظری و بسط فرضیه‌های پژوهش

پژوهش‌های صورت گرفته در ادبیات حسابداری و مالی، بیانگر وجود یک رابطه منفی بین بازده آتی سهام و ارقام تعهدی است (دانگ و ترن^۶، ۲۰۱۹ و ایزدی و همکاران^۷، ۲۰۱۹). در ادبیات گذشته این رابطه منفی ناهنجاری ارقام تعهدی نامیده شده است (هاشمی و همکاران، ۱۳۹۲). ناهنجاری ارقام تعهدی اولین بار توسط اسلون^۸ (۱۹۹۶) معرفی شد. اسلون بیان کرد میزان تداوم عملکرد سود جاری در آینده به مقادیر نسبی اجزای نقدی و تعهدی سود جاری بستگی دارد. باین‌حال، قیمت سهام به‌گونه‌ای عمل می‌کند که گویی سرمایه‌گذاران روی سود سهام تمرکز کرده و تا زمانی که این

1. García Lara

2. Bloom

3. Hsieh

4. Rashidi

5. Bhattacharya

6. Dang & Tran

7. Izadi

8. Sloan

اطلاعات بر سودهای آتی تأثیر بگذارد، قیمت‌ها اطلاعات موجود در اجزای تعهدی و جریان نقدی سود جاری را به‌طور کامل منعکس نمی‌کنند.

به‌صورت کلی، شرکت‌هایی که از نظر مالی سالم هستند و همچنین شرکت‌هایی که استراتژی‌های محافظه کارانه دارند و از توانایی خوبی برای پرداخت سود برخوردارند، احتمال بیشتری برای مدیریت سود واقعی (دستکاری سود از طریق فعالیت‌های واقعی) دارند (لیزینسکا و چاپیوسکی^۱، ۲۰۲۳). در زمان ارزش‌گذاری شرکت‌ها سرمایه‌گذاران بایستی بین پایداری اجزاء سود تفاوت قائل شوند. بر اساس ادبیات گذشته، نسبت به ارقام تعهدی، جریان‌های نقدی عملیاتی سودآوری آتی شرکت‌ها را بهتر پیش‌بینی می‌کنند، از این‌رو نادیده گرفتن این تفاوت منجر به خطای سرمایه‌گذاران در ارزیابی عملکرد آتی شرکت‌ها می‌شود؛ به‌صورتی که در مورد آینده شرکت‌ها با ارقام تعهدی بالا، بسیار خوش‌بینانه عمل می‌کنند و درباره شرکت‌هایی با ارقام تعهدی پایین بدبین خواهند بود؛ بنابراین، سهام شرکت‌ها به‌گونه‌ای نادرست و غیرمنطقی ارزش‌گذاری می‌شوند. ولی به دلیل پایداری پایین ارقام تعهدی، شرکت‌هایی با حجم بالای ارقام تعهدی، در دوره‌های آتی بازده‌هایی کمتر از حد مورد انتظار (بازده غیرعادی منفی) و شرکت‌هایی با ارقام تعهدی پایین بازده‌هایی بیش از حد مورد انتظار (بازده غیرعادی مثبت) کسب خواهند کرد (ودیعی و ساعی، ۱۳۹۸). در ادبیات گذشته به این الگو ناهنجاری ارقام تعهدی گفته‌اند که چالش‌هایی را نسبت به تئوری‌های منطقی قیمت‌گذاری دارایی‌ها مطرح کرده است.

امروزه تضاد منافع بین طرف‌های مختلف مرتبط با شرکت در نتیجه توسعه محیط کسب و کار و نقش گسترده اطلاعات حسابداری ناشی از جداسازی مالکیت از مدیریت، افزایش یافته و اطلاعات حسابداری به‌صورت نامتقارن بین مدیران و سرمایه‌گذاران یا بین خود سرمایه‌گذاران نمایان می‌شود (هاشم و محمد^۲، ۲۰۲۲). در این راستا محافظه‌کاری حسابداری بخش بزرگی از توجه پژوهشگران را به خود اختصاص داده است؛ برخی از پژوهشگران به دلیل مزایای متعدد محافظه‌کاری در کاهش هزینه تأمین مالی و حمایت از قیمت سهام شرکت در بازارهای مالی، از این شیوه‌ها حمایت می‌کنند، درحالی‌که برخی دیگر به دلیل مغایرت با حقیقت‌نماینده‌گی به آن نقد دارند (عابد و خودیر^۳، ۲۰۲۲). با این حال محافظه‌کاری شرطی، که به معنی شناسایی به‌موقع‌تر اخبار بد نسبت به اخبار خوب در رابطه با سود است، ممکن است با محدود کردن آزادی عمل مدیران و ممانعت از رفتارهای فرصت‌طلبانه و خوش‌بینانه بیش از حد در گزارش سود، بسیاری از مشکلات نماینده‌گی و اثرات منفی وجود عدم تقارن بین بخش‌های مختلف شرکت را کاهش دهد و در نتیجه، به افزایش قابلیت اتکای اطلاعات مالی منجر شود (مشکی و محمدی، ۱۳۹۸). کیفیت اطلاعات مالی یکی از چارچوب‌های مفهومی گزارشگری مالی است. ویژگی‌های کیفی مرتبط با اطلاعات مالی، می‌توانند در ارزیابی وضعیت مالی، عملکرد و انعطاف‌پذیری شرکت‌ها مفید باشند. پژوهش‌های پیشین نشان داده‌اند که کیفیت اطلاعات مالی بر تصمیمات مالی شرکت‌ها تأثیر می‌گذارد (کیم و همکاران^۴، ۲۰۱۳؛ چن و همکاران^۵، ۲۰۱۴؛ موسوی‌مطهر و همکاران، ۱۴۰۱). استفاده از محافظه‌کاری، می‌تواند کیفیت و اعتبار اطلاعات مالی گزارش شده را افزایش داده و در نتیجه، می‌توان استدلال کرد که محافظه‌کاری امکان مقایسه اطلاعات مالی را تسهیل می‌کند (نمک‌آورانی و همکاران^۶، ۲۰۲۱).

¹. Lizińska & Czapiewski

². Hashim & Mohammed

³. Abed & Khudair

⁴. Kim

⁵. Chen

⁶. Namakavarani

مفهوم عدم اطمینان‌های محیطی به میزان تغییرپذیری یا ناپایداری‌هایی که فعالیت‌های محیطی به عملیات سازمان وارد می‌آورد برمی‌گردد (خدادادی، ۱۴۰۰). مدیران اغلب برای مقابله با عدم اطمینان‌های محیطی که با آن مواجه هستند راهبردهای مختلفی اتخاذ می‌نمایند؛ آن‌ها سعی می‌کنند با انعطاف‌پذیری بیشتر، اثر عدم اطمینان‌های محیطی را کاهش دهند. اگر راهبردهای مدیران نتواند اثر عدم اطمینان‌های تحمیل شده بر سازمان را تعدیل کند، آنگاه گزارشگری مالی تحت تأثیر آثار ناشی از این عدم اطمینان‌ها قرار می‌گیرد (رئیس‌زاده و رضانی، ۱۳۹۷) و موجب کاهش کیفیت گزارشگری مالی می‌شود و کاهش کیفیت گزارشگری مالی منجر به ناهنجاری اقلام تعهدی می‌شود.

نظر به رشد روزافزون بورس اوراق بهادار تهران و گسترش عدم اطمینان‌های محیطی در اقتصاد ایران، توجه به نحوه گزارشگری مالی در شرکت‌های پذیرفته در بورس اوراق بهادار تهران از اهمیت بسزایی برای سرمایه‌گذاران و تصمیم‌گیرندگان برخوردار خواهد بود. مطالعات پیشین مانند حسینی و همکاران (۱۳۹۹) حاکی از وجود ناهنجاری اقلام تعهدی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. از این رو این پژوهش بررسی تأثیر نقش گزارشگری مالی محافظه‌کارانه بر رابطه بین عدم اطمینان محیطی و ناهنجاری اقلام تعهدی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را هدف قرار داده است. با توجه به مطالب مطرح شده، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر تدوین می‌گردد:

فرضیه اول: عدم اطمینان محیطی اثرات مثبت و فزاینده بر ناهنجاری اقلام تعهدی دارد.

فرضیه دوم: گزارشگری مالی محافظه‌کارانه اثرات منفی و کاهنده بر ناهنجاری اقلام تعهدی دارد.

فرضیه سوم: گزارشگری مالی محافظه‌کارانه رابطه بین عدم اطمینان محیطی و ناهنجاری اقلام تعهدی را تضعیف می‌کند.

فرضیه چهارم: تأثیر تضعیفی گزارشگری مالی محافظه‌کارانه بر رابطه بین عدم اطمینان محیطی و ناهنجاری اقلام تعهدی وابسته به اندازه شرکت‌ها نیست.

پیشینه پژوهش

بررسی نگارندگان نشان می‌دهد در مطالعات داخلی پژوهشی که به صورت مشخص تأثیر گزارشگری مالی محافظه‌کارانه بر رابطه بین عدم اطمینان محیطی و ناهنجاری اقلام تعهدی را سنجیده باشد وجود ندارد، باین حال پژوهش‌های مستقلی در زمینه عدم اطمینان محیطی، ناهنجاری اقلام تعهدی و گزارشگری محافظه‌کارانه انجام شده است.

در زمینه اهمیت عدم اطمینان محیطی بر روابط اقتصادی شرکت‌ها، احسان و همکاران^۱ (۲۰۲۰) به بررسی تأثیر عدم اطمینان محیطی بر رشد پایدار سود با توجه به نقش حاکمیت شرکتی پرداختند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که عدم اطمینان محیطی بر رشد پایدار سود تأثیر منفی دارد که این رابطه در شرکت‌هایی با حاکمیت شرکتی قوی، تضعیف می‌شود. ناگار و همکاران^۲ (۲۰۱۹) به بررسی تأثیر عدم اطمینان محیطی بر عدم تقارن اطلاعاتی و میزان افشا پرداختند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که عدم اطمینان محیطی رابطه مثبت و معناداری با عدم تقارن اطلاعاتی دارد، همچنین عدم اطمینان محیطی تأثیر مثبتی بر میزان افشای اختیاری اطلاعات دارد. درابتر و همکاران^۳ (۲۰۱۸) تأثیر عدم اطمینان محیطی را بر رابطه بین هزینه حقوق صاحبان سهام و سرمایه‌گذاری مورد بررسی قرار دادند. نتایج آن‌ها حاکی از این است که در زمان عدم اطمینان محیطی رابطه منفی بین سرمایه‌گذاری و هزینه سرمایه کاهش می‌یابد. معتمدی و تاری وردی (۱۴۰۱) به بررسی

^۱. Ahsan

^۲. Nagar

^۳. Drobotz

تأثیر عدم اطمینان محیطی بر پایداری سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد عدم اطمینان محیطی، با ایجاد محدودیت جدی برای شرکت و با اتخاذ استراتژی و تصمیم‌گیری ناصحیح مدیران و افزایش عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیریت و سهامداران موجب کاهش پایداری سود می‌شود. **جلالی و همکاران (۱۳۹۹)** به بررسی ارتباط بین عدم اطمینان محیطی، مالکیت نهادی و اجتناب مالیاتی پرداختند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که متغیر عدم اطمینان محیطی دارای تأثیر مستقیم و معناداری بر اجتناب مالیاتی و متغیر مالکیت نهادی دارای تأثیر منفی بر اجتناب مالیاتی است. **عینی و همکاران (۱۳۹۸)** به بررسی تأثیر عدم اطمینان محیطی بر تأمین مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته است. نتایج نشان داد که عدم اطمینان محیطی بر تأمین مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معکوس و معناداری دارد.

