

Investigating the Market Reaction to Increasing Capital from the Assets Revaluation¹

Ahmad Khodamipour², Nahid Rezaei³, Mohammadreza Rezaeizadeh Khanaman⁴

Received: 16 May 2024

Revised: 30 September 2025

Accepted: 28 October 2025

Published Online: 21 November 2025

Research Paper

Highlights

- Capital increase through asset revaluation positively and significantly increases Cumulative Abnormal Returns (CAR) in the Tehran Stock Exchange.
- Market reaction to asset revaluation is greater than that to cash contributions and retained earnings methods.
- Asset revaluation serves as a credible signal of improved financial position.
- Findings are based on 147 listed companies over the period 2011–2018.
- This approach enhances financial transparency and strengthens investor confidence.

Abstract

Given that sudden events and the influx of new information into the market such as announcements of capital increases lead to heightened return volatility and the emergence of abnormal returns, the present study investigates investors' reactions to capital increases via asset revaluation. The statistical sample comprises 147 companies listed on the Tehran Stock Exchange, selected through systematic random sampling for the period 1390–1397 (2011–2018). Cumulative abnormal returns (CAR) were calculated over a six-month window (three months before and after the capital increase announcement) using the market model and served as a measure of investor reaction to capital increases from asset revaluation. The findings indicate that capital increases through asset revaluation have a positive and significant effect on investor reactions. Moreover, the results reveal that the market reacts more strongly to capital increases from asset revaluation compared to those from cash contributions and retained earnings. These findings can assist company managers in financial decision-making and help investors evaluate investment opportunities.

Keywords: Market Reaction; Abnormal Return; AssetRevaluation; Capitalincrease.

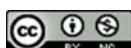
JEL Classification: D40, E31, E44, G11, G12, G14, L11, M41

1. doi: [10.22034/JSE.2021.11692.1783](https://doi.org/10.22034/JSE.2021.11692.1783)

2. Professor, Department of Accounting, Faculty of Management and Economics, Shahid Bahonar University, Kerman, Iran. (Corresponding Author). (Khodamipor@uk.ac.ir).

3. M.Sc. Student, Department of Accounting, Faculty of Management and Economics, Shahid Bahonar University, Kerman, Iran. (mn.rezaei96@gmail.com).

4. M.Sc. Student, Department of Accounting, Faculty of Management and Economics, Shahid Bahonar University, Kerman, Iran. (mohammadrezarezazayi1992@gmail.com).



Copyright © 2026 The Authors. Published by Securities and Exchange Organization. This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

Cite This Article: Khodamipour, Ahmad; Rezaei, Nahid; Rezaeizadeh Khanaman, Mohammadreza; (2026). Investigating the Market Reaction to Increasing Capital from the Assets Revaluation. *Quarterly Journal of Securities Exchange*, 19 (73), 115-148.

<http://10.22034/JSE.2021.11692.1783>

Homepage: <https://journal.seo.ir>

Introduction

One of the primary objectives of financial markets is to enable companies to raise capital for investments and develop appropriate financial plans. To achieve this goal, financial markets employ various financial instruments and mechanisms. Among the critical decisions companies make is capital increase, which can be executed through different methods. In recent decades, particularly following the 1390 (2011) Budget Law in Iran, one widely used method has been capital increase through the revaluation of fixed assets. Financial statements should reflect the true value of assets at any given moment. This is especially crucial in periods of inflation and multi-tier exchange rate systems, where updating financial statements is necessary to narrow the gap between historical and current values. Additionally, contractual incentives significantly influence accounting choices. Research shows that accounting reports of real asset values depend not only on accounting standards but also on the informational environment and the incentives for preparing such reports (Ball et al; 2008).

Companies strive to present a favorable financial position to attract investors and enhance investment opportunities, often resorting to fixed asset revaluation (Iatridis et al; 2012). Proponents of this method argue that it improves transparency in information flow between managers and shareholders, reduces information asymmetry, minimizes opportunistic behavior, and facilitates sound investment decisions (Yoo et al; 2018; Bae et al; 2019). It is also considered a low-cost approach to addressing underinvestment and liquidity constraints. Upward asset revaluation can serve as a credible signal of increased asset value and improved corporate prospects (Gearemynck & Veugelers, 1999).

The current study differs from prior research by addressing two key questions: (1) Does the market react to capital increases through fixed asset revaluation? (2) Is the market reaction to capital increases via asset revaluation stronger than that to increases from cash contributions or retained earnings?

Methods and Materials

The objective of this study is to determine whether the market exhibits a positive reaction to capital increases through asset revaluation and whether this reaction is stronger than that to increases from retained earnings or cash contributions. The sample includes 147 companies listed on the Tehran Stock Exchange, selected via systematic random sampling over the period 1390–1397(2011–2018). Data were collected from financial statements and stock exchange reports. Cumulative abnormal returns (CAR) were calculated over a six-month event window(three months before and after the capital increase announcement) using the market model:

$$R_{i,t} = \alpha + \beta R_{m,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Where $R_{i,t}$ is the return of stock i in month t , $R_{m,t}$ is the market return in month t , and $\varepsilon_{i,t}$: is the abnormal return of stock i in month t . Abnormal return (AR) is $AR_{i,t} = R_{i,t} - (\alpha + \beta R_{m,t})$ and CAR is the sum of ARs over the event window. This approach is suitable for measuring investor reactions as it captures fluctuations induced by new information. EViews software was used to estimate a panel regression model with fixed effects to assess the impact of revaluation on CAR, controlling for firm size, leverage, and liquidity. This method is appropriate given the panel data structure and the need to control for firm heterogeneity.

Results

Table 1 presents the cumulative abnormal returns following capital increase announcements through asset revaluation.

The mean CAR for firms that increased capital via asset revaluation is 0.162, indicating a positive market reaction likely due to perceived increases in asset value and growth potential. In contrast, the mean CAR for firms that did not increase capital is 0.014, suggesting minimal market response.

Table 1: Descriptive Statistics of Research Variables

Group	Symbol	Mean	Median	Maximum	Minimum	Std. Dev
All firms	CAR	0.095	0.046	0.635	-0.121	0.164
Firms with capital increase via revaluation	CAR	0.162	0.163	0.621	-0.121	0.188
Firms with no capital increase	CAR	0.014	0.005	0.058	0.082	0.037

Results from the t-test in Table 2 show a standard deviation of 0.912 in the revaluation group, reflecting high variability and strong market response. Standard deviations of 0.083 and 0.099 in the cash contribution and retained earnings groups suggest more uniform and predictable reactions.

Table 2: Descriptive Statistics by Capital Increase Method

Group	Mean	Std. Dev.
Group 1 (Asset revaluation)	0.445	0.912
Group 2 (Asset revaluation)	0.033	0.083
Group 3 (Retained earnings)	0.064	0.099

Overall, the results demonstrate that capital increases through asset revaluation have a positive and significant effect on investor reactions, measured over the six-month window around the announcement. Moreover, comparative analysis of the three capital increase methods reveals that market reaction to asset revaluation exceeds that to cash contributions or retained earnings. These findings suggest that investors perceive asset revaluation as a more credible signal of improved financial health.

Conclusion

1. Capital increases through asset revaluation have a positive and significant impact on market reaction.
2. Fixed asset revaluation reduces information asymmetry.
3. Market reaction to capital increases via asset revaluation is stronger than to increases from cash contributions or retained earnings. This indicates that investors view asset revaluation as a more reliable signal of financial improvement compared to other methods.

Limitations:

Due to the limited number of firms implementing capital increases through asset revaluation, only a small sample could be analyzed, preventing sample expansion.

Practical Implications:

Managers can use this method to enhance the firm's financial image.

Recommendations:

Future studies should examine long-term effects.

Author Contributions

All authors contributed equally to the conceptualization of the article and writing of the original and subsequent drafts.

Data Availability Statement

Data available on request from the authors.

Acknowledgements

The authors would like to thank all participants in the present study.

Ethical Considerations

The authors avoided data fabrication, falsification, plagiarism and misconduct.

Funding

This research didn't receive any specific grant from funding agencies in the public commercial, or not-for-profit sectors.

Conflict of Interest

The authors declare no conflict of interest.



سازمان بورس و اوراق بهادار، مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی

فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال نوزدهم، شماره ۷۳، بهار ۱۴۰۵، صص ۱۱۵-۱۴۸

بررسی واکنش بازار به افزایش سرمایه از محل تجدید ارزیابی دارایی‌ها^۱

احمد خدای پور^۲، ناهید رضائی^۳، محمدرضا رضایی زاده خنامان^۴

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۲/۲۷ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۷/۰۸

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۸/۰۶ تاریخ انتشار: ۱۴۰۴/۰۸/۱۰

مقاله پژوهشی

تکات برجسته

- افزایش سرمایه از طریق تجدید ارزیابی دارایی‌ها به‌طور مثبت و چشمگیر بازده غیرعادی تجمعی (CAR) را در بورس اوراق بهادار تهران افزایش می‌دهد.
- واکنش بازار به تجدید ارزیابی دارایی‌ها بیشتر از واکنش به روش‌های آورده نقد و سود انباشته است.
- تجدید ارزیابی دارایی‌ها به‌عنوان یک سیگنال معتبر از بهبود وضعیت مالی عمل می‌کند.
- یافته‌ها بر اساس ۱۴۷ شرکت بورسی در دوره ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷ به‌دست آمده است.
- این رویکرد شفافیت مالی را افزایش داده و اعتماد سرمایه‌گذاران را تقویت می‌کند.

چکیده

با توجه به این که با وقوع رویدادهای ناگهانی و ورود اطلاعات جدید به بازار نوسان‌های بازده افزایش می‌یابد و منجر به نمود بازده غیرعادی سهام می‌شود، پژوهش حاضر به بررسی واکنش سرمایه‌گذاران به افزایش سرمایه از طریق تجدید ارزیابی دارایی‌ها می‌پردازد. نمونه آماری پژوهش مشتمل بر ۱۴۷ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که از طریق نمونه‌گیری تصادفی سیستماتیک برای دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷ انتخاب و مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. بازده غیرعادی انباشته طی بازه زمانی سه ماه قبل و سه ماه بعد از اعلان آگهی افزایش سرمایه با استفاده از مدل بازار محاسبه شد و به‌عنوان معیاری برای سنجش واکنش سرمایه‌گذاران به افزایش سرمایه از محل تجدید ارزیابی دارایی‌ها منظور شده است. بر اساس یافته‌های پژوهش افزایش سرمایه از محل تجدید ارزیابی دارایی‌ها اثر مثبت و معناداری بر واکنش سرمایه‌گذاران دارد؛ همچنین نتایج بیانگر این است که واکنش بازار به افزایش سرمایه از محل تجدید ارزیابی دارایی‌ها نسبت به افزایش سرمایه از محل آورده نقدی و سود انباشته بیشتر است.

