Original Research
Accepted: 2021/04/21
Received: 2021/02/14
ISSN:1735-1138
EISSN:2538-

Emprical Studies in Financial Accounting Quarterly
Vol. 71(18), Autumn, 2021, PP. 143-169
www.atu.ac.ir
DOI: 10.22054/qjma.2021.58490.2223

ATU PRESS

Investigating Market Reaction to Asset Revaluation and Its Effect on Firm's Access to Financing

Roya Soltani* Master of Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran

Ali Ebrahimnejad Assistant Professor, of Economic, Sharif University of Technology, Tehran, Iran

Abstract

In this study, we examine the market reaction to the asset revaluation of listed companies. We first estimate the market reaction to the asset revaluation announcement, then explore potential explanations for the market reaction. Asset revaluation can improve firm's access to financing by improving financial ratios. On the other hand, the increase in the firm's capital from the revaluation is accompanied by stock split which results in a decrease in the theoretical share price. This apparent drop in theoretical share prices could induce shareholders' interest as a result of money illusion. To assess these alternative explanations, we run a cross-sectional regression of the cumulative abnormal return on proxies of each factor. To further explore the driver of market reaction, we examine whether firms that have re-evaluated their assets could improve their access to financing or reduce their financing costs. For this purpose, we study a panel of listed companies between 2011 and 2019 for their access to finance, financing cost, investment, and financial leverage, controlling for the firm and year fixed effects. Our results are more consistent with the nominal price reductions causing the market reaction. We do not find evidence of asset revaluations leading to the firm's better access to financing.

Keywords Asset revaluation, Cumulative abnormal return, Money illusion, Financing constraint

* **Corresponding Author**: royaslt.rs@gmail.com
How to Cite: Soltani, R. , Ebrahimnejad, A. (2021) Investigating Market Reaction to Asset Revaluation and Its Effect on Firm's Access to Financing), Empirical Studies in Financial Accounting Quarterly, 71(18), 143-167
DOI: 10.22054/qjma.2021.58490.2223

فصلنامه علمی مطالعات تجربی حسابداری مالی
دوره ۱۸، شماره ۷۱، پائیز، ۱٤۰۰، ۱٤۳- ۱٦۹
www.atu.ac.ir
DOI: 10.22054/qjma.2021.58490.2223

مقاله پژوهشی
تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۱/۲۶
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۲/۰۱
ISSN:۱۷۳۵-۱۱۳۸
EISSN:2538-2519

بررسی واکنش بازار به تجدید ارزیابی دارایی‌ها و اثر آن بر دسترسی بنگاه به تسهیلات مالی

رویا سلطانی * کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران

علی ابراهیم‌نژاد استادیار گروه اقتصاد دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران

چکیده

در پژوهش حاضر به بررسی واکنش بازار به تجدید ارزیابی بنگاه‌های بورسی در ایران می‌پردازیم. به این منظور، ابتدا واکنش بازار به خبر تجدید ارزیابی دارایی‌ها را تخمین می‌زنیم و سپس به بررسی دلایل احتمالی واکنش بازار به تجدید ارزیابی می‌پردازیم. تجدید ارزیابی دارایی‌ها با بهبود برخی نسبت‌های مالی می‌تواند دسترسی بنگاه به تسهیلات مالی را بهبود دهد؛ از سوی دیگر افزایش سرمایه از محل تجدید ارزیابی بنگاه‌ها با انتشار سهام جایزه و در نتیجه، افت قیمت تئوریک سهم همراه است. این افت ظاهری قیمت سهم می‌تواند به دلیل وجود توهم پولی منجر به اقبال سهامداران شود. به منظور بررسی تاثیر هر یک از این دو عامل، از رگرسیون سطح مقطعی بازده تجمعی غیرعادی هر بنگاه بر روی متغیرهای نماینده از هر عامل استفاده می‌کنیم. برای فهم بهتر علت واکنش بازار، این مساله را بررسی می‌کنیم که آیا بنگاه‌هایی که تجدید ارزیابی کرده‌اند توانسته‌اند تسهیلات بیشتری دریافت کنند یا هزینه مالی خود را کاهش دهند. به این منظور از داده تابلویی بنگاه‌های بورسی بین سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۸ در خصوص شدت استفاده از تسهیلات مالی، هزینه مالی، سرمایه‌گذاری و نسبت بدهی به دارایی استفاده کرده و در یک رگرسیون با در نظر گرفتن اثرات ثابت بنگاه و سال، اثر تجدید ارزیابی دارایی‌ها بر دسترسی بنگاه به تسهیلات مالی را بررسی می‌کنیم. طبق یافته‌ها، کاهش قیمت تئوریک می‌تواند به عنوان عامل توضیح دهنده‌ی واکنش بازار در نظر گرفته شود. تخمین‌های به دست آمده بی‌تاثیر بودن تجدید ارزیابی دارایی‌ها بر دسترسی بهتر بنگاه به تسهیلات مالی را نشان می‌دهند؛ در واقع، فرضیه‌ی دسترسی بهتر به تسهیلات مالی نمی‌تواند واکنش بازار را توضیح دهد.