در زمینه نقش گزارشگری محافظه‌کارانه و تأثیر آن بر روابط اقتصادی، **فاطمی و همکاران^۱ (۲۰۲۲)** به بررسی تأثیر نقش گزارشگری مالی محافظه‌کارانه بر رابطه بین عدم اطمینان محیطی و مدیریت سود پرداختند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که بین عدم اطمینان محیطی و مدیریت سود رابطه مثبت و معناداری وجود دارد و همچنین گزارشگری مالی محافظه‌کارانه رابطه بین عدم اطمینان محیطی و مدیریت سود را تضعیف می‌کند **گلشن و عبدلی (۱۴۰۰)** به بررسی ارتباط بین محافظه‌کاری با کیفیت سود و شرایط تورمی اقتصادی پرداختند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد میزان محافظه‌کاری حسابداری در طول دوره‌های رکود تجاری بیشتر از میزان محافظه‌کاری حسابداری در طول دوره‌های رونق تجاری است.

در زمینه رابطه گزارشگری محافظه‌کارانه و عدم اطمینان، **سان و همکاران^۲ (۲۰۲۳)** به بررسی تأثیر عدم اطمینان بر گزارش‌دهی محافظه‌کارانه در چین پرداختند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد زمانی که عدم اطمینان افزایش می‌یابد شرکت‌ها در گزارشگری مالی محافظه‌کارتر می‌شوند. **حسین‌افشاری و همکاران (۱۴۰۰)** به بررسی تأثیر افت فروش شرکت بر محافظه‌کاری مبتنی بر عدم تقارن زمانی اقلام تعهدی پرداختند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد کاهش فروش شرکت‌ها در سه ماهه چهارم سال، رابطه معناداری با محافظه‌کاری مشروط در اقلام تعهدی سرمایه در گردش دارد. همچنین در رابطه با ناهنجاری اقلام تعهدی، **منصوریان و رضایی (۱۳۹۹)** به بررسی تأثیر ناهنجاری اقلام تعهدی بر فعالیت‌های تأمین مالی پرداختند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که ناهنجاری اقلام تعهدی ارتباط منفی و معناداری با سودآوری آتی و ارتباط مثبت و معناداری با جریان نقد حاصل از فعالیت‌های تأمین مالی شرکت‌های مورد مطالعه دارد.

با توجه به اینکه اقتصاد ایران در سال‌های اخیر چرخه‌های قوی و مداوم تورم و نوسانات ارزی را تجربه کرده است، در نتیجه شرکت‌های ایرانی در مقایسه با سایر کشورها با عدم اطمینان بیشتری مواجه بوده‌اند. در حالی که مطالعات قبلی تقاضاها برای محافظه‌کاری و اثرات سودمند محافظه‌کاری را بررسی می‌کنند، هیچ اطلاعاتی در مورد سهم محافظه‌کاری حسابداری در رابطه بین عدم اطمینان محیطی و ناهنجاری اقلام تعهدی ارائه نمی‌کنند.

روش پژوهش

پژوهش حاضر نوعی پژوهش همبستگی چند گانه و از طرف دیگر نیز نوعی پژوهش پس رویدادی محسوب می‌گردد. چرا که اولاً همبستگی بین بیش از دو متغیر را مورد بررسی قرار می‌دهد؛ ثانیاً از داده‌ها و اطلاعات پس از وقوع رویداد

^۱. Fatima

^۲. Sun

بهره می‌گیرد. داده‌های این پژوهش، مبتنی بر ارقام و اطلاعات واقعی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و صورت‌های مالی شرکت‌ها است. اطلاعات و داده‌های مورد نیاز جهت انجام پژوهش نیز، از پایگاه اطلاع‌رسانی بورس اوراق بهادار تهران و مراجعه به صورت‌های مالی، یادداشت‌ها و گزارش‌های شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تأمین شده است.

جامعه و نمونه پژوهش

جامعه آماری پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران که از ابتدای سال ۱۳۹۱ تا پایان سال ۱۴۰۰ در بورس فعال بوده‌اند، تشکیل شده است (۶۰۲۰ سال-شرکت). در این پژوهش برای این که نمونه آماری یک نماینده مناسب از جامعه آماری موردنظر باشد، از روش غربالگری استفاده شد. برای این منظور چهار معیار محدودکننده در نظر گرفته شد. روند انتخاب نمونه در جدول (۱) ارائه شده است.

(۱) سال پذیرش شرکت در بورس قبل از ۱۳۹۱ بوده و شرکت تا پایان سال ۱۴۰۰ در بورس فعال باشد.

(۲) شرکت نباید از گروه شرکت‌های سرمایه‌گذاری، هلدینگ‌ها و واسطه‌گری مالی باشد.

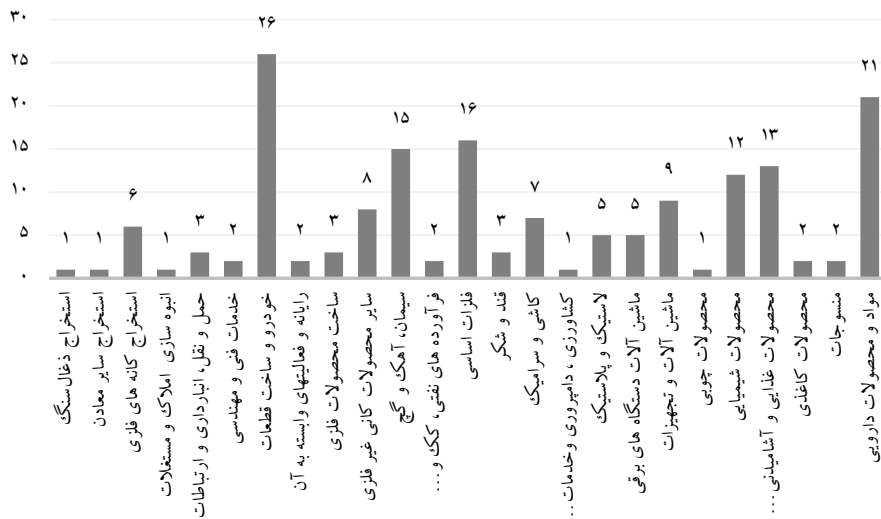
(۳) شرکت تغییر سال مالی نداشته و سال مالی منتهی به پایان اسفند باشد.

(۴) اطلاعات و داده‌های صورت‌های مالی شرکت در دسترس باشد.

جدول ۱. روند انتخاب نمونه

سال شرکت	شرکت	تعداد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس در پایان سال ۱۴۰۰
۶۰۲۰	۶۰۲	کل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس در پایان سال ۱۴۰۰
معیارها:		
(۲۰۹۰)	(۲۰۹)	شرکت‌هایی که بین سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۴۰۰ فعالیت نداشته‌اند.
(۱۱۷۰)	(۱۱۷)	شرکت‌هایی که بعد از سال ۱۳۹۱ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده‌اند.
(۴۵۰)	(۴۵)	شرکت‌هایی که جزو سرمایه‌گذاری، هلدینگ‌ها و واسطه‌گری مالی بوده‌اند.
(۵۶۰)	(۵۶)	شرکت‌هایی که تغییر سال مالی داده و یا سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفند نیست.
(۸۰)	(۸)	تعداد شرکت‌هایی که اطلاعات و داده‌های آن‌ها در دسترس نیست.

بعد از مدنظر قرار دادن کلیه معیارهای بالا، تعداد ۱۶۷ شرکت (۱۶۷۰ سال شرکت) از ۲۵ صنعت مختلف، به‌عنوان جامعه غربالگری شده باقیمانده است که همه آن‌ها به‌عنوان نمونه انتخاب شده‌اند. در نمودار (۱) تعداد شرکت‌های نمونه به تفکیک صنایع ارائه شده است.



نمودار ۱. توزیع فراوانی شرکت های نمونه بر حسب صنعت

متغیرهای پژوهش

متغیر وابسته: در این پژوهش ناهنجاری اقلام تعهدی به عنوان متغیر وابسته مطرح شده است. برای محاسبه اقلام تعهدی همسو با پژوهش اولسن^۱ (۲۰۱۴)، از رویکرد ترازنامه ای استفاده شده است. محاسبه اقلام تعهدی در این رویکرد، از مدل اسلوان (۱۹۹۶) پیروی می کند. در این راستا اقلام تعهدی از طریق رابطه (۱) محاسبه می شود.

$$TA_t = [(\Delta CA_t - \Delta Cash_t) - (\Delta CL_t - \Delta STD_t - \Delta TP_t) - DE_t] / TA_{t-1} \quad (1)$$

در رابطه فوق TA جمع کل اقلام تعهدی، CA دارایی های جاری، CL بدهی های جاری، $Cash$ وجه نقد شرکت و معادل های نقدی، STD بدهی های جاری غیر عملیاتی و TP مالیات پرداختی شرکت است. همه متغیرها با تقسیم بر کل دارایی ها در سال $t-1$ همگن شده اند.

در رابطه فوق اقلام تعهدی شامل سه عنصر است. تغییرات دارایی های جاری از تغییرات وجه نقد و معادل های نقدی $(\Delta CA_t - \Delta Cash_t)$ دومین عنصر تغییرات بدهی های جاری از تغییرات در بدهی های کوتاه مدت و از تغییرات در مالیات بر درآمد پرداختنی $(\Delta CL_t - \Delta STD_t - \Delta TP_t)$ و سومین عنصر شامل هزینه استهلاک دارایی های ثابت و نامشهود DE_t است. همه متغیرها با تقسیم بر کل دارایی ها در سال $t-1$ همگن شده اند.

متغیر مستقل: متغیر مستقل در این پژوهش عدم اطمینان محیطی است. در حال حاضر دو روش اصلی برای اندازه گیری عدم قطعیت در ادبیات موضوع وجود دارد. اولین روش استفاده از شاخص های ذهنی است؛ این روش عدم قطعیت محیطی را رفتار درک شده مدیران ارشد می داند که از طریق پرسشنامه پیمایشی مانند پژوهش **تان**^۲ (۲۰۰۱) به دست می آید. روش دوم اندازه گیری استفاده از شاخص های عینی مانند درآمد فروش، فروش ناویژه و ... مانند پژوهش **گوش و اولسن**^۳ (۲۰۰۹) و **دنگ و همکاران**^۴ (۲۰۲۲) است. از آنجا که روش پرسشنامه غیر دقیق بوده و بیشتر برای پژوهش های کوچک استفاده می شود در اینجا برای اندازه گیری عدم اطمینان محیطی از ضریب تغییرات فروش به پیروی از **آریفیتارا و همکاران**^۵ (۲۰۱۷) استفاده می شود:

¹ Ohlson

² Tan

³ Ghosh & Olsen

⁴ Deng

⁵ Ariefitara

$$CV(S_i) = \frac{\sqrt{\sum_1^t \frac{(S_i - \bar{S})^2}{t}}}{\bar{S}} ; \quad EU_{it} = CV(S_i) \quad (2)$$

که در آن؛

$CV(S_i)$ ضریب تغییرات فروش، EU_{it} متغیر عدم اطمینان محیطی، S_i میزان فروش و \bar{S} میانگین فروش های شرکت طی دوره مورد مطالعه است.