واژه‌های کلیدی: واکنش بازار، بازده غیرعادی، تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت، افزایش سرمایه.

طبقه‌بندی موضوعی: M41, L11, G14, G12, E44, E31, D40

۱. doi: 10.22034/JSE.2025.12491.2336

۲. استاد، گروه حسابداری، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر، کرمان، ایران. (نویسنده مسئول). (Khodamipor@uk.ac.ir).

۳. کارشناسی ارشد، گروه حسابداری، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر، کرمان، ایران. (mn.rezaei96@gmail.com).

۴. کارشناسی ارشد، گروه حسابداری، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر، کرمان، ایران.

(mohammadrezarezayi1992@gmail.com)

حق انتشار این مستند متعلق به نویسندگان آن است. © ۱۴۰۵. ناشر این مقاله، سازمان بورس و اوراق بهادار است.

این مقاله تحت گواهی زیر منتشر شده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.



Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license

(https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

استناد: خدای پور، احمد؛ رضائی، ناهید؛ رضایی زاده خنامان، محمدرضا؛ (۱۴۰۵). بررسی واکنش بازار به افزایش سرمایه از محل تجدید ارزیابی دارایی‌ها. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*. ۱۹ (۷۳)، ۱۱۵-۱۴۸.

http://10.22034/JSE.2021.11692.1783

Homepage: <https://journal.seo.ir>

مقدمه

یکی از اصلی‌ترین اهداف بازارهای مالی توانایی شرکت در تهیه سرمایه به منظور سرمایه‌گذاری‌ها و تهیه برنامه‌های مالی مناسب است. بازارهای مالی در راستای رسیدن به این هدف از سازکارهای مختلفی استفاده می‌کنند. یکی از تصمیمات مهم شرکت‌ها تصمیم افزایش سرمایه است که با روش‌های مختلف نسبت به آن اقدام می‌شود. یکی از ابزارهایی که در دهه‌های اخیر با توجه به قانون بودجه سال ۱۳۹۰ استفاده می‌شود، افزایش سرمایه از محل تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت است. در هر سیستم اقتصادی، توجه به ساختار مالی شرکت‌ها از اهمیت بسزایی برخوردار است بدین معنا که صورتهای مالی در هر لحظه بیانگر ارزش و مبلغ دارایی به صورت واقعی باشند. به ویژه در دوره‌هایی که تورم وجود دارد نیازمند این امر است که صورتهای مالی شرکت به روز شود.

از آنجا که شرکت‌ها در تلاشند تا وضعیت مالی مطلوبی را به وجود آورند و سرمایه‌گذاران را جذب کنند و فرصت‌های سرمایه‌گذاری خود را تقویت کنند، به همین دلیل به تجدیدارزیابی دارایی‌های ثابت متوسل می‌شوند (جورج امانوئل یا تریدیس و همکاران^۱، ۲۰۱۲).

تجدید ارزیابی دارایی ثابت یک فرایند رسمی برای بازآفرینی ارزش دفتری یک دارایی با توجه به ارزش منصفانه آن است (یو و همکاران^۲، ۲۰۱۸). بدین منظور طرفداران این روش معتقدند که این روش شفافیت در جریان اطلاعات بین مدیران و سهامداران را بهبود می‌بخشد، عدم تقارن اطلاعات را کاهش می‌دهد، رفتار فرصت‌طلبانه را به حداقل می‌رساند و تصمیمات صحیح سرمایه‌گذاری را تسهیل می‌کند (یو و همکاران^۳، ۲۰۱۸؛ بی و همکاران^۴، ۲۰۱۹).

انگیزه‌های تجدیدارزیابی دارایی‌های ثابت ممکن است از شرکتی به شرکت دیگر متفاوت باشد (جگی^۴ و همکاران، ۲۰۰۱). از این رو، انگیزه شرکت‌های با بدهی بالا برای تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت، خود ممکن است با شرکت‌های کم بدهی متفاوت باشد (براون و همکاران^۵، ۱۹۹۲).

1. George Emmanuel Iatridis & Kilirgiotis
2. Yoo, Choi & Pae.
3. Bae & Kim.
4. Jaggi & Tsui.
5. Brown & Loh.

ابودی^۱ و همکاران (۱۹۹۲، ۲) استدلال می کنند که تصمیمات مدیران ممکن است تحت تأثیر ارزش دارایی باشد و همچنین فرصت طلبی، ممکن است شرکت ها را ترغیب کند تا دارایی های خود را برای بهبود تصویر و چشم اندازهای مالی خود، تجدید ارزیابی کنند. بنابراین، شرکت های با بدهی بالا ممکن است تمایل به مدیریت سود خود داشته باشند تا محدودیت های وام خود را از بین ببرند و با کمبود سرمایه مقابله کنند.

تجدید ارزیابی دارایی های ثابت به عنوان روشی کم هزینه برای مواجهه با کمبود سرمایه گذاری و مشکلات نقدینگی در نظر گرفته می شود (وایت رد و چان^۲، ۱۹۹۲). تجدید ارزیابی شامل یک روش حسابداری است که به خودی خود، هیچ تأثیر مستقیمی بر جریان وجه نقد شرکت ندارد، به استثنای هزینه های انجام شده و ثبت تجدید ارزیابی T با فرض بر این که این هزینه ها به اندازه کافی زیاد هستند تا بتوانند روی تصمیم گیری مجدد مدیریت تأثیر بگذارند باشد (براون و همکاران، ۱۹۹۲). هنگامی که تأثیر اختلاف قیمت بازار و ارزش دفتری بیش از هزینه تجدید ارزیابی باشد، ارزش گذاری مجدد اتفاق می افتد (واتس^۳، ۱۹۷۷). از این رو مدیران نسبت به چگونگی و زمان تجدید ارزیابی دارایی های شرکت های خود بی تفاوت نیستند. همچنین استدلال می شود که تجدید ارزیابی دارایی ممکن است به حل مشکلات ناشی از عدم تقارن اطلاعات کمک کند (براون و همکاران، ۱۹۹۲).

بال و شیواکومار^۴ (۲۰۰۸، ۴) تأیید می کنند انگیزه های قراردادی بر انتخاب حسابداری تأثیر مهمی دارند. نتایج آنها نشان می دهد که گزارش های حسابداری دارایی های واقعی نه تنها به استانداردهای حسابداری بلکه به محیط اطلاعاتی که در آن غوطه ور شده اند و انگیزه های آنها به تهیه گزارش های اطلاعاتی بستگی دارد.

از نظر فعالان بازار سرمایه، اعلام برگزاری مجمع عمومی فوق العاده به منظور تصویب افزایش سرمایه به عنوان یک خبر مالی می تواند بر قیمت سهام و در نتیجه بازده آن تأثیر بگذارد (عبادی و حسن پور، ۱۳۹۰، ۴۹).

از سوی دیگر یکی از دلایل افزایش سرمایه از محل تجدید ارزیابی اصلاح ساختار سرمایه در شرکت ها است. تصمیمات ساختار سرمایه بر نرخ بازده و ریسک سهامداران تأثیر گذار بوده

1. Aboody, Barth, & Kasznik.

2. Whittred & Chan

3. Watts.

4. Ball & Shivakumar

و ارزش بازار سهام نیز ممکن است به تبع تصمیمات مختلف ساختار سرمایه تحت تأثیر قرار بگیرد (زینالی و شیلان، ۱۳۹۰، ۴۵). در پژوهش فرمنسیاه و همکاران^۱ (۲۰۱۹، ۳۱) به بررسی تجربی تأثیر اهرم، اندازه، نقدینگی و جریان وجوه نقد عملیاتی بر تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت پرداختند. این نتایج نشان می‌دهد که اهرم و عملکرد جریان نقدی بر تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت تأثیر می‌گذارد. با این حال، نقدینگی تأثیری در ارزیابی دوباره دارایی‌های ثابت ندارد. منصوری، گراغانی و دوبانی (۱۳۹۶، ۱۴۱) نشان می‌دهد که تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت منجر به افزایش هزینه‌های حسابرسی در شرکت‌های مورد مطالعه شده است و همچنین نتایج حاصل از پژوهش خدای پور، انصاری و نمازیان (۱۳۸۸، ۱۰۱) نشان می‌دهد که در مجموع ارتباط قوی و موثری بین تجدید ارزیابی دارایی و افشای دارایی‌ها وجود دارد و از طرف دیگر تجدید ارزیابی دارایی‌ها بر مالیات بر درآمد شرکت‌های مورد بررسی تأثیر گذاشته که البته رابطه تجدید ارزیابی با مالیات بر درآمد شرکت‌ها یک رابطه معکوس بوده است. هدف پژوهش حاضر با پژوهش‌های قبلی انجام شده در این حوزه، در بررسی پاسخ به این پرسش است که آیا بازار به افزایش سرمایه از محل تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت است واکنش نشان می‌دهد یا خیر؟ و همچنین این مسئله بررسی می‌شود که آیا واکنش بازار به افزایش سرمایه از محل تجدید ارزیابی نسبت به افزایش سرمایه از محل‌های آورده نقدی و سود انباشته بیشتر است یا خیر؟

مبانی نظری و توسعه فرضیه‌ها

مدت‌هاست که تجدید ارزیابی دارایی ثابت یک موضوع قابل بحث بوده است. استدلال رایج در حسابداری، ارزش منصفانه دارایی‌ها را نسبت به هزینه‌های تاریخی مربوط تر، بااهمیت تر و قابل اطمینان تر می‌داند (چتفیلد^۲، ۱۹۷۴). اگر اطلاعات تجدید ارزیابی دارایی برای تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران مفید باشد، انتظار می‌رود که رابطه‌ای بین تجدید ارزیابی دارایی و قیمت سهام مشاهده شود (شارپ و واکر^۳، ۱۹۷۵). تجدید ارزیابی دارایی‌های رو به بالا می‌تواند به عنوان ابزاری برای ارائه سیگنال معتبر از افزایش ارزش دارایی‌ها و نشان دادن چشم انداز بهتر شرکت‌ها مورد استفاده قرار گیرد (جرمینک و ویولیرز^۴، ۱۹۹۹). از این رو، ممکن است تجدید

1. Firmansyah & Mulyadi.
2. ChatField.
3. Sharpe & Walke.
4. Gearemynck & Veuelers.

ارزیابی توسط برخی از شرکت‌های غنی از دارایی با درآمد ناچیز انجام شود تا خود را از شرکت‌های غیر سودآور متمایز کنند. تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت ارزش دفتری کل دارایی‌های مشهود و بنابراین کل دارایی‌ها را افزایش می‌دهد (لین و پیسنل^۱، ۲۰۰۰).