کلیدواژه‌ها تجدید ارزیابی دارایی‌ها، بازده تجمعی غیرعادی، توهم پولی، دسترسی مالی

* نویسنده مسئول: royaslt.rs@gmail.com

مقاله حاضر برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف است.

مقدمه

در ایران تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت براساس استاندارد شماره ۱۱ به عنوان یک روش مجاز پذیرفته شده است. با توجه به وجود تورم مزمن و بالا در کشورمان، ارزش روز دارایی‌های یک شرکت تفاوت قابل توجهی با ارزش دفتری دارایی‌ها دارد. برای مثال، میانگین نرخ تورم در بازه‌ی ده ساله از سال ۱۳۸۹ تا سال ۱۳۹۸، ۲۲۱,۷۶ درصد بوده است. در این شرایط، بنگاه‌ها با تجدید ارزیابی دارایی‌های خود می‌توانند ارزش روز دارایی‌ها را در صورت‌های مالی خود نشان دهند و برخی نسبت‌های مالی از جمله نسبت بدهی به دارایی یا نسبت سود (زیان) انباشته به سرمایه خود را اصلاح کنند. با این حال، مشمول مالیات شدن مازاد تجدید ارزیابی به عنوان عاملی بازدارنده در این جهت عمل می‌کند. به علاوه، افزایش سرمایه از محل مازاد تجدید ارزیابی دارایی‌های ثابت مشهود (استهلاک-پذیر۳) با افزایش هزینه استهلاک موجب کاهش سود خالص شرکت می‌شود. همچنین طبق ماده ۱۴۹ قانون مالیات‌های مستقیم، هزینه استهلاک ناشی از افزایش تجدید ارزیابی، هزینه قابل قبول مالیاتی تلقی نمی‌شود، در نتیجه شرکت‌ها نمی‌توانند از کاهش هزینه مالیاتی ناشی از افزایش هزینه استهلاک استفاده کنند. تجدید ارزیابی دارایی‌ها همچنین موجب افزایش مجموع دارایی‌ها و کاهش نسبت بازده دارایی‌ها خواهد شد. این عوامل بازدارنده می‌تواند باعث منصرف شدن شرکت‌ها از اقدام به تجدید ارزیابی دارایی‌های خود شود. با این حال، در سال‌های مختلف در قوانین مالیاتی مشوق‌هایی برای تجدید ارزیابی شرکت‌ها در نظر گرفته شده و برخی شرکت‌ها از این فرصت استفاده و دارایی‌های خود را تجدید ارزیابی کرده‌اند. شکل ۱ تعداد بنگاه‌هایی که در هر سال دارایی‌های خود را تجدید ارزیابی کرده‌اند نشان می‌دهد. از سال ۹۱ تا ۹۵، ۵۷ بنگاه بورسی دارایی خود را تجدید ارزیابی کرده‌اند که از آن تعداد ۱۱ بنگاه مشمول ماده ۱۴۱ بوده‌اند. لازم به ذکر

---

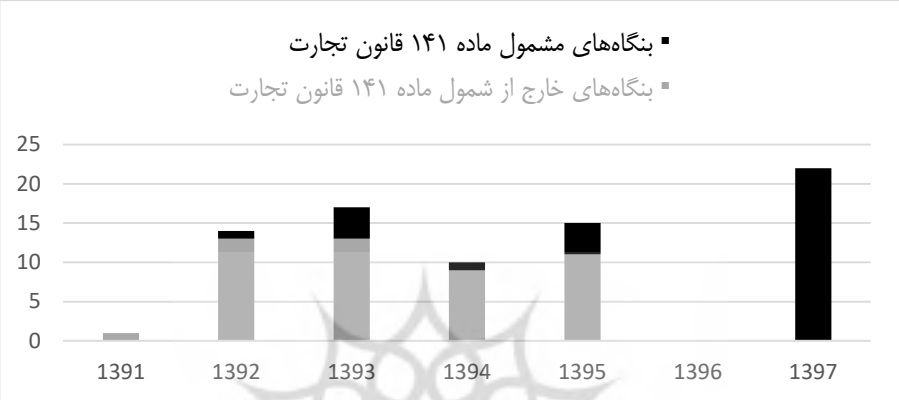
۱. حسابداری دارایی‌های ثابت مشهود

۲. بانک مرکزی ج.ا.ا. (https://www.cbi.ir)

۳. زمین استهلاک‌ناپذیر است.

است در سال ۱۳۹۷، از ۷۲ بنگاهی که بر اساس صورت‌های مالی سال ۱۳۹۶ مشمول ماده ۱۴۱ قانون تجارت بوده‌اند، ۲۲ بنگاه دارایی‌های خود را تجدید ارزیابی کرده‌اند.