متغیر تعدیلگر: متغیر تعدیل گر متغیری است که جهت و شدت ارتباط بین متغیر مستقل و وابسته را تحت تأثیر قرار می دهد. در پژوهش های از نوع همبستگی متغیر تعدیل گر به عنوان یک متغیر سوم تلقی می شود که بر همبستگی مرتبه صفر بین متغیر مستقل و وابسته تأثیر می گذارد، این تأثیر می تواند به صورت تغییر جهت یا تغییر میزان همبستگی روی دهد، در پژوهش های تجربی اثر تعدیل کنندگی یک متغیر از طریق بررسی اثرات تعاملی متغیر مستقل اصلی و متغیر مستقل دوم بر متغیر وابسته در تحلیل ها نشان داد می شود. در این پژوهش متغیر تعدیل گر گزارشگری مالی محافظه کارانه است. محافظه کاری به پایداری کمتر سود در دوره های حاوی اخبار بد نسبت به دوره های حاوی اخبار خوب منجر می شود. رویه های محافظه کارانه منجر به شناسایی سریع زیان در دوره جاری می شوند، در حالی که این رویه ها شناسایی سودها را به صورت آهسته و طی چند دوره محقق می کنند؛ بنابراین، در حسابداری محافظه کارانه، اخبار بد با سرعت بیشتری بر سود تأثیر می گذارد، اما این تأثیر نمی تواند پایدار باشد. از طرف دیگر انعکاس اخبار خوب در سود زمان بر خواهد بود اما این انعکاس در دوره های آتی، پایداری بیشتری دارد. به پیروی از الطاعی و همکاران^۱ (۲۰۱۷) با بهره گیری از رابطه (۳) می توان بیان کرد که عدم تقارن زمانی سود در انعکاس اخبار خوب و اخبار بد منجر به درجات متفاوتی از پایداری می شود:

$$NI = \alpha + \theta_1 DR + \theta_2 RET + \theta_3 RET \times DR + \varepsilon \quad (3)$$

که در آن؛

NI سود خالص قبل از ارقام غیر مترقبه تقسیم بر ارزش بازار حقوق صاحبان سهام، RET بازده سالانه سهام و DR متغیر موهومی است و برای شرکت هایی که بازده سالانه سهام منفی دارند مساوی یک و در غیر این صورت، صفر در نظر گرفته می شود.

در این مدل، بازده مثبت، نشان دهنده اخبار خوب و بازده منفی، نشان دهنده اخبار بد است. چنانچه $RET > 0$ باشد، رابطه $NI = \alpha + \theta_2 RET + \varepsilon$ به دست می آید که در آن θ_2 نشان دهنده کشش سود نسبت به اخبار خوب است. چنانچه $RET < 0$ باشد رابطه $NI = \alpha + \theta_1 + (\theta_2 + \theta_3) RET + \varepsilon$ به دست می آید که در آن $\theta_2 + \theta_3$ نشان دهنده کشش سود نسبت به اخبار بد است. به صورت کلی حساسیت سود نسبت به اخبار بد سریع تر از حساسیت سود نسبت به اخبار خوب است. به عبارتی $\theta_2 < \theta_2 + \theta_3$ و در نتیجه $\theta_3 > 0$ و می توان θ_3 را ضریب عدم تقارن زمانی سود نامید که نشان دهنده محافظه کاری است:

$$AC_{it} = \theta_3 it \quad (4)$$

که در آن AC_{it} نمایانگر متغیر گزارشگری مالی محافظه کارانه است.

برای بررسی اثر تعدیل کنندگی گزارشگری مالی محافظه کارانه بر رابطه بین عدم اطمینان محیطی و ناهنجاری ارقام تعهدی، ضرایب مثبت یا منفی متغیر اثرات تعاملی گزارشگری مالی محافظه کارانه و عدم اطمینان محیطی در مدل (۱)

نشان دهنده جهت متغیر تعدیل گر و معنادار بودن ضرایب نشان دهنده تعدیل گر بودن متغیر گزارشگری مالی محافظه کارانه بر رابطه بین عدم اطمینان محیطی و ناهنجاری اقلام تعهدی است. متغیرهای اثرات تعاملی از حاصل ضرب متغیر گزارشگری مالی محافظه کارانه و عدم اطمینان محیطی به دست می آید.

متغیرهای کنترلی: به تبعیت از الواردو و همکاران^۱ (۲۰۱۹) و حسنی و عظیمزاده (۱۳۹۶) متغیرهای کنترلی زیر در این پژوهش بکار گرفته می شوند:

SIZE؛ اندازه شرکت (لگاریتم طبیعی ارزش بازار سهام شرکت)، OPR؛ نسبت سودآوری عملیاتی (نسبت سود عملیاتی پس از مالیات به ارزش دفتری دارایی‌ها)، DR؛ نسبت بدهی (نسبت ارزش دفتری بدهی‌ها به ارزش دفتری دارایی‌ها)، MBV؛ ارزش بازار به ارزش دفتری (ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام) و CF؛ نسبت جریان نقد عملیاتی (نسبت جریان نقد عملیاتی به ارزش دفتری دارایی‌ها)، به عنوان متغیرهای کنترلی هستند.

حال، با توجه شرح متغیرهای اصلی، برای آزمون فرضیه‌های پژوهش، رابطه (۵) به پیروی از الواردو و همکاران^۲ (۲۰۱۹) و هو و وانگ^۳ (۲۰۲۲) برآورد شده است:

$$TA_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 EU_{it} + \alpha_2 AC_{it} + \alpha_3 EU \times AC_{it} + \alpha_4 SIZE_{it} + \alpha_5 OPR_{it} + \alpha_6 DR_{it} + \alpha_7 MBV_{it} + \alpha_8 CF_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

نتایج پژوهش

یافته‌های توصیفی

به منظور تجزیه و تحلیل اطلاعات، ابتدا آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول (۲) ارائه شده است:

جدول ۲. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرها	علامت اختصاری	میانگین	میان	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
ناهنجاری اقلام تعهدی	TA	۰/۰۶۹	۰/۰۷۲	۰/۹۳۱	۰/۰۰۲	۰/۱۰۱
عدم اطمینان محیطی	EU	۰/۱۳۱	۰/۰۹۴	۰/۹۹۶	۰/۰۰۱	۰/۱۲۷
گزارشگری مالی محافظه کارانه	AC	۰/۰۵۳	۰/۰۴۷	۰/۵۲۷	۰/۰۱۱	۰/۰۲۴
عدم اطمینان محیطی × گزارشگری مالی محافظه کارانه	EU×AC	۰/۰۰۷	۰/۰۰۵	۰/۵۲۵	۰/۰۰۰	۰/۰۱۱
اندازه شرکت	SIZE	۱۴/۹۱۲	۱۴/۶۱۰	۲۱/۹۰۴	۱۰/۱۵۱	۱/۶۸۳
نسبت سودآوری عملیاتی	OPR	۰/۱۴۶	۰/۱۵۳	۰/۷۰۹	-۰/۲۰۴	۰/۱۱۷
نسبت بدهی	DR	۰/۵۹۱	۰/۵۷۴	۰/۹۸۶	۰/۰۲۲	۰/۲۱۴
ارزش بازار به ارزش دفتری	MBV	۲/۸۶۲	۲/۶۳۹	۷/۴۱۴	۰/۲۶۰	۱/۹۲۵
نسبت جریان نقد عملیاتی	CF	۰/۱۳۰	۰/۱۰۱	۰/۷۰۹	-۰/۳۶۸	۰/۱۰۴

نسبت سودآوری عملیاتی یک شاخص از چگونگی سودآوری شرکت و وابسته به کل دارایی‌های آن شرکت است. نرخ بازده دارایی‌ها که از طریق تقسیم سود عملیاتی پس از مالیات به کل دارایی‌های شرکت محاسبه می‌شود، ایده‌ای درباره مدیریت کارآمد در رابطه با استفاده از دارایی‌ها در جهت تولید سود بوده و متوسط نسبت سودآوری عملیاتی آن‌ها معادل ۰/۱۴۶ است؛ بنابراین، می‌توان گفت شرکت‌های نمونه به‌طور متوسط به ازای هر یک ریال سرمایه‌گذاری در

¹. Alvarado

². Alvarado

³. Hu & Wang

دارایی‌ها، معادل ۱۴/۶ درصد سود عملیاتی کسب کرده‌اند و حداقل مقدار منفی در نسبت سودآوری عملیاتی حاکی از این است شرکتی زیان عملیاتی داشته است.

شاخص نسبت بدهی نیز بیانگر آن است که به‌طور میانگین کل بدهی‌های شرکت‌ها ۰/۵۹۱ درصد از کل دارایی‌ها را تشکیل می‌دهند. یا به عبارتی دارایی‌های شرکت‌ها تقریباً ۵۹ درصدشان از طریق بدهی‌های شرکت‌ها به دست آمده‌اند. کمترین مقدار به ۲/۲ درصد و بیشترین مقدار آن نیز به ۹۸/۶ درصد می‌رسد که نشان از برابر بودن بدهی‌ها با دارایی‌های شرکت است. با بررسی میانگین نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری (۲/۸۶۲) که بزرگ‌تر از مقدار یک است می‌توان فهمید که شرکت‌ها ارزش بازار آن‌ها به‌طور میانگین از ارزش دفتری بیشتر است و کمترین مقدار نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری برابر با ۰/۲۶۰ است که به معنای وجود حداقل یک شرکت است که ارزش دفتری آن بیشتر از ارزش بازارش بوده است.

برآورد مدل به روش داده‌های ترکیبی

در این پژوهش از الگوی رگرسیون چند متغیره مبتنی بر داده‌های ترکیبی برای آزمون فرضیه‌ها استفاده شده است؛ از اینرو از آزمون F لیمر برای تعیین نوع روش تخمین (روش داده‌های تلفیقی یا روش داده‌های پانل) و از آزمون هاسمن برای تعیین نوع الگو (اثرات تصادفی یا ثابت) استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون‌های فوق در جدول (۳) و (۴) ارائه شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون F لیمر

متغیر وابسته	آماره F	سطح معناداری	نتیجه
TA _{it}	۲/۱۸۸	۰/۰۰۰	تابلویی (پانل)

نتایج حاصل از آزمون F لیمر برای مدل پژوهش، نشان‌دهنده آماره ۲/۱۸۸ و مقدار احتمال ۰/۰۰۰ است؛ از آنجا که احتمال به‌دست آمده برای آماره F کمتر از ۰/۰۵ است، برای آزمون مدل پژوهش، داده‌ها به‌صورت پانل مورد استفاده قرار می‌گیرند.