اطلاعات مربوط به آنچه شرکت‌ها را به سمت تجدیدارزیابی سوق می‌دهد بسیار حیاتی است و به درک بهتر اهداف مالی داخلی و استراتژی آنها کمک می‌کند (جورج امانوئل یاتریدیس و همکاران، ۲۰۱۲) و همچنین گفته می‌شود که زمان سپری شده از تجدیدارزیابی دارایی ثابت قبلی ممکن است در اثربخشی و مزایای یک تجدیدارزیابی نقش مهمی داشته باشد (لین و پیسنل، ۲۰۰۰).

طبق نظر کاهان و کوتاری^۲ (۲۰۰۴، ۱۴) شرکت‌هایی که سطح بدهی بالاتری دارند نسبت به شرکت‌هایی که سطح بدهی کمتری دارند افزایش قیمت سهام بیشتری تجربه می‌کنند. نظریه قرارداد نشان می‌دهد که تجدید ارزیابی انجام شده توسط شرکت‌هایی که سطح بدهی بالایی دارند ممکن است فرصت طلبانه شمرده شود، در حالی که تجدید ارزیابی شرکت‌های دارای سطح بدهی پایین ممکن است به عنوان کاهش عدم تقارن اطلاعات بین شرکت و تأمین کنندگان سرمایه شمرده شود.

همچنین تجدیدارزیابی دارایی ثابت ممکن است به عنوان ابزاری برای مدیریت سود مورد استفاده قرار گیرد، به ویژه هنگامی که سود حاصل از فروش دارایی‌های ثابت بر اساس بهای تمام شده برآورد شود (بلک و همکاران^۳، ۱۹۹۸).

وایترد و چان^۴ (۱۹۹۲، ۵۹) تجدیدارزیابی دارایی را سازوکار کم هزینه‌ای برای رسیدگی به مشکلات کسری مالی می‌دانند.

مطالعات مختلف بررسی کرده‌اند که آیا تجدید ارزیابی دارایی‌های غیر جاری اطلاعاتی را ارائه می‌دهند که مربوط به ارزش است و با قیمت سهام و بازده مرتبط است. چندین مطالعه مانند (شارپ والکر، ۱۹۷۵)؛ (استاندیش و انگ^۵، ۱۹۸۲)؛ (امانوئل، ۱۹۸۹)؛ (استون و همکاران، ۱۹۹۳)؛ (بارت و کلینچ^۶، ۱۹۹۸)؛ (ابودی، ۱۹۹۹)؛ (چاین و همکاران، ۲۰۰۰) شواهدی را به

1. Lin & Peasnell.
2. Cahan & Courtenay.
3. Black, Sellers & Manly.
4. Whittred & Chan.
5. Standish & Ung.
6. Barth & Clinch.

دست می‌دهد که به طور کلی این دیدگاه را تأیید می‌کند که سرمایه‌گذاران به اطلاعات مربوط به تجدید ارزیابی دارایی‌های غیر جاری واکنش نشان می‌دهند.

با توجه به مطالب بیان شده فرضیه اول تحقیق به صورت زیر مطرح می‌شود:

فرضیه اول: واکنش بازار به افزایش سرمایه از طریق تجدیدارزیابی دارایی‌ها مثبت است. تصمیمات مالی را می‌توان از جمله تصمیمات استراتژیک و حساسی دانست. توانایی شرکت در مشخص ساختن منابع مالی بالقوه برای تهیه سرمایه به منظور سرمایه‌گذاری‌ها و تهیه برنامه‌های مالی مناسب، از عوامل اصلی رشد و پیشرفت شرکت به حساب می‌آید. بازار سهام نسبت به این رویدادها از طریق بازده سهام واکنش نشان می‌دهد. لذا در فرضیه دوم به مقایسه دو راه تامین مالی شرکت‌ها پرداختیم و بدین صورت مطرح می‌شود:

فرضیه دوم: واکنش بازار به افزایش سرمایه از طریق تجدیدارزیابی نسبت به آورده نقدی بیشتر است.

با توجه به اینکه افزایش سرمایه از محل سود انباشته و تجدیدارزیابی هر دو از منابع داخلی شرکت تامین می‌شوند ولی تفاوت‌هایی با هم دارند. شرکت‌ها در صورتی که به تأمین مالی نیاز داشته باشند، استفاده از سود شرکت، همیشه برای آن‌ها به عنوان یک منبع مناسب به شمار می‌رود و علت این که شرکت مبلغی از سود خالص سالانه خود را به عنوان اندوخته اختیاری لحاظ می‌کند عدم پرداخت سود بیشتر به سهامداران و صرف کردن آن برای افزایش سرمایه است. این خود باعث بروز عیب استفاده از این روش خواهد شد که سهامداران ممکن است در مقابل عدم دریافت یا دریافت کمتر سود سهام، واکنش‌های منفی نشان دهند در مقابل تجدیدارزیابی از تقسیم سود واهی جلوگیری می‌کند و به نوعی استفاده از این روش، خروج منابع از شرکت‌ها را کنترل می‌کند. بنابراین فرضیه سوم به مقایسه دو راه تامین مالی شرکت‌ها پرداختیم و بدین صورت مطرح می‌شود:

فرضیه سوم: واکنش بازار به افزایش سرمایه از طریق تجدیدارزیابی دارایی‌ها نسبت به سودانباشته بیشتر است.

استاندیش و اونگک (۱۹۸۲، ۷۰۱) به بررسی واکنش بازار نسبت به تجدید ارزیابی دارایی‌ها در انگلستان با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه (CAPM) پرداختند. نتایج بیانگر این بود که بطور متوسط بازده غیرمنتظره مثبتی برای شرکت‌هایی که تجدیدارزیابی دارایی‌های ثابت را اعلام کرده‌اند وجود دارد.

وایترو و چان (۱۹۹۲، ۵۸) در این پژوهش بر اساس نمونه‌ای از شرکت‌های استرالیایی که دارایی‌های ثابت را تجدیدارزیابی کردند نشان دادند که تجدیدارزیابی واکنش مثبتی به میزان اهرم مالی، اندازه شرکت و فرصت سرمایه‌گذاری شرکت دارد و واکنش منفی با سطح ذخایر نقدی دارد.

همچنین ایستون و همکاران (۱۹۹۳، ۱) تأثیر تجدیدارزیابی دارایی بر سهام شرکت‌های استرالیایی را بررسی کردند. یافته‌ها نشان داد که مهم‌ترین دلیل تجدیدارزیابی دارایی‌ها، کاهش نسبت حقوق صاحبان سهام به بدهی بوده است و رابطه قوی بین بازده قیمت سهام و تجدیدارزیابی برای شرکت‌هایی با بدهی بالا پیدا کردند و فرضیه کارآمد قرارداد را مطرح کردند که در آن تجدیدارزیابی می‌تواند برای توجیه وام‌های بیشتر استفاده شود.

ابودی و همکاران (۱۹۹۹، ۱۴۹) ارتباط بین تجدیدارزیابی دارایی و عملکرد آینده (درآمد عملیاتی و بدهی‌های نقدی)، قیمت‌ها و بازده‌ها را بررسی کردند. نتایج پژوهش نشان داد که بین تجدیدارزیابی دارایی‌ها و عملکرد مالی آینده شرکت رابطه مثبت وجود دارد و همچنین تجدیدارزیابی به طور چشمگیری با بازده و قیمت‌های سالانه ارتباط مثبت دارند.

بائه^۱ و همکاران (۲۰۱۹، ۳۷۰۰) رابطه بین تجدیدارزیابی دارایی‌های ثابت و خطر سقوط قیمت سهام در کره را بررسی کردند. نتایج بیانگر آن بود که تجدیدارزیابی دارایی‌های ثابت به موقع بودن و ارتباط اطلاعات افشا شده را بهبود می‌بخشد که در نهایت خطر سقوط قیمت سهام را کاهش می‌دهد و به توسعه یک بازار پایدار کمک می‌کند.

همچنین رافتی^۲ و همکاران (۲۰۱۹، ۹۳) در پژوهشی به بررسی انگیزه‌های مدیریت از تجدیدارزیابی دارایی‌های غیرجاری پرداختند. تجزیه و تحلیل آنها بر روی داده‌های پاکستان، با این فرضیه که شرکت‌ها اقدام به تجدیدارزیابی می‌کنند تا هزینه قرارداد، هزینه سیاسی و عدم تقارن اطلاعات را کاهش دهند انجام شده است. در این پژوهش دریافتند که بین هزینه سیاسی و بخشی از هزینه عدم تقارن اطلاعات با متغیر وابسته رابطه معنی داری وجود دارد. متغیرهای دیگر مانند هزینه عدم تقارن اطلاعات و رشد ناچیز بودند و هیچ ارتباط معنی داری با تجدیدارزیابی دارایی‌های غیرجاری نشان ندادند. نتیجه بیانگر این بود که شرکت‌هایی با اندازه بزرگتر، نسبت شدت بیشتر و اعلام سود سهام کمتر، شانس بیشتری برای تجدیدارزیابی مستمر دارایی‌های غیرجاری خواهند داشت.

1. Bae & Kim

2. Rafay Rafay, Yasser & Khalid.

هدف رسمی تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت ارائه تصویر دقیق‌تری از دارایی‌های ثابت در ترازنامه است که منجر به، بهبود ظرفیت استقراض، کاهش میزان احتمالی هزینه سیاسی، نشان دادن عملکرد آینده و افزایش قیمت سهام از انگیزه‌های مشترک شرکت‌هایی است که اقدام به تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت کرده‌اند. با این حال به عقیده آنان از آنجا که توهماتی در مورد عملکرد تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت وجود دارد، سرمایه‌گذاران باید هنگام استفاده از اطلاعات صورت‌های مالی شرکت‌هایی که تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت کرده‌اند، احتیاط کنند. افزون بر این، تنظیم کنندگان اطلاعات مالی باید قوانین را به درستی اجرا کنند تا از افشای اطلاعات انتخابی جلوگیری شود و شرکت‌ها اطلاعات با اهمیت را به طور کامل افشا کنند بطوری که ذینفعان سریعاً افشاگری‌های مربوط به تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت را دریافت کنند.

روش‌شناسی پژوهش

جامعه آماری، روش نمونه‌گیری و حجم نمونه

در این پژوهش به منظور انجام آزمون فرضیه‌ها از روش تحلیل همبستگی استفاده شده است. روش بررسی داده‌ها به صورت تحلیل مقطعی داده‌ها و هم‌چنین تحلیل داده‌های ترکیبی (بررسی سال به سال) و با استفاده از رگرسیون چند متغیره است. نمونه آماری شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی سال‌های ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۷ می‌باشد که داده‌های مورد نیاز برای محاسبه متغیرها بصورت دستی از سایت شرکت مدیریت فناوری بورس تهران (tsetmc) و سامانه اطلاع‌رسانی ناشران (Codal) جمع‌آوری شده است. برای پردازش داده‌ها از نرم افزار اکسل و برای اجرای آزمون‌های آماری از نرم افزار ایویوز استفاده شده است. در این پژوهش به منظور نمونه‌گیری از روش حذف سیستماتیک استفاده شده است. نمونه مورد استفاده شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که دارای شرایط زیر باشند:

اطلاعات مربوط به متغیرهای پژوهش طی دوره مورد بررسی موجود باشند.