جدول ۴. نتایج آزمون هاسمن

متغیر وابسته	آماره کای دو	سطح معناداری	نتیجه
TA _{it}	۶۹/۳۲۰	۰/۰۰۰	اثرات ثابت

نتایج حاصل از آزمون هاسمن در جدول (۴) نشان‌دهنده مقدار آماره کای دو ۶۹/۳۲۰ و سطح معناداری ۰/۰۰۰ است، از آنجا که مقدار احتمال آماره هاسمن کمتر از ۰/۰۵ است، دلیل کافی برای رد الگوی اثرهای ثابت وجود نداشته و در نتیجه مدل پانل با اثرات ثابت برای مدل پژوهش انتخاب می‌شود.

آزمون‌های پیش‌فرض الگوی رگرسیونی

پس از انتخاب نوع الگوی مناسب برای مدل پژوهش، به بررسی مفروضات رگرسیون پرداخته شده است. در مواردی که از داده‌های ترکیبی استفاده می‌شود، از فروض کلاسیک رگرسیون، فرض نرمال بودن توزیع خطاها با میانگین صفر، وجود یا عدم وجود خودهمبستگی، همسان بودن واریانس‌ها و عدم وجود هم‌خطی بین متغیرها موضوعیت پیدا می‌کند (خواجوی و همکاران، ۱۴۰۲). از آنجایی که مدل دارای عرض از مبدأ است، فرض صفر بودن میانگین خطاها پذیرفته می‌شود؛ همچنین با توجه به این که تعداد مشاهدات زیاد است (بیش از ۳۰ مورد) طبق قضیه حد مرکزی و قانون اعداد بزرگ می‌توان نرمال بودن توزیع خطاهای مدل را پذیرفت. در بررسی فرض صفر بودن کوواریانس بین اجزا خطا در طول زمان یا همان تشخیص خود همبستگی مرتبه اول از آزمون ولدریچ برای مدل پانل با اثرات ثابت استفاده شده است.

نتایج حاصل از آزمون خود همبستگی ولد ریچ آماره $1/411$ را نشان می‌دهد بین باقیمانده‌های مدل پانل با اثرات ثابت مشکل خود همبستگی مرتبه اول وجود دارد. برای بررسی فرض ناهمسانی واریانس از آزمون والد تعدیل شده برای مدل پانل با اثرات ثابت استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون والد تعدیل شده برای مدل پانل با اثرات ثابت نشان می‌دهد که پسماندهای مدل برازش شده دارای سطح معناداری کمتر از $0/05$ است؛ بنابراین مدل پژوهش دارای مشکل ناهمسانی واریانس است. برای رفع مشکل ناهمسانی واریانس و خود همبستگی در مدل پانل با اثرات ثابت از روش حداقل مربعات تعمیم یافته استفاده شده است. همچنین به منظور بررسی هم خطی بین متغیرها از معیار عامل تورم واریانس (VIF) استفاده شده است. در آزمون هم خطی VIF چنانچه مقدار آماره آزمون برای متغیرهای مستقل کمتر از ۵ باشد، بین متغیرهای مستقل هم خطی وجود ندارد. نتایج خروجی آزمون هم خطی VIF در جدول (۵) ارائه شده که نشان‌دهنده عدم وجود هم خطی بین متغیرهای مدل است.

جدول ۵. نتایج آزمون هم خطی متغیرهای پژوهش

متغیرها	علامت اختصاری	آماره VIF	آزمون هم خطی
عدم اطمینان محیطی	EU	۲/۹۴۹	ندارد
گزارشگری مالی محافظه کارانه	AC	۱/۸۱۰	ندارد
عدم اطمینان محیطی × گزارشگری مالی محافظه کارانه	EU×AC	۲/۷۷۳	ندارد
اندازه شرکت	SIZE	۱/۹۱۸	ندارد
نسبت سودآوری عملیاتی	OPR	۲/۶۳۵	ندارد
نسبت بدهی	DR	۲/۱۱۱	ندارد
ارزش بازار به ارزش دفتری	MBV	۱/۶۳۶	ندارد
نسبت جریان نقد عملیاتی	CF	۱/۵۴۰	ندارد

آزمون فرضیه‌های پژوهش

نتایج حاصل از تخمین الگوی پژوهش در جدول (۶) ارائه شده است.

در بررسی معناداری مدل پژوهش با توجه به نتایج ارائه شده در جدول (۸) احتمال آماره F در سطح معناداری از $0/05$ کوچک‌تر است که با اطمینان 95% معنادار بودن مدل پژوهش تأیید می‌شود. مقدار آماره دوربین واتسون برای مدل برابر با $1/943$ است که این مقدار بین مقادیر بحرانی $1/5$ تا $2/5$ قرار دارد؛ بنابراین، بین باقیمانده‌های مدل‌های پژوهش خود همبستگی وجود ندارد. همچنین مقدار ضریب تعیین تعدیل شده برای مدل برابر $0/406$ است که نشان می‌دهد، متغیرهای مستقل و کنترلی مدل حدود 37% درصد از تغییرات متغیر ناهنجاری اقلام تعهدی را توضیح می‌دهد.

نتایج تخمین الگوی اصلی پژوهش نشان می‌دهد عدم اطمینان محیطی تأثیر مثبت و معنادار و گزارشگری مالی محافظه کارانه تأثیر منفی و معناداری بر ناهنجاری اقلام تعهدی دارد. با توجه به ضریب متغیر $EU_{it} \times AC_{it}$ ، گزارشگری مالی محافظه کارانه، منجر به تضعیف اثر عدم اطمینان محیطی بر ناهنجاری اقلام تعهدی می‌شود. ضرایب متغیرهای کنترلی نشان می‌دهند که اندازه شرکت و سودآوری عملیاتی تأثیر مثبت و معناداری بر ناهنجاری اقلام تعهدی دارند. همچنین نسبت ارزش بازاری به ارزش دفتری شرکت و نسبت جریان نقد عملیاتی تأثیر منفی و معناداری بر ناهنجاری اقلام تعهدی دارد که این مسأله می‌تواند ناشی از حجم بیشتر جریان‌های نقدی شرکت‌های بزرگ باشد. ضریب متغیر نسبت بدهی در

مدل پژوهش معنادار نبوده و نمی‌توان تأثیر مشخصی برای نسبت بدهی در ناهنجاری ارقام تعهدی بیان کرد. بر اساس نتایج به دست آمده در ادامه فرضیه‌های پژوهش بررسی شده‌اند:

جدول ۶. نتایج آزمون مدل رگرسیونی پژوهش

$$TA_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 EU_{it} + \alpha_2 AC_{it} + \alpha_3 EU_{it} \times AC_{it} + \alpha_4 SIZE_{it} + \alpha_5 OPR_{it} + \alpha_6 DR_{it} + \alpha_7 MBV_{it} + \alpha_8 CF_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیرها	علامت اختصاری	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبدأ	C	۰/۱۵۲	۰/۰۶۱	۲/۴۹۶	۰/۰۱۲
عدم اطمینان محیطی	EU	۰/۲۰۷	۰/۰۶۴	۳/۲۴۱	۰/۰۰۱
گزارشگری مالی محافظه کارانه	AC	-۰/۰۷۷	۰/۰۳۸	-۲/۰۱۳	۰/۰۴۴
عدم اطمینان محیطی × گزارشگری مالی محافظه کارانه	EU×AC	-۰/۰۳۰	۰/۰۰۹	-۳/۰۸۷	۰/۰۰۲
اندازه شرکت	SIZE	۰/۱۹۹	۰/۰۷۶	۲/۶۱۸	۰/۰۰۹
نسبت سودآوری عملیاتی	OPR	۰/۰۳۲	۰/۰۱۳	۲/۴۸۰	۰/۰۱۳
نسبت بدهی	DR	۰/۰۸۸	۰/۰۴۵	۱/۹۲۳	۰/۰۵۳
ارزش بازار به ارزش دفتری	MBV	-۰/۰۳۲	۰/۰۱۳	-۲/۴۸۰	۰/۰۱۳
نسبت جریان نقد عملیاتی	CF	-۰/۲۳۵	۰/۱۰۲	-۲/۲۹۳	۰/۰۲۲
ضریب تعیین تعدیل شده	آماره F	۲/۰۸۶	سطح معناداری	آماره دوربین واتسون	
۰/۴۰۶			۰/۰۰۰	۱/۹۴۳	

فرضیه اول بیان می‌نمود عدم اطمینان محیطی اثرات مثبت و فزاینده بر ناهنجاری ارقام تعهدی دارد. نتایج فرضیه اول در جدول ۶ آورده شده است. نتایج به دست آمده از آزمون فرضیه اول پژوهش نشان می‌دهد که سطح معناداری متغیر عدم اطمینان محیطی، کمتر از ۰/۰۵ یعنی برابر با ۰/۲۰۷ و آماره آن بیشتر از ۱/۹۶ ± است و ارتباط آن با ناهنجاری ارقام تعهدی، مثبت و معنادار است. بر همین اساس بین عدم اطمینان محیطی و ناهنجاری ارقام تعهدی رابطه مثبت و معناداری وجود دارد و فرضیه اول پژوهش تأیید می‌شود.

فرضیه دوم بیان می‌نمود که گزارشگری مالی محافظه کارانه اثرات منفی و کاهنده بر ناهنجاری ارقام تعهدی دارد. نتایج فرضیه دوم در جدول ۶ آورده شده است. همانطور که در جدول ۶ مشاهده می‌شود نتایج به دست آمده از آزمون فرضیه دوم پژوهش نشان می‌دهد سطح معناداری متغیر گزارشگری مالی محافظه کارانه، کمتر از ۰/۰۵ بوده و اثر منفی و کاهنده گزارشگری مالی محافظه کارانه بر ناهنجاری ارقام تعهدی در شرکت‌های نمونه تأیید می‌شود.

فرضیه سوم بیان می‌نمود گزارشگری مالی محافظه کارانه رابطه بین عدم اطمینان محیطی و ناهنجاری ارقام تعهدی را تضعیف می‌کند. در ارتباط با فرضیه سوم پژوهش، ضریب متغیر اثر تعاملی گزارشگری مالی محافظه کارانه و عدم اطمینان محیطی منفی است که با توجه به سطح معناداری متغیر اثر تعاملی گزارشگری مالی محافظه کارانه و عدم اطمینان محیطی (۰/۰۰۲)، می‌توان ادعان داشت که گزارشگری مالی محافظه کارانه بر رابطه بین عدم اطمینان محیطی و ناهنجاری ارقام تعهدی تأثیر معناداری دارد. با توجه به منفی بودن ضریب متغیر اثر تعاملی گزارشگری مالی محافظه کارانه و عدم اطمینان محیطی می‌توان نتیجه گرفت که گزارشگری مالی محافظه کارانه رابطه بین عدم اطمینان محیطی و ناهنجاری ارقام تعهدی را تضعیف می‌کند.

فرضیه چهارم بیان می‌نمود که تأثیر تضعیفی گزارشگری مالی محافظه کارانه بر رابطه بین عدم اطمینان محیطی و ناهنجاری اقلام تعهدی وابسته به اندازه شرکت‌ها نیست. از آنجا که متغیر اندازه شرکت بر ناهنجاری اقلام تعهدی تأثیر مثبت دارد، به منظور بررسی بیشتر در ادامه سعی شد شرکت‌های نمونه به شرکت‌های بزرگ و کوچک طبقه‌بندی شده و مدل پژوهش بر اساس اندازه شرکت‌ها نیز آزمون شوند. برای تعیین شرکت‌های کوچک و بزرگ ابتدا متوسط ارزش بازاری ۱۶۷ شرکت نمونه طی سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۴۰۰ اندازه‌گیری شد و سپس شرکت‌ها بر اساس متوسط ارزش بازار از کم به زیاد مرتب شدند. چارک اول، شرکت‌های کوچک و چارک آخر، شرکت‌های بزرگ در نظر گرفته شد. شرکت‌های کوچک و بزرگ هر کدام شامل ۴۲ شرکت می‌شود، به دلیل فرد بودن نمونه پژوهش چارک دوم ۴۱ شرکت در نظر گرفته شد. همچنین مدل پژوهش برای ۵۰ برتر و ۳۰ شرکت بزرگ در انتهای سال ۱۴۰۱ نیز برآورد شد. نتایج تخمین مدل بر اساس اندازه شرکت‌ها در جدول (۷) گزارش شده است. قابل ذکر است به منظور خلاصه‌سازی، نتایج متغیرهای کنترلی در جدول (۷) گزارش نشده است.

جدول ۷. نتایج آزمون مدل رگرسیونی پژوهش بر اساس اندازه شرکت‌ها

متغیرهای اصلی ←	عدم اطمینان محیطی	گزارشگری مالی محافظه کارانه	عدم اطمینان محیطی × گزارشگری مالی محافظه کارانه	R ²	سطح معناداری
شرکت‌های کوچک (چارک اول)	۰/۴۰۱ (۰/۰۲۴)	۰/۰۱۱ (۰/۰۳۳)	۰/۰۰۶ (۰/۰۰۹)	۰/۲۸۳	۰/۰۵۶
شرکت‌های متوسط (چارک دوم)	۰/۲۷۱ (۰/۰۲۸)	-۰/۰۱۹ (۰/۰۰۴)	-۰/۰۱۱ (۰/۰۲۱)	۰/۴۵۵	۰/۰۰۰
شرکت‌های متوسط (چارک سوم)	۰/۱۹۳ (۰/۰۱۱)	-۰/۰۷۲ (۰/۰۲۹)	-۰/۰۵۲ (۰/۰۰۴)	۰/۳۶۳	۰/۰۰۰
شرکت‌های بزرگ (چارک چهارم)	۰/۱۶۸ (۰/۰۰۸)	-۰/۰۷۸ (۰/۰۰۳)	-۰/۰۹۷ (۰/۰۱۶)	۰/۴۱۱	۰/۰۰۰
۵۰ شرکت برتر	۰/۱۹۷ (۰/۰۱۱)	-۰/۰۷۱ (۰/۰۱۶)	-۰/۰۶۸ (۰/۰۳۱)	۰/۴۳۰	۰/۰۰۰
۳۰ شرکت بزرگ	۰/۱۴۴ (۰/۰۱۷)	-۰/۰۷۶ (۰/۰۴۱)	-۰/۰۷۴ (۰/۰۲۸)	۰/۴۸۳	۰/۰۰۰

سطح معناداری در داخل پرانتز آورده شده است.

نتایج جدول (۷) نشان می‌دهد ضریب متغیر عدم اطمینان محیطی برای همه شرکت‌های نمونه مثبت و معنادار است؛ از این رو عدم اطمینان محیطی منجر به تشدید ناهنجاری اقلام تعهدی در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران شده و فرضیه اول پژوهش در اینجا نیز تأیید می‌شود. نکته قابل توجه این است که میزان اثرگذاری عدم اطمینان محیطی در شرکت‌های کوچکتر بیشتر و با بزرگ شدن شرکت‌ها تأثیرپذیری اقلام تعهدی از عدم اطمینان نیز کاهش می‌یابد. این امر می‌تواند ناشی از کاهش ریسک و عدم قطعیت‌ها در شرکت‌های بزرگتر و مشهورتر بازار باشد. همچنین در اغلب گروه‌ها گزارشگری مالی محافظه کارانه منجر به کاهش ناهنجاری اقلام تعهدی در شرکت‌ها می‌شود. تنها در شرکت‌های کوچک (چارک اول) این امر صادق نیست که می‌تواند ناشی از نحوه عملکرد مدیران در این شرکت‌ها باشد. مطابق فرضیه سوم پژوهش، به غیر از شرکت‌های کوچک در بقیه گروه‌ها ضریب تعاملی گزارشگری مالی محافظه کارانه منفی و معنادار بوده است؛ به بیان دیگر در این شرکت‌ها

گزارشگری مالی محافظه کارانه رابطه بین عدم اطمینان محیطی و ناهنجاری اقلام تعهدی را تضعیف کرده است. در سطح اطمینان ۹۵٪ متغیر تعاملی گزارشگری مالی محافظه کارانه برای شرکت‌های کوچک معنادار نیست؛ هر چند می‌توان در سطح اطمینان ۹۰٪ ضریب این متغیر را برای شرکت‌های کوچک تفسیر کرد که علامت این ضریب بر خلاف فرضیه سوم پژوهش و نتایج کل شرکت‌ها است. با توجه به نتایج به دست آمده، به صورت دقیق نمی‌توان فرضیه چهارم پژوهش را تأیید کرد، زیرا تأثیر متغیر گزارشگری مالی محافظه کارانه و اثر تعاملی آن در شرکت‌های کوچک بورس اوراق بهادار تهران متفاوت است.

استحکام نتایج

جهت استحکام نتایج، الگوی پژوهش با استفاده از یک شاخص جایگزین برای گزارشگری مالی محافظه کارانه و یک شاخص جایگزین برای عدم قطعیت محیطی برآورد شده است. به پیروی از ژانگ^۱ (۲۰۰۸) برای شاخص گزارشگری مالی محافظه کارانه قدرت نسبی اخبار بد در مقایسه با اخبار خوب استفاده شده است ((اخبار خوب) R^2 / (اخبار بد) R^2). این معیار برای کنترل تفاوت در واریانس بازده منفی در مقابل بازده مثبت استفاده می‌شود. عموماً بازده‌های منفی واریانس کمتری در مقایسه با بازده‌های مثبت دارند. برای محاسبه این شاخص، در همان رگرسیون رابطه (۳)، $R^2 = \frac{\text{cov}(NI_{it}, RET_{it})}{\text{var}(NI_{it})\text{var}(RET_{it})}$ محاسبه می‌شود که در آن RET_{it} می‌تواند مثبت یا منفی باشد.

همچنین با توجه به اینکه نوسانات نرخ ارز در دهه اخیر زیاد بوده و به تبع شرکت‌ها تحت تأثیر عدم قطعیت بازار ارز بوده‌اند، می‌توان از شاخص عدم قطعیت بازار به عنوان جایگزینی برای شاخص عدم قطعیت محیطی در آزمون استحکام نتایج استفاده کرد. با توجه به جامعیت شاخص عدم قطعیت بازار ارز در آزمون استحکام نتایج عدم قطعیت محیطی منظور نشده است، هر چند منظور کردن عدم قطعیت محیطی نیز تفاوتی در نتایج کلی پژوهش ایجاد نمی‌کند. در اینجا مطابق پژوهش آیزنمان و بینچی^۲ (۲۰۱۶) از معیار فشار بازار ارز به عنوان شاخصی مناسب در تحلیل نوسانات بازار ارز برای سنجش عدم تعادل اقتصاد و وقوع بحران‌های ارزی و به تصویر کشیدن شرایط عدم قطعیت بازار ارز استفاده شده است. در این راستا از معیار فشار بازار ارز استاندارد به شکل رابطه (۹) استفاده می‌شود:

$$EPU_t = \frac{e_t - e_{t-1}}{e_{t-1}} - \frac{ir_t - ir_{t-1}}{ir_{t-1}} \quad (9)$$

که در آن EPU عدم قطعیت بازار ارز؛ e نرخ ارز و ir ذخیره ارز خارجی (منهای ذخایر طلا) است. شایان ذکر است شاخص فشار بازار ارز، میزان تغییر نرخ ارز مورد نیاز جهت حذف فشار وارد بر بازار ارز در نبود دخالت بانک مرکزی را اندازه‌گیری می‌کند که ممکن است ارزش مثبت یا منفی به خود بگیرد. علامت منفی دلیل بر فشار قوی و معرف کاهش ارزش پول داخلی است، علامت مثبت به معنی تقویت ارزش پول داخلی است و عدد صفر نشان‌دهنده این است که هیچ‌گونه فشاری در بازار ارز وجود ندارد. نتایج آزمون استحکام در جدول (۸) ارائه شده است.

نتایج آزمون استحکام، تأیید کننده نتایج مدل اصلی پژوهش است. احتمال آماره F در سطح معناداری از ۰/۰۵ کوچک‌تر است که با اطمینان ۹۵٪ معنادار بودن مدل استحکام نتایج پژوهش تأیید می‌شود. همچنین بر اساس آماره دوربین واتسون مدل خودهمبستگی ندارد. عدم قطعیت بازار ارز همانند عدم قطعیت محیطی اثر مثبت و معناداری بر ناهنجاری اقلام تعهدی دارد (فرضیه اول پژوهش)؛ همچنین شاخص گزارشگری مالی محافظه کارانه ژانگ^۱ (۲۰۰۸) تأثیر منفی بر

¹. Zhang

² Aizenman and Binici

ناهنجاری اقلام تعهدی دارد. نوسانات ارزش یک نتیجه طبیعی نرخ ارزش شناور است که برای اکثر اقتصادهای بزرگ عادی است؛ با اینحال نوسانات بازار ارزش در اقتصاد ایران بیش از حد بوده و عدم قطعیتی که این نوسانات ایجاد می کنند تأثیرات مخربی بر شرکت ها خواهد گذاشت. به صورت کلی عوامل متعددی بر نوسانات بازار ارزش تأثیر می گذارند، از جمله عملکرد اقتصادی دولت، چشم انداز تورم، تفاوت نرخ بهره، جریان سرمایه و ...؛ عدم قطعیت بازار ارزش با ایجاد انگیزه برای تغییر در سود و جریان وجوه نقد می تواند منجر به افزایش ناهنجاری اقلام تعهدی و سرمایه گذاری غیر کارا در بازار گردد. در آزمون استحکام نتایج نیز گزارشگری مالی محافظه کارانه رابطه بین عدم اطمینان بازار ارزش و ناهنجاری اقلام تعهدی را تضعیف می کند (فرضیه دوم پژوهش)؛ هرچند این اثر تضعیفی نسبت به مدل اصلی پژوهش کاهش داشته است. در نتیجه می توان بر نقش گزارشگری مالی محافظه کارانه به عنوان ابزاری برای کاهش ناهنجاری اقلام تعهدی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تکیه کرد.