اطلاعات تاریخ اعلان افزایش سرمایه آن‌ها موجود باشد.

به منظور قابل مقایسه بودن اطلاعات، پایان سال مالی شرکت منتهی به پایان اسفند ماه باشد

و در دوره مورد نظر تغییر سال مالی نداده باشند.

در دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷ حداقل یک بار از محل تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت افزایش سرمایه داده باشد.

تعداد شرکت‌هایی که تا پایان اسفند ماه ۱۳۹۷ از محل تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت اقدام به افزایش سرمایه نموده‌اند برابر با ۷۸ شرکت است. با توجه به محدودیت‌های بیان شده، برای آزمون فرضیه اول از این میان تعداد ۴۹ شرکت به عنوان شرکت‌هایی که از محل تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت اقدام به افزایش سرمایه کرده‌اند، وارد نمونه شده است. هم‌چنین این نمونه شامل ۴۰ شرکت می‌باشد که در تاریخ‌های انجام تجدید ارزیابی توسط این ۴۹ شرکت هیچ افزایش سرمایه‌ای نداده‌اند. به عبارتی جهت آزمون فرضیه اول نمونه‌ای شامل ۸۹ سال-شرکت مورد بررسی قرار گرفت.

هم‌چنین برای آزمون فرضیه دوم و سوم به ترتیب نمونه‌هایی شامل ۵۰ و ۵۰ سال-شرکت تشکیل شده است.

مدل پژوهش

در این پژوهش واکنش بازار به عنوان متغیر وابسته مورد استفاده قرار گرفته است. به منظور اندازه‌گیری واکنش بازار از مدل بازار استفاده شده است. فرض اساسی این است که می‌توان بخشی از بازده سهام را که تنها مربوط به یک رویداد خاص است جدا کرد. این جداسازی با استفاده از تخمین بازده عادی سهام صورت می‌گیرد. منظور از بازده عادی، بازدهی که در حالت عادی و عدم وجود رویداد به دست می‌آید. منظور از بازده غیر عادی، اختلاف بین کل بازده کسب شده و بازده عادی است که به واسطه وقوع رویداد مورد نظر قابل دستیابی است. از آنجایی که با استفاده از رویداد مورد نظر در یک تاریخ می‌توان واکنش بازار را اندازه‌گیری کرد، در این پژوهش تاریخ انتشار در سایت کدال به عنوان روز صفر در نظر گرفته شد ($t=0$). به منظور برآورد مدل بازار از رابطه (۱) استفاده شده است.

$$R_{i,t} = \alpha + \beta R_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{رابطه (۱)}$$

که $R_{i,t}$: بازده سهام شرکت i در ماه t که از طریق رابطه (۲) محاسبه می‌شود. $R_{m,t}$: بازده بازار در ماه t که از طریق رابطه (۳) محاسبه می‌شود و $\varepsilon_{i,t}$: بازده غیر عادی سهام شرکت i در ماه t است.

$$R_{i,t} = \frac{P_{i,t}(1+\alpha+\beta) + DPS_{i,t} - P_{i,t-1} - C\alpha}{P_{i,t-1} + C\alpha} \quad \text{رابطه (۲)}$$

که $R_{i,t}$: بازده واقعی سهام شرکت i در دوره t ، $P_{i,t}$: قیمت سهم i در پایان دوره t ، α : درصد افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده نقدی سهامداران، β : درصد افزایش سرمایه از محل اندوخته، $DPS_{i,t}$: سود نقدی پرداختی در دوره t ، $P_{i,t-1}$: قیمت سهم i در پایان دوره $t-1$ و $R_{m,t}$: بازده بازار در دوره t است.

$$R_{m,t} = \frac{TEPIX_t - TEPIX_{t-1}}{TEPIX_{t-1}} \quad \text{رابطه (۳)}$$

که $R_{m,t}$: بازده بازار در دوره t ، $TEPIX_t$: شاخص کل قیمت در بورس اوراق بهادار تهران در پایان دوره t و $TEPIX_{t-1}$: شاخص کل قیمت در بورس اوراق بهادار تهران در پایان دوره $t-1$ است.

پس از تخمین رابطه (۱) و برآورد پارامترهای α و β بازده غیرعادی ماهانه با استفاده از رابطه (۴) محاسبه می‌شود.

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - (\alpha + \beta R_{m,t}) \quad \text{رابطه (۴)}$$

که $AR_{i,t}$: بازده غیرعادی سهام شرکت i در دوره t ، $R_{i,t}$: بازده واقعی سهام شرکت i در دوره t و $R_{m,t}$: بازده بازار در دوره t است.

همان‌طور که از رابطه (۴) مشاهده می‌شود، مدل بازار بازده سهام را به دو بخش تقسیم می‌کند. بخش عادی که از طریق بازده سبد بازار تعیین می‌شود $(\alpha + \beta R_{m,t})$ و بخش غیرعادی که توسط اطلاعات مربوط به شرکت قابل تعیین است. از این رو رابطه (۴) بیانگر بازده غیرعادی است که می‌توان آن را به اطلاعات منتشر شده توسط شرکت مربوط دانست.

هدف این پژوهش، پاسخ به این سوال است که آیا بازار نسبت به افزایش سرمایه از محل تجدید ارزیابی واکنش مثبتی نشان می‌دهد یا خیر؟ بدین منظور میانگین بازده غیرعادی سهام در تاریخ‌های حول انتشار اطلاعیه در کدال مورد بررسی قرار می‌گیرد. بازده غیرعادی اندازه‌گیری شده توسط الگوی بازار، نشان دهنده میزان واکنش بازار است. به این معنی که اگر میانگین بازده غیرعادی سهام، در تاریخ‌های حول انتشار اطلاعیه تفاوت معناداری با صفر داشته باشد، بازار به این نوع اطلاعیه‌ها واکنش نشان می‌دهد. در صورتیکه میانگین بازده غیرعادی، عددی منفی باشد، واکنش منفی و در صورتی که عددی مثبت باشد، واکنش مثبت خواهد بود.

بازده غیر عادی انباشته از میانگین حسابی بازده‌های غیرعادی حاصل شده حول تاریخ انتشار اطلاعیه در کدال ($t=0$) به دست می‌آید. در این پژوهش بازده غیرعادی انباشته برای بازه زمانی $[-۳, +۳]$ محاسبه شده است. بازده غیرعادی انباشته از طریق رابطه (۵) محاسبه می‌شود.

$$CAR_{i,(t_1,t_2)} = \frac{1}{N} \sum_{t=t_1}^{t=t_2} AR_{i,t} \quad \text{رابطه (۵)}$$

که $CAR_{i,(t_1,t_2)}$: بازده غیرعادی انباشته برای بازه زمانی $[t_1, t_2]$ ، $AR_{i,t}$: بازده غیرعادی سهام شرکت i در دوره t ، N : تعداد ماه‌هایی که بازده غیرعادی انباشته برای آن محاسبه شده است و t_1, t_2 : به ترتیب تاریخ شروع و پایان بازه مورد بررسی است.

مدل مورد استفاده جهت آزمون فرضیه اول

مدل آماری مورد استفاده در این پژوهش برای آزمون فرضیه اول پژوهش، مدل رگرسیون خطی چندگانه به شرح زیر می‌باشد.

$$CAR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 REV_{i,t} + \beta_2 LEV_{i,t} + \beta_3 ROA_{i,t} + \beta_4 FAI_{i,t} + \beta_5 INST_{i,t} + \beta_6 ABACC_{i,t} + \beta_7 LIQ_{i,t} + \beta_8 MTB_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

جدول (۳). متغیرهای مورد استفاده جهت آزمون فرضیه اول

نام متغیر	نحوه اندازه‌گیری متغیر	منبع اندازه‌گیری متغیر
بازده غیرعادی انباشته (CAR)	به منظور اندازه‌گیری واکنش بازار از مدل بازار استفاده شده است.	براون و وارنر ^۱ (۱۹۸۵)
تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت (REV)	به شرکت‌هایی که طی دوره پژوهش از محل تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت افزایش سرمایه داده‌اند، در سال افزایش سرمایه عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر اختصاص داده شده است.	اندرسون ^۲ و همکاران (۲۰۰۷)
نرخ بازده دارایی‌ها (ROA)	عبارت است از نسبت سود خالص به ارزش دفتری کل دارایی‌ها	بال و همکاران (۲۰۱۵)
اهرم مالی (LEV)	عبارت است از نسبت ارزش دفتری کل بدهی‌ها به ارزش دفتری کل دارایی‌ها	براون و همکاران (۱۹۹۲)

1. Brown & Warner

2. Anderson, Sweeney & Shoesmith, E.

نام متغیر	نحوه اندازه گیری متغیر	منبع اندازه گیری متغیر
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام (MTB)	عبارت است از نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام	خان و واتس ^۱ (۲۰۰۹)
مالکیت نهادی (INST)	درصد سهام نگهداری شده توسط شرکت های بیمه، صندوق های بازنشستگی، سرمایه گذاری ها، مؤسسات مالی، بانک ها، شرکت های دولتی، بنیادها و دیگر اجزای دولت است که از افق دید بلندمدت برخوردارند.	لانگ و مک نیکولز ^۲ ، ۱۹۹۷
شدت دارایی های ثابت (FAI)	عبارت است از ارزش دفتری جمع دارایی های ثابت به کل دارایی ها	امانویل
نقدینگی (LIQ)	عبارت است از کسر دارایی های جاری از سرمایه گذاری ها به بدهی های جاری	پتی ^۳ و همکاران (۱۹۹۳)
کیفیت گزارشگری مالی (ABACC)	قدر مطلق تعهدات اختیاری	بارتف ^۴ (۲۰۰۱)

در پژوهش حاضر آزمون فرضیه دوم مطابق زیر انجام پذیرفت.

برای بررسی این فرضیه ابتدا نمونه ای متشکل از دو گروه از شرکت ها تشکیل شده است که عبارتند از: شرکت هایی که از طریق تجدید ارزیابی اقدام به افزایش سرمایه کرده اند.

شرکت هایی که از طریق آورده نقدی اقدام به افزایش سرمایه کرده اند.