جدول ۸. آزمون استحکام نتایج پژوهش با شاخص عدم قطعیت بازار ارزش و شاخص جایگزین گزارشگری

$TA_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 EPU_{it} + \alpha_2 AC_{it}^* + \alpha_3 EPU \times AC_{it}^* + \alpha_4 SIZE_{it} + \alpha_5 OPR_{it} + \alpha_6 DR_{it} + \alpha_7 MBV_{it} + \alpha_8 CF_{it} + \varepsilon_{it}$					
متغیرها	علامت اختصاری	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
عرض از مبدأ	C	۰/۰۴۳	۰/۰۰۳	-۵/۲۱۷	۰/۰۰۰
عدم قطعیت بازار ارزش	EPU	۰/۳۰۲	۰/۰۲۲	۲/۰۹۳	۰/۰۳۶
شاخص گزارشگری مالی محافظه کارانه ژانگ	AC*	-۰/۰۸۴	۰/۰۳۱	-۲/۰۷۹	۰/۰۳۷
عدم قطعیت بازار ارزش × شاخص گزارشگری مالی محافظه کارانه ژانگ	EPU×AC*	-۰/۰۷۳	۰/۰۱۹	۴/۷۳۳	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	SIZE	۰/۱۱۶	۰/۰۸۰	۲/۳۲۰	۰/۰۲۰
نسبت سودآوری عملیاتی	OPR	۰/۰۸۴	۰/۰۰۶	۲/۳۴۳	۰/۰۱۹
نسبت بدهی	DR	۰/۰۶۰	۰/۰۲۹	۱/۹۷۳	۰/۰۴۸
ارزش بازار به ارزش دفتری	MBV	-۰/۰۴۲	۰/۰۱۱	-۴/۳۲۴	۰/۰۰۰
نسبت جریان نقد عملیاتی	CF	-۰/۲۷۹	۰/۰۸۸	-۱۹/۹۲۰	۰/۰۰۰
ضریب تعیین تعدیل شده	F	۵۷/۶۸۶	۰/۰۰۰	آماره دوربین واتسون	۱/۹۸۳

نتیجه گیری و پیشنهادهای پژوهش

محافظه کاری در تهیه صورت های مالی نه تنها به عنوان یک مکانیسم طبیعی برای حفاظت از منافع سهامداران، بلکه به عنوان روشی عملی برای کمک به مدیران برای مقابله با عدم اطمینان در محیط های تجاری مورد توجه قرار گرفته است. هدف اصلی این پژوهش بررسی تأثیر نقش گزارشگری مالی محافظه کارانه بر رابطه بین عدم اطمینان محیطی و ناهنجاری اقلام تعهدی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار بود. برای دستیابی به این هدف، چهار فرضیه تنظیم گردید. یافته های فرضیه اول پژوهش نشان داد که بین عدم اطمینان محیطی و ناهنجاری اقلام تعهدی رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. نتایج حاصل از این فرضیه با یافته های گویا و ورچیا^۱ (۲۰۱۸)، هجرانی جمیل و همکاران^۲ (۲۰۲۰)، لارا و همکاران^۳ (۲۰۲۰) و فاطمیا و همکاران (۲۰۲۲) همخوانی و مطابقت دارد. برآوردهای تجربی این فرضیه را تأیید می کند که در زمان

¹. Guay & Verrecchia
². Hejranijamil

³. Lara

عدم اطمینان، شرکت‌ها با مشکلات مربوط به تصمیمات سرمایه‌گذاری مواجه می‌شوند، اما محافظه‌کاری حسابداری عدم اطمینان را کاهش می‌دهد و تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت را بهبود می‌بخشد. به صورت کلی مواجهه با عدم قطعیت بیشتر منجر به گزارش‌دهی محافظه‌کارانه‌تر می‌شود، از این رو مدیران سعی می‌کنند با به کارگیری استراتژی‌های مناسب، اثر عدم اطمینان‌های محیطی را تعدیل کنند. اگر این استراتژی‌ها نتواند عدم اطمینان‌های محیطی را کاهش دهد کیفیت گزارشگری مالی افت خواهد کرد. به صورت مشخص می‌توان بیان بیان داشت افزایش عدم اطمینان برای شرکت‌ها و دشواری پیش‌بینی آینده، منجر به پیش‌بینی‌های خوش‌بینانه توسط مدیران می‌شود؛ لذا، شرکت‌هایی که با شرایط عدم اطمینان محیطی و دشواری در پیش‌بینی آینده روبرو هستند، ناهنجاری بیشتری در ارقام تعهدی خود دارند.

فرضیه دوم پژوهش نشان داد گزارشگری مالی محافظه‌کارانه منجر به کاهش ناهنجاری ارقام تعهدی در شرکت‌ها می‌شود که نتایج این فرضیه با یافته‌های **عابد و خودیر (۲۰۲۲)** و **بلوم (۲۰۱۸)** همخوانی دارد. دلیل اصلی استفاده از روش‌های محافظه‌کارانه‌تر و نشان دادن درآمد کمتر، نشان دادن رشد پایدار است. از دیدگاه سرمایه‌گذاران، دستیابی به رشد پایدار، نشان دهنده ریسک کمتر است. از این رو، قیمت بازار برای شرکت‌هایی که ریسک کمتری دارند، بالاتر از شرکت‌هایی است که ریسک بیشتری دارند.

یافته‌های فرضیه سوم پژوهش نشان داد که گزارشگری مالی محافظه‌کارانه رابطه بین عدم اطمینان محیطی و ناهنجاری ارقام تعهدی را تضعیف می‌کند. نتایج حاصل از این فرضیه تا حدودی با یافته‌های **الواردو و همکاران (۲۰۱۹)**، **فاطمی و همکاران (۲۰۲۲)** و **هو و وانگ (۲۰۲۲)** همخوانی و مطابقت دارد. اگرچه همه سازمان‌ها با عدم قطعیت مواجه هستند، اما سطح عدم اطمینان در شرکت‌ها متفاوت است. هنگامی که شرکت‌ها با عدم اطمینان بالا مواجه می‌شوند، گزارشگری مالی محافظه‌کارانه مدیران را برای تصمیم‌گیری صحیح‌تری می‌کند. از دیدگاه نظریه نمایندگی که حقوق و مزایای مدیران را به سود گزارش شده مرتبط می‌داند، مدیران انگیزه‌های قوی برای پنهان کردن اخبار بدی دارند که موجب کم شدن سود می‌شوند؛ بنابراین، می‌توان محافظه‌کاری را سازوکاری برای کنترل انگیزه‌های مدیران به منظور گزینش بیش از واقع سود تلقی کرد. محیط کسب و کار ایران به دلیل نرخ بالای تورم و نوسانات ارزی در دهه‌های اخیر با سطح بالایی از عدم اطمینان مواجه بوده است. در این شرایط شرکت‌هایی که از سطح هوشیاری بالاتری نسبت به عدم قطعیت محیط کسب و کار برخوردارند، صورت‌های مالی خود را محافظه‌کارانه‌تر تهیه می‌کنند؛ بنابراین، این شرکت‌ها نسبت به شرکت‌هایی که منفعل عمل می‌کنند ناهنجاری کمتری در ارقام تعهدی خود دارند. به بیان دیگر، در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران، با افزایش عدم اطمینان محیطی و دشواری شدن شرایط اقتصادی، اعمال محافظه‌کاری در گزارشگری مالی منجر به کاهش ناهنجاری در ارقام تعهدی شده است. محافظه‌کاری در گزارشگری مالی ابزاری برای کنترل جاه طلبی مدیران برای استفاده از قضاوت در برآوردهای مالی است و از ویژگی‌های محافظه‌کاری این است که قابلیت اطمینان ارقام تعهدی را افزایش می‌دهد.

همچنین یافته‌های فرضیه چهارم پژوهش نشان می‌دهد به غیر از شرکت‌های کوچک، گزارشگری مالی محافظه‌کارانه رابطه بین عدم اطمینان محیطی و ناهنجاری ارقام تعهدی را تضعیف می‌کند. میزان اثرگذاری عدم اطمینان محیطی در شرکت‌های کوچکتر بیشتر است، اما گزارشگری مالی محافظه‌کارانه بر ناهنجاری ارقام تعهدی در این شرکت‌ها اثر منفی و کاهنده ندارد که این امر می‌تواند ناشی از ریسک متفاوت این شرکت‌ها باشد. همچنین اثر تعاملی گزارشگری مالی محافظه‌کارانه برای

شرکت‌های کوچک معنادار نیست، از این رو می‌توان بیان کرد توسل به گزارشگری مالی محافظه‌کارانه در شرکت‌های کوچک بورس اوراق بهادار تهران توصیه نمی‌شود. قابل ذکر است نتایج فرضیه‌های اول، دوم و سوم پژوهش برای شرکت‌های بزرگتر و فعال‌تر بورس اوراق بهادار تهران صادق است و این تفاوت نتایج می‌تواند ناشی از ریسک و عملکرد متفاوت مدیران و سرمایه‌گذاران در این شرکت‌ها در نظر گرفته شود.

مانند تمامی پژوهش‌ها، در این پژوهش نیز محدودیت‌هایی وجود داشته است. نمونه انتخاب شده در پژوهش می‌تواند از نظر تعداد یا بازارهای مورد بررسی جامع‌تر باشد تا نتایج قابلیت استناد بیشتری داشته باشند. همچنین در این پژوهش تنها از محافظه‌کاری و عدم اطمینان محیطی به‌عنوان متغیرهای اصلی مؤثر بر ناهنجاری اقلام تعهدی استفاده شد که در یک مطالعه آتی می‌توان از متغیرهایی مانند ساختار سازمان، فناوری و فرهنگ نیز استفاده کرد. در نهایت، در پژوهش حاضر، متغیرهایی اندازه، نسبت سودآوری عملیاتی، نسبت بدهی، ارزش بازار به ارزش دفتری و نسبت جریان نقد عملیاتی به عنوان متغیرهای کنترل انتخاب شدند که سایر متغیرهای کنترلی نیز ممکن است در مدل تأثیرگذار باشند.

در پایان، با توجه به یافته‌های پژوهش، به مدیران شرکت‌ها پیشنهاد می‌شود، سطح عدم اطمینان محیطی و نقش محافظه‌کاری را در انتخاب روش‌های حسابداری در نظر بگیرند. توجه بیشتر و عمیق‌تر به نقش محافظه‌کاری مالی می‌تواند به نهادهای تنظیم‌کننده استانداردهای حسابداری نیز توصیه شود. همچنین بر اساس نتایج پژوهش به شرکت‌ها پیشنهاد می‌شود تا سطح محافظه‌کاری را افزایش داده تا از این طریق مقداری از ناهنجاری اقلام تعهدی نیز کاهش یابد.

تقدیر و تشکر

بدینوسیله از معاونت محترم پژوهشی دانشگاه هرمزگان به خاطر حمایت معنوی در اجرای پژوهش حاضر تقدیر به عمل می‌آید. همچنین از کلیه افراد برای همکاری در این پژوهش تشکر و قدردانی می‌شود.

منابع

- بیات، علی و محمدی، مجید (۱۳۹۶). مروری بر مفهوم محافظه‌کاری در حسابداری و مدل‌های سنجش آن. *پژوهش‌های کاربردی در مدیریت و حسابداری*، ۱۱۸-۱۰۱، (۶)۲. <https://www.joas.ir/user/articles/75>
- پوربقال، فاطمه (۱۳۹۳). بررسی رابطه انتقال دانش و عدم اطمینان محیطی با انعطاف‌پذیری زنجیره تأمین و عملکرد مالی در شرکت‌های تولیدی استان خوزستان. *پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید چمران اهواز*.
- جلالی، فاطمه؛ هشی، عباس؛ دانشی، وحید و کامرانی، هدی (۱۳۹۹). بررسی ارتباط بین عدم اطمینان محیطی، مالکیت نهادی و اجتناب مالیاتی. *تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، ۱۲(۴۶)، ۱۳۳-۱۴۶. https://www.iaaaa.com/article_112785.html
- حسن‌پور، شیوا و عربی، مهدی (۱۳۹۶). تأثیر شرایط عدم اطمینان بر رابطه محافظه‌کاری و انحراف پیش‌بینی سود. *مطالعات حسابداری و حسابرسی*، ۶(۲۳)، ۹۵-۱۱۲. https://www.iaaaa.com/article_98690.html?lang=fa
- حسینی، محمد و عظیم‌زاده، نفیسه (۱۳۹۶). رابطه بین کیفیت حسابرسی و مدیریت سود ناشی از اقلام تعهدی، شواهدی از ضعف سودآوری و ضعف نقدینگی. *پژوهش‌های نوین در حسابداری و حسابرسی*، ۱(۱)، ۱۶۸-۱۳۹. https://jopa.khatam.ac.ir/article_47449.html?lang=fa
- حسین‌افشاری، مهرا؛ دستگیر، محسن و خواجوی، شکراله (۱۴۰۰). تأثیر افت فروش شرکت بر محافظه‌کاری مبتنی بر عدم تقارن زمانی اقلام تعهدی. *مجله دانش حسابداری*، ۱۲(۴)، ۲۱-۱. https://jak.uk.ac.ir/article_2940.html
- حسینی، سیداحسان؛ هاشمی، سیدعباس و امیری، هادی (۱۳۹۹). بررسی عملکرد راهبرد معاملاتی اقلام تعهدی. *راهبرد مدیریت مالی*، ۸(۳)، ۴۱-۲۱. https://journal.alzahra.ac.ir/article_5074.html

- خدادادی، حمیدرضا (۱۴۰۰). عدم اطمینان محیطی، مدیریت سود و بازده سهام (نقش تعدیل کننده توانایی مدیران). *کنکاش مدیریت و حسابداری*، ۱(۳)، ۱۶۹-۱۴۶. <https://jmar.ir/1781-2>
- خواجوی، شکرالله؛ جهان دوست مرغوب، مهران و ویسی حصار، ثریا (۱۴۰۲). تأثیر محیط‌های مختلف اطلاعاتی بر رابطه بین کیفیت افشا و ریسک غیرسیستماتیک سهام: رویکرد تحلیل مؤلفه‌های اصلی. *راهبرد مدیریت مالی*، ۱۱(۴۰)، ۱۴۴-۱۲۱. https://jfm.alzahra.ac.ir/article_4680.html?lang=fa
- رئیس‌زاده، سیدمحمد رضا و رضانی، جواد (۱۳۹۷). عدم اطمینان محیطی، مدیریت سود و بازده سهام (نقش تعدیل کننده توانایی مدیران). *دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت*، ۷(۲۶)، ۱۳۲-۱۲۱. https://journals.srbiau.ac.ir/article_12516.html
- عینی، آرش؛ همدم، هادی و قدیم‌پور، جواد (۱۳۹۸). تأثیر عدم اطمینان محیطی بر تأمین مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *چشم‌انداز حسابداری و مدیریت*، ۲(۱۳)، ۳۳-۵۲. https://www.jamv.ir/article_90039.html
- گلشن، مهدی و عبدلی، محمد (۱۴۰۰). بررسی ارتباط بین محافظه کاری با کیفیت سود و شرایط تورمی اقتصادی در شرکت‌ها. *رویکردهای پژوهشی نوین در مدیریت و حسابداری*، ۵(۱۶)، ۳۶-۵۵. <https://majournal.ir/index.php/ma/article/view/762>
- مشکی میاوقی، مهدی و محمدی، رؤیا (۱۳۹۸). بررسی اثر محافظه کاری مشروط بر کیفیت سود مبتنی بر مرتبط بودن با ارزش و ضریب واکنش سود. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۱۱(۲)، ۷۴-۶۱. https://far.ui.ac.ir/article_24195.html
- معتمدی، پگاه و تاروی وردی، یداله (۱۴۰۱). تأثیر عدم اطمینان محیطی بر پایداری سود. *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، ۱۴(۱)، ۴۹-۳۱. https://journals.iau.ir/article_691685.html
- منصوریان، رضا و رضایی، نادر (۱۳۹۹). بررسی تأثیر ناهنجاری ارقام تعهدی بر فعالیت‌های تأمین مالی. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۱۳(۴۶)، ۱۲۴-۱۱۱. https://journals.srbiau.ac.ir/article_15836.html?lang=en
- موسوی مطهر، سیدسجاد؛ رحمانی، علی و امیری، هوشنگ (۱۴۰۱). تأثیر پیاده سازی استانداردهای بین‌المللی گزارشگری مالی بر صورت وضعیت مالی در ایران. *مجله دانش حسابداری*، ۱۳(۳)، ۴۴-۲۱. https://jak.uk.ac.ir/article_3305.html
- ودیدی، محمدحسین و ساعی، محمدحسین (۱۳۹۸). بررسی ارتباط بین ارقام تعهدی اختیاری خاص شرکت و بازده غیرعادی آتی سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۶(۱)، ۱۶۸-۱۵۰. https://acctgrev.ut.ac.ir/article_71155.html?lang=fa
- هاشمی، سیدعباس و جلالی مقدم، حسین (۱۳۹۲). تأثیر ارقام تعهدی بر رابطه تأمین مالی خارجی با بازده آتی سهام. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۵(۲)، ۵۳-۷۲. https://far.ui.ac.ir/article_16977_0.html?lang=fa

References

- Abed, A.J., & Khudair, D.Z. (2022). The effect of accounting conservatism on financial performance an applied study of a sample of banks listed in the Iraq stock exchange. *AL-Qadisiyah Journal for Administrative and Economic sciences*, 24(2), 517-535 DOI: [10.36941/ajis-2022-0116](https://doi.org/10.36941/ajis-2022-0116).
- Ahsan, T., Mirza, S.S., Al-Gamrh, B., Bin-Feng, C., & Rao, Z.U. (2021). How to deal with policy uncertainty to attain sustainable growth: The role of corporate governance. *Corporate Governance*, 21(1), 78-91 <https://doi.org/10.1108/CG-04-2020-0121>.
- Aizenman, J., & Binici, M. (2016). Exchange market pressure in OECD and emerging economies: Domestic vs. external factors and capital flows in the old and new normal. *Journal of International Money and Finance*, 66, 65-87 <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2015.12.008>.
- Al-Taie, B.F.K., Flayyih, H.H., & Talab, H.R. (2017). Measurement of income smoothing and its effect on accounting conservatism: An empirical study of listed companies in the Iraqi stock exchange. *International Journal of Economic Perspectives*, 11(3), 710-719 <https://www.proquest.com/docview/2101266183?sourcetype=Scholarly%20Journals>.
- Alvarado, N.R., De Fuentes, P., & Laffarga, J. (2019). Do auditors mitigate earnings management during economic crisis? *Revista de Contabilidad-Spanish Accounting Review*, 22(1), 6-20 DOI: [10.6018/rcsar.22.1.354271](https://doi.org/10.6018/rcsar.22.1.354271).
- Antony, A. (2020). Behavioral finance and portfolio management: Review of theory and literature. *Journal of Public Affairs*, 20(2), e1996 DOI: [10.1002/pa.1996](https://doi.org/10.1002/pa.1996).

- Ariefiara, D., Utama, S., & Wardhani, R. (2017). Environmental uncertainty as a contingent factor of business strategy decisions: Introducing an alternative measure of uncertainty. *Australasian Accounting, Business and Finance Journal*, 11(4), 116-130 DOI: [10.14453/aabfj.v11i4.9](https://doi.org/10.14453/aabfj.v11i4.9).
- Bayat, A., & Mohammadi, M. (2017). An overview of the concept of conservatism in accounting and its measurement models. *Applied Research in Management and Accounting*, 2(6), 101-118 <https://www.joas.ir/user/articles/75> [In Persian].
- Bhattacharya, U., Daouk, H., & Welker, M. (2003). The world price of earnings opacity. *The Accounting Review*, 78, 641-678 <https://www.jstor.org/stable/3203220>.
- Bloom, R. (2018). Conservatism in accounting: A reassessment. *Accounting Historians Journal*, 45(2), 1-15 <https://www.jstor.org/stable/45409069>.
- Brancaccio, E., Gallegati, M., & Giammetti, R. (2022). Neoclassical influences in agent-based literature: A systematic review. *Journal of Economic Surveys*, 36(2), 350-385 <https://doi.org/10.1111/joes.12470>.
- Chen, L.H., Folsom, D.M., Paek, W., & Sami, H. (2014). Accounting conservatism, earnings persistence, and pricing multiples on earnings. *Accounting Horizons*, 28(2), 233-260 <https://ssrn.com/abstract=964250>.
- Dang, H.N., & Tran, D.M. (2019). Relationship between accrual anomaly and stock return: The case of Vietnam. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 6(4), 19-26 DOI: [10.13106/jafeb.2019.vol6.no4.19](https://doi.org/10.13106/jafeb.2019.vol6.no4.19).
- Deng, M., Fang, X., Tian, Z., & Luo, W. (2022). The impact of environmental uncertainty on corporate innovation: Evidence from Chinese listed companies. *Sustainability*, 14(9), 4902 <https://doi.org/10.3390/su14094902>.
- Drobtetz, W., El Ghouli, S., Guedhami, O., & Janzen, M. (2018). Policy uncertainty, investment, and the cost of capital. *Journal of Financial Stability*, 39, 28-45 <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2018.08.005>.
- Ehiedu, V.C., & Obi, K.C. (2022). Efficient market hypothesis (EMH) and the Nigerian stock exchange in the midst of global financial crises. *International Journal of Academic Management Science Research*, 6(8), 263-273 [ijeais.org/wp-content/uploads/2022/8/IJAMSR220822.pdf](https://www.ijeais.org/wp-content/uploads/2022/8/IJAMSR220822.pdf).
- Einy, A., Hamdam, H., & Ghadimpour, J. (2019). The impact of environmental uncertainty on financing companies listed in Tehran stock exchange. *Accounting and Management Vision*, 2(13), 33-52 https://www.jamv.ir/article_90039.html?lang=en [In Persian].
- Eker, M., & Eker, S. (2019). Exploring the relationships between environmental uncertainty, business strategy and management control system on firm performance. *Business and Economics Research Journal*, 10(1), 115-130 DOI: [10.20409/berj.2019.158](https://doi.org/10.20409/berj.2019.158).
- Fatima, H., Haque, A., & Qammar, M.A.J. (2022). Earnings management, uncertainty and the role of conservative financial reporting: Empirical evidence from Pakistan. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 9(4), 39-52 DOI: [10.13106/jafeb.2022.vol9.no6.0231](https://doi.org/10.13106/jafeb.2022.vol9.no6.0231).
- García Lara, J.M., Garcia Osmá, B., & Penalva, F. (2014). Information consequences of accounting conservatism. *European Accounting Review*, 23(2), 173-198 <https://doi.org/10.1080/09638180.2014.882263>.
- Ghosh, D., & Olsen, L. (2009). Environmental uncertainty and managers use of discretionary accruals. *Accounting, Organizations and Society*, 34(2), 188-205 <https://doi.org/10.1016/j.aos.2008.07.001>.
- Gill, R.K., & Bajwa, R. (2018). Study on behavioral finance, behavioral biases, and investment decisions. *International Journal of Accounting and Financial Management Research*, 8(3), 1-14 DOI: [10.24247/ijafmraug20181](https://doi.org/10.24247/ijafmraug20181).
- Golshan, M., & Abdoli, M. (2021). Investigating the relationship between conservatism, profit quality and economic inflationary conditions in companies. *New research approaches in management and accounting*, 5(16), 36-55 <https://majournal.ir/index.php/ma/article/view/762> [In Persian].
- Guay, W.R., & Verrecchia, R.E. (2018). Conservative disclosure. *Journal of Financial Reporting*, 3(1), 73-92 <https://ssrn.com/abstract=995562>.
- Habib, A., Hossain, M., & Jiang, H. (2011). Environmental uncertainty and the market pricing of earnings smoothness. *Advances in International Accounting*, 32, 11-40 <https://doi.org/10.1016/j.adiac.2011.04.003>.
- Hassanpour, Sh., & Arabi, M. (2017). The effect of uncertainty conditions on the relationship between conservatism and errors of earnings forecast. *Accounting and Auditing Studies*, 6(23), 95-112 https://www.iaaas.com/article_98690.html [In Persian].