در این پژوهش ابتدا بازده غیرعادی انباشته هر سهم گروه اول در طول ۳ ماه پیش از ماه اعلام افزایش سرمایه از طریق تجدید ارزیابی تا ۳ ماه بعد از اعلام آن (بازه زمانی $[-3, +3]$) به عنوان سنجش واکنش بازار استفاده شده است و همچنین بازده غیرعادی انباشته هر سهم گروه دوم در طول ۳ ماه پیش از ماه اعلام افزایش سرمایه از طریق آورده نقدی تا ۳ ماه بعد از اعلام آن (بازه زمانی $[-3, +3]$) به عنوان سنجش واکنش بازار استفاده شده است. سپس برای مقایسه این دو گروه از شرکت ها از آزمون t دو نمونه ای استفاده شده است.

1. Khan & Watts
2. Lang & McNichols
3. Petty, Keown, Scott & Martin.
4. Bartov, Gul & Tsui.

همچنین آزمون فرضیه سوم مطابق زیر انجام پذیرفت.

برای بررسی این فرضیه ابتدا نمونه ای متشکل از دو گروه از شرکت ها تشکیل شده است که عبارتند از:

شرکت هایی که از طریق تجدید ارزیابی اقدام به افزایش سرمایه کرده اند.

شرکت هایی که از طریق سود انباشته اقدام به افزایش سرمایه کرده اند.

در این پژوهش ابتدا بازده غیرعادی انباشته هر سهم گروه اول در طول ۳ ماه پیش از ماه اعلام افزایش سرمایه از طریق تجدید ارزیابی تا ۳ ماه بعد از اعلام آن (بازه زمانی $[-۳, +۳]$) به عنوان سنجش واکنش بازار استفاده شده است و همچنین بازده غیرعادی انباشته هر سهم گروه دوم در طول ۳ ماه پیش از ماه اعلام افزایش سرمایه از طریق سود انباشته تا ۳ ماه بعد از اعلام آن (بازه زمانی $[-۳, +۳]$) به عنوان سنجش واکنش بازار استفاده شده است. سپس برای مقایسه این دو گروه از شرکت ها از آزمون t دو نمونه ای استفاده شده است.

یافته های پژوهش

در این بخش و قبل از انجام آزمون فرضیه، آماره های توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش در جدول (۴) ارائه شده اند. آماره های یادشده شمایی کلی از وضعیت توزیع داده های پژوهش را ارائه می کنند.

با توجه به جدول (۴) مشاهده می شود که بازده غیرعادی به عنوان متغیر وابسته پژوهش برای گروه شرکت هایی که از محل تجدید ارزیابی افزایش سرمایه داده اند دارای بیشترین مقدار $۰/۶۲۱$ و کم ترین مقدار $-۰/۱۲۱$ است. به این معنی که هرچه مقدار این متغیر به مقدار بیشینه یعنی $۰/۶۲۱$ نزدیک تر شود بازده غیرعادی سهام نیز بیشتر می شود. هم چنین میانگین و میانه مقادیر بازده غیرعادی سهام به ترتیب برابر با $۰/۱۶۲$ و $۰/۱۶۳$ است. هم چنین بازده غیرعادی برای شرکت هایی که هیچ گونه افزایش سرمایه ای نداشته اند دارای بیشترین مقدار $۰/۰۵۸$ و کم ترین مقدار $-۰/۰۸۲$ می باشد. به همین ترتیب میانگین و میانه بازده غیرعادی سهام نیز برای این دسته از شرکت ها برابر با $-۰/۰۱۴$ و $-۰/۰۰۵$ است.

هم چنین متغیر تجدید ارزیابی به عنوان متغیر مستقل در این پژوهش دارای بیشترین مقدار ۱ و کمترین مقدار صفر است. نرخ بازده دارایی ها یک شاخص از چگونگی سودآوری شرکت و وابسته به کل دارایی های آن شرکت است. نرخ بازده دارایی ها که از طریق تقسیم سود خالص

سالیانه به کل دارایی‌های شرکت محاسبه می‌شود، ایده‌ای درباره مدیریت کارآمد در رابطه با استفاده از دارایی‌ها در جهت تولید سود است. بازده دارایی‌ها برای گروه شرکت‌هایی که از محل تجدید ارزیابی اقدام به افزایش سرمایه کرده‌اند دارای بیشترین مقدار ۰/۰۶۶ و کمترین مقدار ۰/۱۰۳- است. همچنین میانگین، میانه و انحراف معیار برای این متغیر به ترتیب برابر با ۰/۱۷، ۰/۰۰۲- و ۰/۰۴۳ است. همچنین بازده دارایی‌ها برای گروه شرکت‌هایی که هیچ‌گونه افزایش سرمایه‌ای نداشته‌اند دارای بیشترین مقدار ۰/۳۸۷ و کمترین مقدار ۰/۰۹۳- است. میانگین، میانه و انحراف معیار برای این دسته از شرکت‌ها به ترتیب برابر با ۰/۱۱۵، ۰/۰۷۰ و ۰/۱۳۳ می‌باشد. اطلاعات مربوط به سایر متغیرها نیز در جدول (۴) مشهود است.

جدول (۴). آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	CAR	REV	LEV	ROA	FAI	INST	ABACC	LIQ	MTB
میانگین	۰/۰۹۵	۰/۵۴۲	۰/۶۴۳	۰/۰۳۰	۰/۳۷۵	۰/۶۵۰	۰/۴۰۶	۰/۶۹۹	۲/۷۳۶
میانه	۰/۰۴۶	۱/۰۰۰	۰/۶۵۳	۰/۰۰۵	۰/۳۴۵	۰/۶۹۶	۰/۳۶۱	۰/۷۱۰	۲/۳۰۱
حداکثر	۰/۶۳۵	۱/۰۰۰	۱/۰۷۷	۰/۳۸۷	۰/۹۳۳	۰/۹۲۵	۱/۳۳۵	۱/۴۱۶	۷/۶۷۸
حداقل	-۰/۱۲۱	۰/۰۰۰	۰/۰۶۱	-۰/۲۰۷	۰/۰۰۸	۰/۲۴۸	۰/۰۳۸	۰/۱۳۷	-۲/۲۷۱
انحراف معیار	۰/۱۶۴	۰/۵۰۲	۰/۱۸۲	۰/۱۰۵	۰/۲۳۷	۰/۲۱۸	۰/۲۸۳	۰/۳۲۱	۱/۸۲۶
شرکت‌هایی که از محل تجدید ارزیابی اقدام به افزایش سرمایه نموده‌اند									
میانگین	۰/۱۶۲	۱	۰/۶۵۳	-۰/۰۱۷	۰/۴۱۱	۰/۶۸۴	۰/۰۲۹	۰/۷۵۱	۱/۸۸۳
میانه	۰/۱۶۳	۱	۰/۶۱۵	-۰/۰۰۲	۰/۴۰۶	۰/۶۹۶	۰/۰۲۷	۰/۷۰۴	۱/۸۷۱
حداکثر	۰/۶۲۱	۱	۰/۹۵۲	۰/۰۶۶	۰/۷۹۳	۰/۸۵۱	۰/۰۸۱۴	۱/۳۹۳	۳/۵۷۷
حداقل	-۰/۱۲۱	۱	۰/۳۴۴	-۰/۱۰۳	۰/۰۰۸	۰/۲۰۸	۰/۰۰۲	۰/۲۱۰	۰/۵۵۲
انحراف معیار	۰/۱۸۸	۱	۰/۱۹۴	۰/۰۴۳	۰/۲۳۵	۰/۱۴۱	۰/۲۲۹	۰/۳۳۵	۰/۷۹۹
شرکت‌هایی که هیچ اقدامی نسبت به افزایش سرمایه ننموده‌اند									
میانگین	-۰/۰۱۴	۰	۰/۶۳۶	۰/۱۱۵	۰/۲۶۷	۰/۷۳۲	۰/۰۳۳	۰/۶۲۴	۳/۴۵۶
میانه	-۰/۰۰۵	۰	۰/۶۰۶	۰/۰۷۰	۰/۲۹۳	۰/۸۰۸	۰/۰۳۳	۰/۶۳۶	۲/۸۱۹
حداکثر	۰/۰۵۸	۰	۰/۸۷۹	۰/۳۸۷	۰/۵۸۵	۰/۹۱۲	۰/۰۶۲	۰/۹۸۲	۶/۴۷۲
حداقل	-۰/۰۸۲	۰	۰/۳۶۹	-۰/۰۹۳	۰/۰۲۴	۰/۳۵۳	۰/۰۱۱	۰/۱۳۷	۱/۶۳۱
انحراف معیار	۰/۰۳۷	۰	۰/۱۴۷	۰/۱۳۳	۰/۱۶۰	۰/۱۶۶	۰/۱۷۴	۰/۲۹۳	۱/۵۴۴

آزمون مانایی به طور عمده به منظور جلوگیری از رگرسیون‌های کاذب انجام می‌گیرد. برای جلوگیری از رگرسیون کاذب بایستی متغیرها مانا باشند. در این آزمون، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد و فرضیه مقابل پایا بودن حداقل یک عضو است.

$$\begin{cases} H_0: \text{ریشه واحد وجود دارد و متغیر مورد نامانا است} \\ H_1: \text{ریشه واحد وجود ندارد و متغیر نظر مانا است} \end{cases}$$

نتایج آزمون مانایی متغیرها در جدول (۵) نشان داده شده است.

جدول (۵). نتایج حاصل از آزمون مانایی در سطح با عرض از مبدأ و روند

معنی‌داری	مقادیر بحرانی مک کینون			آماره ADF	تعداد وقفه	عرض از مبدأ	روند	متغیر
	۱۰ درصد	۵ درصد	۱ درصد					
۰/۰۰۰۰	-۳/۱۵۷	-۳/۴۶۲	-۴/۰۶۷	-۹/۹۸۹	۰	C	-	CAR
۰/۰۰۰۰	-۳/۱۵۷	-۳/۴۶۲	-۴/۰۶۷	-۷/۷۷۵	۰	C	-	LEV
۰/۰۰۰۰	-۳/۱۵۷	-۳/۴۶۲	-۴/۰۶۷	-۷/۲۹۱	۰	C	-	ROA
۰/۰۰۰۰	-۳/۱۵۷	-۳/۴۶۲	-۴/۰۶۷	-۷/۱۵۱	۰	C	-	FAI
۰/۰۰۰۰	-۳/۱۵۷	-۳/۴۶۲	-۴/۰۶۷	-۸/۵۴۵	۰	C	-	INST
۰/۰۰۰۰	-۳/۱۶۳	-۳/۴۷۳	-۴/۰۸۹	-۸/۱۶۳	۰	C	-	ABACC
۰/۰۰۰۰	-۳/۱۵۷	-۳/۴۶۲	-۴/۰۶۷	-۸/۰۲۹	۰	C	-	LIQ
۰/۰۰۰۰	-۳/۱۶۱	-۳/۴۶۸	-۴/۰۷۸	-۸/۹۴۷	۰	C	-	MTB

باتوجه به مقادیر به دست آمده مشاهده می‌شود که قدر مطلق آماره ADF برای تمامی متغیرها بیشتر از قدر مطلق مقادیر بحرانی مک کینون است و ریشه واحد وجود ندارد که نشان دهنده مانا بودن آن‌ها است.