- Hasani, M., & Azimzadeh, N. (2017). The relationship between audit quality and earnings management due to accruals, evidence of weak profitability and weak liquidity. *Operational and Performance Research in Accounting and Auditing*, 1(1), 139-168 https://jopa.khatam.ac.ir/article_47449.html?lang=en [In Persian].
- Hashemi, A., & Jalali Moghadam, H. (2013). The effect of accruals on the relationship of external financing and future stock returns. *Financial Accounting Research*, 5(2), 53-72 https://far.ui.ac.ir/article_16977_0.html?lang=fa [In Persian].
- Hashim, H.T., & Mohammed, F.J. (2022). The effect of accounting conservatism on information asymmetry: Evidence from companies listed on the Iraq stock exchange. *World Economics and Finance Bulletin*, 17, 188-200 <https://www.scholarespress.net/index.php/wefb/article/view/1879>.
- Hejranijamil, M., Hejranijamil, A., & Shekarkhah, J. (2020). Accounting conservatism and uncertainty in business environments; using financial data of listed companies in the Tehran stock exchange. *Asian Journal of Accounting Research*, 5(2), 179-194 <https://doi.org/10.1108/AJAR-04-2020-0027>.
- Hosseini Afshari, M., Dastgir, M., & Khajavi, Sh. (2021). The effect of firm sales decline on conservatism based on the asymmetric timeliness of accruals. *Journal of Accounting Knowledge*, 12(4), 1-21 https://jak.uk.ac.ir/article_2940.html?lang=en [In Persian].
- Hosseini, S.E., Hashemi, S.A., & Amiri, H. (2020). Examining the performance of accruals trading strategy. *Financial Management Strategy*, 8(3), 21-41 https://journal.alzahra.ac.ir/article_5074.html?lang=en [In Persian].
- Hsieh, C.C., Ma, Z., & Novoselov, K.E. (2019). Accounting conservatism, business strategy, and ambiguity. *Accounting, Organizations and Society*, 74, 41-55 <https://doi.org/10.1016/j.aos.2018.08.001>.
- Hu, S., & Wang, S. (2022). Does environmental uncertainty of enterprises aggravate the accrual anomaly in the stock market? Evidence from China. *Frontiers in Psychology*, 13, 1-20 <https://www.frontiersin.org/journals/psychology/articles/10.3389/fpsyg.2022.1006957/full>.
- Izadi, J., Nazarian, A., Ye, J., & Shahzad, A. (2019). The association between accruals and stock return following FRS3. *International Journal of Accounting, Auditing and Performance Evaluation*, 15(3), 262-277 <https://dx.doi.org/10.1504/IJAAPE.2019.102249>.
- Jalali, F., Hoshi, A., Daneshi, V., & Kamrani, H. (2020). Investigating the relationship between environmental uncertainty, institutional ownership and tax avoidance. *Accounting and Auditing Researches*, 12(46), 133-146 https://www.iaaaar.com/article_112785.html?lang=en [In Persian].
- Khajavi, S., Jahandoust Marghoub, M., & Weysihsar, S. (2023). The impact of different information environments on the relationship between disclosure quality and idiosyncratic stock risk: A principal component analysis approach. *Financial Management Strategy*, 11(1), 131-144 https://jfm.alzahra.ac.ir/article_4680.html?lang=en [In Persian].
- Khodadadi, H. (2021). Factors affecting the entrepreneurial intention of graduates in the field of sports science and the theory of planned behavior. *Management and Accounting Research*, 3(1), 146-169 <https://jmar.ir/1781-2> [In Persian].
- Kim, S., Kraft, P., & Ryan, S.G. (2013). Financial statement comparability and credit risk. *Review of Accounting Studies*, 18, 783-823 <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2094637>.
- Laguir, I., Gupta, S., Bose, I., Stekelorum, R., & Laguir, L. (2022). Analytics capabilities and organizational competitiveness: Unveiling the impact of management control systems and environmental uncertainty. *Decision Support Systems*, 156, 113744 <https://doi.org/10.1016/j.dss.2022.113744>.
- Lara, J.M.G., Osmá, B.G., & Penalva, F. (2020). Conditional conservatism and the limits to earnings management. *Journal of Accounting and Public Policy*, 39(4), 106738 <https://doi.org/10.1016/j.jaccpubpol.2020.106738>.
- Lizińska, J., & Czapiewski, L. (2023). Financial distress and accrual and real earnings management in Polish public companies. *Theoretical Journal of Accounting*, 47(1), 79-97 <https://ztr.skwp.pl/resources/html/article/details?id=236478&language=en>.
- Mansourian, R., & Rezaei, N. (2020). Investigating the impact of accrual anomaly on corporate financing activities. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 13(46), 111-124 https://journals.srbiau.ac.ir/article_15836.html?lang=en [In Persian].
- Meshki Miavaghi, M., & Mohammadi, R. (2019). Investigating the effect of conditional conservatism on earnings quality based on price value relevance and the earnings response coefficients. *Financial Accounting Research*, 11(2), 61-74 https://far.ui.ac.ir/article_24195.html?lang=en [In Persian].

- Motamedi, P., & Tariverdi, Y. (2022). The effect of environmental uncertainty on earnings persistence. *Financial Accounting and Auditing Research*, 14(53), 31-49 https://journals.iau.ir/article_691685.html?lang=en [In Persian].
- Mousavi Motahar, S.S., Rahmani, A., & Amiri, H. (2022). The impact of implementing international financial reporting standards on the statement of financial position in Iran. *Journal of Accounting Knowledge*, 13(3), 21-44 https://jak.uk.ac.ir/article_3305.html?lang=en [In Persian].
- Nagar, V., Schoenfeld, J., & Wellman, L. (2019). The effect of economic policy uncertainty on investor information asymmetry and management disclosures. *Journal of Accounting and Economics*, 67(1), 36-57 <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2018.08.011>.
- Namakavarani, O.M., Daryaei, A.A., Askarany, D., & Askary, S. (2021). Audit committee characteristics and quality of financial information: The role of the internal information environment and political connections. *Journal of Risk and Financial Management*, 14(6), 273-291 <https://ideas.repec.org/a/gam/jjrfmx/v14y2021i6p273-d576430.html>.
- Ohlson, J.A. (2014). Accruals: An overview. *China Journal of Accounting Research*, 7(2), 65-80 <https://doi.org/10.1016/j.cjar.2014.03.003>.
- Pourbaghal, F. (2014). Investigating relationship between knowledge transfer and environmental uncertainty with supply chain flexibility and financial performance in manufacturing companies in Khuzestan province. *Master's Thesis*, Shahid Chamran University of Ahvaz, Iran [In Persian].
- Raiiszade, S.M., & Ramezani, J. (2018). Environmental uncertainty, earnings management and stock returns (The moderating impact of managers' ability). *Journal of Management Accounting and Auditing Knowledge*, 7(26), 121-132 https://journals.srbiau.ac.ir/article_12516.html?lang=en [In Persian].
- Ramiah, V., Xu, X., & Moosa, I. A. (2015). Neoclassical finance, behavioral finance and noise traders: A review and assessment of the literature. *International Review of Financial Analysis*, 41, 89-100 <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2015.05.021>.
- Rashidi, M. (2021). Manager optimism based on environmental uncertainty and accounting conservatism. *Iranian Journal of Management Studies*, 14(1), 61-86 DOI: [10.22059/ijms.2020.290260.673811](https://doi.org/10.22059/ijms.2020.290260.673811).
- Schettkat, R. (2018). Revision or revolution? A note on behavioral vs. neoclassical economics. *Schumpeter Discussion Papers*, 5, 1-26 <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3204441>.
- Sloan, R.G. (1996). Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? *Accounting Review*, 71(3), 289-315 <https://www.jstor.org/stable/248290>.
- Sun, Z., Yang, G., & Bai, H. (2023). The spillover effect of customers' financial risk on suppliers' conservative reporting: Evidence from China. *International Review of Financial Analysis*, 87, 102576 <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2023.102576>.
- Tan, J. (2001). Innovation and risk-taking in a transitional economy: A comparative study of Chinese managers and entrepreneurs. *Journal of Business Venturing*, 16(4), 359-376 [https://doi.org/10.1016/S0883-9026\(99\)00056-7](https://doi.org/10.1016/S0883-9026(99)00056-7).
- Vadiee Noghbi, M.H., & Saei, M.H. (2019). The relationship between firm-specific discretionary accruals and stock future abnormal returns. *Accounting and Auditing Review*, 26(1), 150-168 https://acctgrev.ut.ac.ir/article_71155.html?lang=en [In Persian].
- Wu, J., Zhang, L., & Zhang, X.F. (2010). The Q-theory approach to understanding the accrual anomaly. *Journal of Accounting Research*, 48(1), 177-223 <https://www.jstor.org/stable/40389245>.
- Yuan, F., & Zhan, H. (2022). Stock market investment behavior based on behavioral finance based on data fusion algorithm. *IETE Journal of Research*, In Proof, DOI: [10.1080/03772063.2021.2016507](https://doi.org/10.1080/03772063.2021.2016507).
- Zhang, J. (2008). The contracting benefits of accounting conservatism to lenders and borrowers. *Journal of Accounting and Economics*, 45(1), 27-54 <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2007.06.002>.