پیش از برآورد مدل، در ابتدا می‌بایست جهت انتخاب بین روش داده‌های تلفیقی و یا روش داده‌های تابلویی (که خود به دو روش اثرات ثابت و روش اثرات تصادفی تقسیم‌بندی می‌گردد) آزمون‌های خاصی انجام شود.

در ابتدا می‌بایست با استفاده از آزمون چاو (F لیمیر) انتخاب الگوی داده‌های تلفیقی یا الگوی اثرات ثابت مورد بررسی قرار گیرد. قاعده آماری تصمیم‌گیری آزمون چاو به شکل زیر است:

$$\begin{cases} H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 & (\text{مدل Pooled}) \\ H_1: \exists r \neq s \Rightarrow \alpha_r \neq \alpha_s & (\text{مدل اثرات ثابت}) \end{cases}$$

در صورتی که فرضیه صفر رد نشود، از الگوی داده‌های تلفیقی (Pooled) برای برازش داده‌ها استفاده می‌کنیم. ولی در صورت رد فرضیه صفر، باید با استفاده از آزمون هاسمن، الگوی اثرات ثابت را در مقابل الگوی اثرات تصادفی آزمون کرده و الگوی برتر را برای برآورد مدل انتخاب کرد. نتایج حاصل از آزمون چاو با سطح معنی‌داری ۰/۳۷۰ نشان‌دهنده عدم معنی‌داری آماره F و بیانگر آن است که روش داده‌های تلفیقی بر روش اثرات ثابت برتری دارد. یکی از مفروضات کلاسیک رگرسیون، ثابت بودن واریانس جملات خطا است که به عنوان فرض همسانی واریانس شناخته می‌شود. در صورتی که جملات خطا واریانس ثابتی نداشته باشند، گفته می‌شود که ناهمسانی واریانس وجود دارد. در این پژوهش برای بررسی ناهمسانی واریانس از آزمون وایت استفاده شده است. فروض این آزمون به شرح زیر است:

$$\begin{cases} H_0: \text{متغیرهای مدل ناهمسانی واریانس ندارند} \\ H_1: \text{متغیرهای مدل ناهمسانی واریانس دارند} \end{cases}$$

روش تحلیل این آزمون به این صورت است که اگر فرضیه H_0 پذیرفته شود، بیانگر این مفهوم است که جملات خطا دارای واریانس ثابتی در طول زمان بوده‌اند. نتایج آزمون ناهمسانی واریانس وایت برای فرضیه اول با سطح معنی‌داری ۰/۷۸۴ نشان‌دهنده عدم معنی‌داری آماره F و بیانگر پذیرش فرضیه صفر مبنی بر همسانی واریانس‌ها است.

در مطالعات اقتصادسنجی که بر مبنای سری‌های زمانی قرار دارند، فرض عدم وجود خود همبستگی سریالی بین جملات خطا که یکی از فروض مهم مدل کلاسیک است، اغلب نقض می‌شود. بنابراین لازم است که قبل از تفسیر نتایج حاصل، به بررسی پدیده خود همبستگی سریالی بین جملات خطا پرداخته شود زیرا در صورت وجود خودهمبستگی سریالی بین اجزاء اخلاص، تخمین زن‌های OLS دیگر در بین تمام تخمین زن‌های بدون تورش، کارا نیستند یعنی دارای حداقل واریانس نیستند و در نتیجه استنباط آماری، قابل اعتماد نخواهد بود (افلاطونی، ۲۰۱۳).

در این پژوهش برای بررسی خود همبستگی سریالی بین جملات خطا از آزمون تشخیص خود همبستگی سریالی بروش-گادفری، استفاده می‌شود. فروض این آزمون به شرح زیر است:

$$\begin{cases} H_0: \text{جملات خطا دارای خود همبستگی نمی باشند} \\ H_1: \text{جملات خطا دارای خود همبستگی می باشند} \end{cases}$$

روش تحلیل این آزمون به این صورت است که اگر فرضیه H_0 پذیرفته شود به معنای عدم وجود خود همبستگی سریالی بین جملات خطای مدل است. نتایج آزمون خود همبستگی سریالی جملات خطا برای فرضیه اول با سطح معنی‌داری ۰/۳۶۱ نشان‌دهنده عدم معنی‌داری آماره $F(۱/۰۳۴)$ و بیانگر پذیرش فرض صفر مبنی بر عدم وجود خود همبستگی سریالی بین جملات خطا می‌باشد.

در این پژوهش جهت تشخیص وجود هم خطی، شاخص عامل تورم واریانس (VIF) مورد استفاده قرار گرفته است. اگر شاخص VIF متغیر مستقلی بیشتر از ۵ باشد شاید با متغیرهای دیگر، هم خطی دارد. در غیر این صورت مشکل هم خطی بین متغیرهای مستقل وجود ندارد. نتایج آزمون هم خطی بین متغیرهای مستقل در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول (۶). نتایج آزمون هم خطی بین متغیرهای مستقل

نوع متغیر	ضریب واریانس	عامل تورم واریانس
REV	۰/۰۲۴۵۵	۱/۸۳۴۸۴۴
LEV	۰/۰۲۲۶۶۷	۲/۴۵۸۸۹۸
ROA	۰/۰۵۱۸۷۲	۱/۶۴۵۵۶۷
FAI	۰/۰۲۱۹۲۴	۳/۴۲۳۲۱۷
INST	۰/۰۰۱۸۰۸	۱/۰۸۷۸۷۶
ABACC	۰/۰۰۴۸۴۰	۱/۱۶۱۱۷۳
LIQ	۰/۰۰۶۱۱۷	۲/۶۲۲۶۵۴
MTB	۰/۰۰۰۱۲۴	۱/۱۷۴۵۳۶

باتوجه به جدول (۶) مشاهده می‌شود که مشکل هم خطی بین متغیرهای مستقل مدل وجود ندارد زیرا میزان عامل تورم واریانس تمامی متغیرها زیر ۵ است.

فرضیه اول پژوهش بیان می‌دارد که واکنش بازار به افزایش سرمایه از محل تجدید ارزیابی مثبت است. برای آزمون فرضیه اول پژوهش از رابطه (۱) استفاده شده است.

رابطه (۱)

$$CAR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 REV_{i,t} + \beta_2 LEV_{i,t} + \beta_3 ROA_{i,t} + \beta_4 FAI_{i,t} + \beta_5 INST_{i,t} + \beta_6 ABACC_{i,t} + \beta_7 LIQ_{i,t} + \beta_8 MTB_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول در جدول (۷) ارائه شده است.

جدول (۷). نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش

$CAR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 REV_{i,t} + \beta_2 LEV_{i,t} + \beta_3 ROA_{i,t} + \beta_4 FAI_{i,t} + \beta_5 INST_{i,t} + \beta_6 ABACC_{i,t} + \beta_7 LIQ_{i,t} + \beta_8 MTB_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$					
نوع متغیر	نماد	ضریب	خطای استاندارد	آماره-۴	سطح معنی-داری
تجدید ارزیابی دارایی‌ها	REV	۰/۱۳۲	۰/۰۱۹	۶/۹۸۴	۰/۰۰۰۰
اهرم مالی	LEV	-۰/۱۴۸	۰/۰۶۰	-۲/۴۵۴	۰/۰۱۷۲
نرخ بازده دارایی‌ها	ROA	-۰/۰۶۷	۰/۰۴۳	-۱/۵۶۶	۰/۱۲۲۸
شدت دارایی ثابت	FAI	-۰/۰۵۱	۰/۰۵۳	-۰/۹۵۶	۰/۳۴۳۳
مالکیت نهادی	INST	-۰/۰۳۴	۰/۰۱۷	-۲/۰۲۴	۰/۰۴۷۷
قدر مطلق اقلام تعهدی اختیاری	ABACC	۰/۰۸۲	۰/۰۲۷	۲/۹۹۶	۰/۰۰۴۰
نقدینگی	LIQ	-۰/۰۶۹	۰/۰۳۹	-۱/۷۵۹	۰/۰۸۴۰
ارزش بازار به دفتری حقوق صاحبان	MTB	۰/۰۱۰	۰/۰۰۴	۲/۵۳۴	۰/۰۱۴۰
عرض از مبدأ	C	۰/۱۴۲	۰/۰۷۳	۱/۹۵۷	۰/۰۵۵۳
ضریب تعیین (R ²)	۰/۵۶۳	آماره F		۹/۱۷۰	
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۵۰۱	معنی‌داری آماره F		۰/۰۰۰۰۰۰	
خطای استاندارد مدل	۰/۱۳۷	آماره دوربین-واتسون		۲/۲۶۳	

همان‌گونه که بیان شد فرضیه اول پژوهش بیان می‌دارد که واکنش بازار به افزایش سرمایه از محل تجدید ارزیابی مثبت است. نتایج به دست آمده از برآورد رابطه (۱) که در جدول (۷) ارائه شده است بیانگر این است که ضریب متغیر مستقل (REV) برابر با ۰/۱۳۲ و سطح معنی‌داری این متغیر کمتر از ۰/۰۵ است که این امر نشان‌دهنده وجود رابطه مثبت و معنی‌داری

بین واکنش بازار و افزایش سرمایه از محل تجدید ارزیابی دارایی‌ها می‌باشد. به عبارت دیگر در بازده زمانی هفت ماهه $[+3 \text{ و } -3]$ واکنش بازار به آگهی افزایش سرمایه مثبت بوده و بنابراین فرضیه اول پژوهش تأیید می‌شود. هم‌چنین از بین متغیرهای کنترلی، متغیرهای اهرم مالی، میزان مالکیت نهادی و نقدینگی دارای رابطه منفی و معنی‌داری با واکنش بازار و متغیرهای نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام و کیفیت سود رابطه مثبت و معنی‌داری با واکنش بازار دارند.

همان‌طور که از نتایج جدول (۷) مشاهده می‌شود، ضریب تعیین این مدل برابر با ۰/۵۶۳ می‌باشد. این عدد بیانگر این است که ۵۶/۳ درصد از تغییرات متغیر وابسته، توسط متغیرهای مستقل پژوهش قابل تبیین است و از آنجایی که آماره دوربین-واتسون این مدل بین ۱/۵ تا ۲/۵ است (۲/۲۶۳) می‌توان گفت که در این مدل خود همبستگی مرتبه اول وجود ندارد.

هم‌چنین در جدول بالا می‌توان مشاهده کرد که سطح معنی‌داری آماره F کمتر از ۵ درصد است و از آنجایی که آماره F اعتبار کلی مدل را نشان می‌دهد در نتیجه می‌توان گفت این مدل با احتمال ۹۵ درصد معنی‌دار بوده و از اعتبار بالایی برخوردار است.

فرضیه دوم پژوهش این ادعا را مطرح می‌نماید که واکنش بازار به افزایش سرمایه از محل تجدید ارزیابی در مقایسه با افزایش سرمایه از محل آورده نقدی بیشتر است. برای بررسی این فرضیه ابتدا نمونه‌ای متشکل از دو گروه از شرکت‌ها تشکیل شده است که عبارتند از:

شرکت‌هایی که از طریق تجدید ارزیابی اقدام به افزایش سرمایه کرده‌اند.

شرکت‌هایی که از طریق آورده نقدی اقدام به افزایش سرمایه کرده‌اند.

در این پژوهش از بازه زمانی هفت ماهه $[+3 \text{ و } -3]$ برای محاسبه بازده غیرعادی انباشته و برای مقایسه این دو گروه از شرکت‌ها از آزمون t دو نمونه‌ای استفاده شده است. نتایج آزمون فرضیه دوم در جدول (۸) و (۹) ارائه شده است.

جدول (۸). آماره‌های شرکت‌های گروه یک و گروه دو

گروه	میانگین	انحراف معیار	میانگین خطای استاندارد
۱	۰/۴۴۵	۰/۹۱۲	۰/۱۳۰
۲	۰/۰۳۳	۰/۰۸۳	۰/۰۱۱

جدول (۹). نتایج آزمون نمونه های مستقل

آزمون t برای برابری میانگین ها				آزمون لون برای برابری واریانس ها		
تفاوت انحراف معیار	تفاوت میانگین	معنی داری	آماره-t	معنی داری	آماره-F	
۰/۱۲۳	۰/۴۱۲	۰/۰۰۱	۳/۳۳۶	۰/۰۰۰	۲۰/۵۲۱	فرض برابری واریانس ها
۰/۱۳۱	۰/۴۱۲	۰/۰۰۳	۳/۱۵۰			فرض تفاوت واریانس ها

ابتدا نتایج آزمون لون (آزمون تساوی واریانس ها) که در جدول (۹) ارائه شده است بررسی می شود. از آنجا که سطح معنی داری آماره F (۲۰/۵۲۱) کمتر از ۵ درصد است فرضیه برابری واریانس ها رد می شود. بنابراین در تحلیل آزمون t که در جدول (۹) ارائه شده است از ردیف دوم (فرض تفاوت واریانس ها) استفاده می شود. از آنجا که در آزمون t سطح معنی داری کمتر از ۵ درصد است بنابراین تساوی میانگین دو گروه رد می شود. به عبارتی دو گروه، با اطمینان ۹۵ درصد اختلاف دارند. با توجه به جدول (۸) از آنجایی که در نمونه مورد بررسی، میانگین بازده غیرعادی سهام گروه اول (شرکت هایی که از محل تجدید ارزیابی افزایش سرمایه داده اند) بیشتر از میانگین بازده غیرعادی سهام گروه دوم (شرکت هایی که از محل آورده نقدی افزایش سرمایه داده اند) است، بنابراین فرضیه دوم پژوهش پذیرفته شده و بیانگر این امر است که واکنش بازار به افزایش سرمایه از محل تجدید ارزیابی در مقایسه با افزایش سرمایه از محل آورده نقدی، بیشتر است.

فرضیه سوم پژوهش این ادعا را مطرح می نماید که واکنش بازار به افزایش سرمایه از محل تجدید ارزیابی در مقایسه با افزایش سرمایه از محل سود انباشته بیشتر است. برای بررسی این فرضیه ابتدا نمونه ای متشکل از دو گروه از شرکت ها تشکیل شده است که عبارتند از:

شرکت هایی که از طریق تجدید ارزیابی اقدام به افزایش سرمایه کرده اند.

شرکت هایی که از طریق سود انباشته اقدام به افزایش سرمایه کرده اند.

در این پژوهش از بازه زمانی هفت ماهه [۳+ و ۳-] برای محاسبه بازده غیرعادی انباشته و برای مقایسه این دو گروه از شرکت ها از آزمون t دو نمونه ای استفاده شده است. نتایج آزمون فرضیه سوم در جدول (۱۰) و (۱۱) ارائه شده است.

جدول (۱۰). آماره های شرکت های گروه یک و گروه دو

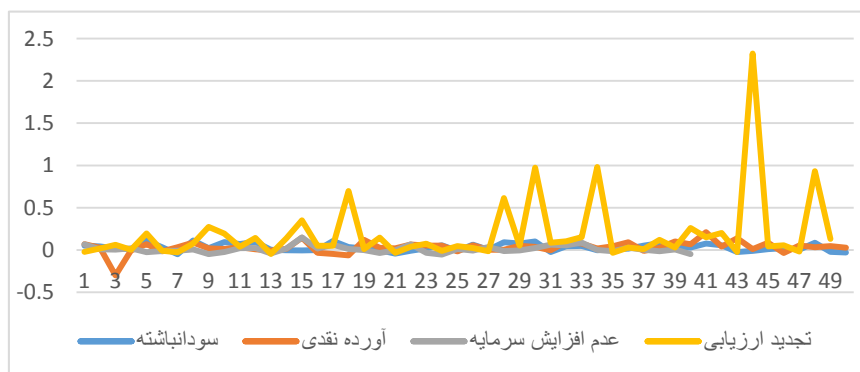
گروه	میانگین	انحراف معیار	میانگین خطای استاندارد
۱	۰/۴۴۵	۰/۹۱۲	۰/۱۳۰
۲	۰/۰۶۴	۰/۰۹۹	۰/۰۱۴

جدول (۱۱). نتایج آزمون نمونه های مستقل

	آزمون لون برای برابری واریانس ها		آزمون t برای برابری میانگین ها			
	آماره F	معنی داری	آماره t	معنی داری	تفاوت میانگین	تفاوت انحراف معیار
فرض برابری واریانس ها	۱۶/۳۱۸	۰/۰۰۰	۲/۹۰۵	۰/۰۰۵	۰/۳۸۱	۰/۱۳۱
فرض تفاوت واریانس ها			۲/۹۰۵	۰/۰۰۵	۰/۳۸۱	۰/۱۳۱

ابتدا نتایج آزمون لون (آزمون تساوی واریانس ها) که در جدول (۱۱) ارائه شده است بررسی می شود. از آنجا که سطح معنی داری آماره F (۱۶/۳۱۸) کمتر از ۵ درصد است فرضیه برابری واریانس ها رد می شود. بنابراین در تحلیل آزمون t که در جدول (۱۱) ارائه شده است از ردیف دوم (فرض تفاوت واریانس ها) استفاده می شود. از آنجا که در آزمون t سطح معنی داری کمتر از ۵ درصد است بنابراین تساوی میانگین دو گروه رد می شود. به عبارتی دو گروه، با اطمینان ۹۵ درصد اختلاف دارند. با توجه به جدول (۱۰) از آنجایی که در نمونه مورد بررسی، میانگین بازده غیرعادی سهام گروه اول (شرکت هایی که از محل تجدید ارزیابی افزایش سرمایه داده اند) بیشتر از میانگین بازده غیرعادی سهام گروه دوم (شرکت هایی که از محل سود انباشته افزایش سرمایه داده اند) است، بنابراین فرضیه سوم پژوهش پذیرفته شده و بیانگر این امر است که واکنش بازار به افزایش سرمایه از محل تجدید ارزیابی در مقایسه با افزایش سرمایه از محل سود انباشته، بیشتر است.

با توجه به نمودار (۱) به طور صریح بازده غیر عادی انباشته نسبت به افزایش سرمایه از محل های تجدید ارزیابی دارایی های ثابت، آورده نقدی و سود انباشته نشان داده شده است.



نمودار (۱). مقایسه بازده غیر عادی انباشته در افزایش سرمایه از محل های مختلف

بحث و نتیجه گیری

تجدید ارزیابی علاوه بر واقعی کردن دارایی ها در صورت های مالی، باعث اعتبار بخشیدن به صورت های مالی شرکت و بیشتر جلوه دادن دارایی های شرکت نسبت به بدهی خواهد شد. و همچنین باعث افزایش ارزش شرکت می شود، با این توضیح که به دلیل وجود تورم و همچنین نوسانات رو به بالای نرخ ارز، ارزش دارایی ها پس از تجدید ارزیابی، افزایش خواهد یافت و همین امر باعث افزایش ارزش شرکت در آینده می شود (مریم اقبال، ۱۳۹۲). سرمایه، پشتوانه انجام پروژه های شرکت است و اعتبار یک شرکت در بازار، تا حد زیادی بستگی به میزان سرمایه آن دارد، به کارگیری هر یک از روش های افزایش سرمایه تأثیراتی را در وضعیت آینده شرکت به همراه دارد. از آنجایی که افزایش سرمایه راه اساسی تأمین مالی مورد نیاز شرکت ها است، اعلامیه برگزاری مجمع فوق العاده برای تصویب افزایش سرمایه، به عنوان یک خبر مالی می تواند روی قیمت سهام و در نتیجه بر بازده آن تأثیر بگذارد. با توجه به اینکه تاکنون هیچ پژوهشی به صورت مستقیم این موضوع را بررسی نکرده است، نمی توان نتایج را با پژوهش مشابهی مقایسه کرد با این حال، با نتایج پژوهش های (شارپ و الکس، ۱۹۷۵)؛ (استاندیش و انگ، ۱۹۸۲)؛ (بارت و کلینچ، ۱۹۹۸)؛ (ابودی، ۱۹۹۹)؛ (چاین و همکاران، ۲۰۰۰) سازگار است.

یافته های تحقیق بیانگر این امر است که واکنش بازار به افزایش سرمایه از محل تجدید ارزیابی دارایی های ثابت در بازه زمانی سه ماه قبل و سه ماه بعد از اعلان آگهی تجدید

ارزیابی می‌تواند تصور مثبتی از شرکت نزد متقاضیان خرید سهام، ایجاد کند و تأثیر چشمگیری بر بازده غیر عادی تجمعی بدست آمده پس از اعلام داشته باشد. بنابراین واکنش بازار به افزایش سرمایه از طریق تجدید ارزیابی به نسبت آورده نقدی و سودانباشته بیشتر خواهد بود

از طرفی تصمیم مدیران مبنی بر افزایش سرمایه از طریق عرضه سهام جدید نیز حاوی اطلاعات تازه ای از آینده شرکت است که تأثیرگذار بر قیمت سهام در بازار، حجم و تعداد دفعات معاملات سهام است و نزد سهامداران، سرمایه گذاران، تحلیل گران و مدیران مالی شرکت‌ها به منظور اتخاذ تصمیم، اهمیت ویژه‌ای دارد.

از آنجایی که سودانباشته و تجدیدارزیابی هر دو از منابع داخلی شرکت تامین می‌شوند اما تجدید ارزیابی با بخشیدن چهره‌ای نوین به صورت‌های مالی سبب می‌شود تا سهام شرکت‌های دارای دارایی‌های ارزنده مورد توجه معامله گران قرار گیرد و هم شرکت‌ها بتوانند سرمایه خود را از این طریق افزایش دهند.

در پژوهش‌های آتی، این پژوهش به تأثیر واکنش بازار به افزایش سرمایه از طریق تجدید ارزیابی دارایی‌ها با توجه به نوع صنعت مورد مطالعه قرار گیرد. با توجه به اینکه این پژوهش با محدودیت جمع آوری داده به ویژه افزایش سرمایه از محل تجدید ارزیابی دارایی شرکت‌ها رو به رو بودند می‌توان این پرسش را مطرح کرد که چرا افزایش سرمایه از این محل در ایران مورد استفاده قرار نمی‌گیرد؟ مای با توجه به اینکه بحث تجدید ارزیابی دارایی‌ها در سال‌های اخیر بیشتر مد نظر قرار گرفته است، تا جایی که برای آن قوانین، مصوب‌ها و حتی استاندارد جداگانه‌ای برای این روش منظور شده است، بنابراین پیشنهاد می‌شود پژوهشگران آتی به سایر جنبه‌ها و اثرات این روش از جمله آثاری که می‌تواند بر عناصر صورت‌های مالی مانند بدهی‌ها و تسهیلات داشته باشد، مقایسه شرکت‌های دولتی و خصوصی در خصوص استفاده از این روش و مقایسه اثرات به وجود آمده نیز بپردازند.

ملاحظات اخلاقی

پیروی از اصول اخلاق پژوهش

نویسندگان اعلام می‌دارند که این پژوهش با رعایت کامل اصول اخلاقی تحقیقاتی، شفافیت علمی و مسئولیت اجتماعی انجام شده است.

مشارکت نویسندگان

تمام نویسندگان به طور برابر در نوشتن و نگارش مقاله مشارکت داشته اند.

تعارض منافع

نویسندگان اعلام می کنند هیچ گونه تعارض منافی وجود ندارد.

حامی مالی

بابت این پژوهش هیچ گونه کمک هزینه دریافت نشده است

References

- Aboody, D; Barth, M. E; & Kasznik, R. (1999). "Revaluations of fixed assets and future firm performance: Evidence from the UK". *Journal of Accounting and Economics*, 26(1) 149-178. [doi.org/10.1016/s0165-4101\(98\)00040-8](https://doi.org/10.1016/s0165-4101(98)00040-8).
- Aflatooni, A. (2013). *Statistical Analysis in Accounting and Financial Management by EvIEWS*. Tehran: Termeh. (In Persian).
- Anderson, D. R; Sweeney, D. J; Williams, T. A; Freeman, J; & Shoesmith, E. (2007). *Statistics for business and economics*. Thomson Learning.
- Bae, J; Lee, J; & Kim, E. (2019). "Does fixed asset revaluation build trust between management and investors?". *Sustainability*, 11(13), 3700. doi.org/10.3390/su11133700.
- Ball, R; & Shivakumar, L. (2008). "How much new information is there in earnings?". *Journal of Accounting Research*, 46(5), 975-1016. doi.org/10.2307/40058117.
- Barth, M. E; & Clinch, G. (1998). "Revalued financial, tangible and intangible assets: Associations with share prices and non-market-based value estimates". *Journal of Accounting Research*, 36(1), 199-233. doi.org/10.2307/2491314.
- Bartov, E; Gul, F; & Tsui, J. (2001). "Discretionary accruals models and audit qualifications". *Journal of Accounting and Economics*, 30(3), 421-45. [doi.org/10.1016/s0165-4101\(01\)00015-5](https://doi.org/10.1016/s0165-4101(01)00015-5).
- Black, E. L; Sellers, K. F; & Manly, T. S. (1998). "Earnings management using asset sales: An international study of countries allowing noncurrent asset revaluation". *Journal of Business Finance & Accounting*, 25(9-10), 1287-1317. doi.org/10.1111/1468-5957.00238.
- Brown, P; Izan, H; & Loh, A. (1992). "Fixed asset revaluations and managerial incentives". *Abacus*, 28(1), 36-57. doi.org/10.1111/j.1467-6281.1992.tb00268.x.
- Brown, S. J; & Warner, J. B. (1985). "Using daily stock returns: The case of event studies". *Journal of Financial Economics*, 14(1), 3-31. [doi.org/10.1016/0304-405x\(85\)90042-x](https://doi.org/10.1016/0304-405x(85)90042-x).
- Cahan, S. F; Courtenay, S. M; Gronnewoller, P. L; & Upton, D. R. (2000). "Value relevance of mandated comprehensive income disclosures". *Journal of Business Finance & Accounting*, 27(9-10), 1233-1265. doi.org/10.1111/1468-5957.00356.

- Chatfield, M. (1974). *A history of accounting thought*. Dryden Press.
- Courtenay, S. M; & Cahan, S. F. (2004). "The impact of debt on market reactions to the revaluation of noncurrent assets". *Pacific-Basin Finance Journal*, 12(2), 219-243. [doi.org/10.1016/s0927-538x\(03\)00021-0](https://doi.org/10.1016/s0927-538x(03)00021-0).
- Easton, P. D; Eddey, P; & Harris, T. (1993). "An investigation of revaluation of tangible long-lived assets". *Journal of Accounting Research*, 31(2), 1-38. doi.org/10.2307/2491161.
- Ebadi, J; & Hassanpour, I. (2011). "Increase in capital and its effect on abnormal returns based on evidence from Tehran Stock Exchange". *Financial Knowledge Security Analysis*. 4 (10): 45-62. (In Persian).
- Eghbal, M; & yaghoubi, M. (2013). "Administrators and university professors' perspectives on assets revaluation". *Journal of Accounting Knowledge and Research*. 8 (32): 34-40. (In Persian).
- Emanuel, D. M. (1989). "Asset revaluations and share price revisions". *Journal of Business Finance & Accounting*, 16(2), 213-227. doi.org/10.1111/j.1468-5957.1989.tb00014.x.
- Firmansyah, D; Ahmar, N; & Mulyadi, J. (2017). "The effect of leverage, size, liquidity, and operating cash flow on fixed assets revaluation". *The Indonesian Accounting Review*, 7(1), 31-43. doi.org/10.14414/tiar.v7i1.816.
- Gaeremynck, A; & Veugelers, R. (1999). "The revaluation of assets as a signalling device: A theoretical and an empirical analysis". *Accounting and Business Research*, 29(2), 123-138. doi.org/10.1080/00014788.1999.9729574.
- Iatridis, G. E; & Kilirgiotis, G. (2012). "Incentives for fixed asset revaluations: The UK evidence". *Journal of Applied Accounting Research*, 13(1), 5-20. doi.org/10.1108/0967542121123187.
- Jaggi, B; & Tsui, J. (2001). "Management motivation and market assessment: Revaluation of fixed assets". *Journal of International Financial Management and Accounting*, 12(2), 160-187. doi.org/10.1111/1467-646x.00070.
- Khan, M. R; & Watts, R. L. (2009). "Estimation and empirical properties of a firm-year measure of accounting conservatism". *Journal of Accounting and Economics*, 48(2-3), 132-150. doi.org/10.1016/j.jacceco.2009.08.002.
- Khodamipour, A; Ansari, A; & namazian, A; (2009). "The impacts of reassessment of assets of companies on the on disclosure of their real assets and their actual

- income taxes". *Tax Journal*. 17(7): 101-119. taxjournal.ir/article-1-127-fa.html. (in Persian).
- Lang, M; & McNichols, M. (1997). *Institutional trading, corporate earnings and returns*. Stanford University Graduate School of Business. doi.org/10.2139/ssrn.61328.
- Lin, Y. C; & Peasnell, K. V. (2000). "Fixed asset revaluation and equity depletion in the UK". *Journal of Business Finance & Accounting*, 27(3-4), 359-394. doi.org/10.1111/1468-5957.00317.
- Lopes, A. B; & Walker, M. (2010). "The determinants of firm-specific corporate governance arrangements and the informativeness of accounting reports: Evidence from Brazil". *Journal of International Accounting Research*, 15(2), 101-124. doi.org/10.2308/jiar-51532.
- Mansoori, F; Saeedi Garaghani, M; & Asadi Dubani, N. (2017). "Investigating the impact of asset revaluation on audit fees". *Journal of Accounting Knowledge*. 8(4):141-159. (In Persian). [Doi:10.22103/JAK.2017.10156.2374](https://doi.org/10.22103/JAK.2017.10156.2374). jak.uk.ac.ir/article_1864.html.
- Petty, J. W; Keown, A. J; Scott, D. F; & Martin, J. D. (1993). *Basic financial management*. Prentice Hall
- Rafay, A; Yasser, F; & Khalid, Z. (2019). "Revaluation of non-current assets under IAS-16: Possibility of any managerial inducement—Evidence from a South Asian economy". *DLSU Business and Economics Review*, 29(1), 93-105. doi.org/10.36415/dlsuber.v29i1.2793.
- Sharpe, I. G; & Walker, R. G. (1975). "Asset revaluations and stock market prices". *Journal of Accounting Research*, 13(2), 293-310. doi.org/10.2307/2490366.
- Standish, P. E. M; & Ung, S. I. (1982). "Corporate signaling, asset revaluations and the stock prices of British companies". *The Accounting Review*, 57(4), 701-715. doi.org/10.2307/247407.
- Watts, R. L. (1977). "Corporate financial statements: A product of the market and political processes". *Australian Journal of Management*, 2(1), 53-75. doi.org/10.1177/031289627700200104.
- Whittred, G; & Chan, Y. K. (1992). "Asset revaluation and the mitigation of under-investment". *Abacus*, 28(1), 58-74. doi.org/10.1111/j.1467-6281.1992.tb00269.x.

- Yoo, C. Y; Choi, T. H; & Pae, J. (2018). "The case of the asset revaluation boom in Korea during the global financial crisis". *Journal of Business Finance & Accounting*, 45(1-2), 92-114. doi.org/10.1111/jbfa.12266.
- Zeynali, M; & Shilan, J. (2011). "The effect of size on capital structure, rate of return and earnings pershare in Tehran Stock Exchange companies (pharmaceutical industry)". *Financial Knowledge Security Analysis*. 4(9): 43-60. sanad.iau.ir/Journal/jfksa/Article/803161/FullText. (In Persian).