شکل ۱. تعداد بنگاه‌هایی که در هر سال دارایی‌های خود را تجدید ارزیابی کرده‌اند



شواهد عملی از رفتار بازار نشان از واکنش مثبت و شدید بازار به اعلام تجدید ارزیابی دارایی‌های یک شرکت دارد و معمولا فعالان بازار اخبار مربوط به تجدید ارزیابی شرکت‌ها را با دقت پیگیری می‌کنند. این واکنش چشم‌گیر به یک رخداد حسابداری دور از انتظار است، زیرا در وهله اول، به نظر نمی‌رسد این رویداد تغییرات حقیقی در شرکت ایجاد کند و علی‌القاعده بازار باید ارزش روز تقریبی دارایی‌ها را صرف نظر از تجدید ارزیابی، در قیمت سهام منعکس کرده باشد. بنابراین، این سوال که دلیل واکنش مثبت بازار به اعلام خبر تجدید ارزیابی دارایی‌ها چیست، سوال مهمی است که به فهم رفتار بازار و نیز درک اثرات احتمالی این رویداد بر بنگاه‌ها کمک می‌کند. با توجه به اینکه تا کنون مطالعه تجربی جهت بررسی تخمین و چرایی واکنش بازار نپرداخته است، هدف پژوهش حاضر رفع شکاف موجود در ادبیات است.

برای فهم واکنش بازار مجموعه عواملی که پس از تجدید ارزیابی دارایی‌ها بر بنگاه اثر می‌گذارد را بررسی می‌کنیم. در گزارش‌های توجیهی بنگاه‌ها برای تجدید ارزیابی، عموما به بهبود تراز مالی شرکت و بهره‌مندی از تسهیلات مالی یا افزایش حد اعتباری بنگاه

نزد بانک اشاره شده است[۱]. در این زمینه ایستون و همکاران (۱۹۹۳)[۲] بیان می‌کنند مدیران مالی شرکت‌ها کاهش نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام را اصلی‌ترین دلیل تجدید ارزیابی دارایی‌ها بیان می‌کنند، چراکه بسیاری از قراردادهای تسهیلات، محدودیت مشخصی برای نسبت بدهی به دارایی‌های ثابت اعمال می‌کنند. در نتیجه بنگاه‌ها با تجدید ارزیابی می‌توانند این نسبت را بهبود داده و دسترسی خود به تسهیلات را افزایش دهند. البته در تجدید ارزیابی بررسی شده در مقاله ایستون و همکاران (۱۹۹۳)، تجدید ارزیابی دارایی‌ها به هنگام (قبل از فهم بازار) رخ می‌دهد و خبر تجدید ارزیابی، اطلاعات جدیدی را به بازار مخابره می‌کند؛ اما در ایران این اتفاق پس از گذشت سال‌ها از تغییر ارزش دارایی در نتیجه تورم و در زمانی که یک قانون خاص به بنگاه امکان تجدید ارزیابی و افزودن مازاد تجدید ارزیابی به حساب سرمایه بدون پرداخت مالیات مازاد تجدید ارزیابی را می‌دهد اتفاق می‌افتد. از سوی دیگر انتظار می‌رود برای بنگاه‌های بورسی، بانک‌ها دارایی تجدید ارزیابی شده را به عنوان عامل اعتبارسنجی به کار ببرند و در واقع با در دسترس بودن تمامی اطلاعات شرکت‌های بورسی، خود بانک‌ها ارزش دارایی تجدید ارزیابی شده را تخمین زنند و لذا تجدید ارزیابی اثری بر تصمیم بانک در اعطای تسهیلات نداشته باشد. با این حال، تجدید ارزیابی دارایی‌ها با بهبود دادن برخی نسبت‌های حسابداری که ممکن است بانک‌ها در قراردادهای وام‌دهی برای ارزیابی بنگاه‌های متقاضی تسهیلات مد نظر قرار دهند، می‌تواند منجر به بهبود دسترسی بنگاه‌ها به تسهیلات شود. در این زمینه استادی و تدریسی پژو (۱۳۹۸) به وجود رابطه میان نسبت‌های مالی و ریسک اعتباری مشتریان بانک‌ها اشاره می‌کنند. خواجوی و امیری (۱۳۹۲) نیز نسبت بدهی به دارایی را از عوامل کلیدی ورشکستگی از دید فعالان بازار عنوان می‌کنند. از سوی دیگر

---

۱. برای مثال دو شرکت فارسیت اهواز و سیمان اردکان که در ۹۷ و ۹۵ تجدید ارزیابی کرده‌اند:
(https://www.codal.ir/Reports/DownloadFile.aspx?id=pWDcWVFqIVYIEwAdbSWlig%3d%3d)
(https://www.codal.ir/Reports/DownloadFile.aspx?id=2I3xuVpz0mitP3iRtpI2wg%3d%3d)

2. Easton, Eddey, and Harris

در خصوص بنگاه‌های مشمول ماده ۱۴۱ قانون تجارت[۱]، خروج بنگاه‌ها از شمول این قانون در نتیجه تجدید ارزیابی می‌تواند بر ارزیابی بانک از بنگاه اثر مثبت بگذارد. همچنین ممکن است بنگاه‌هایی که دسترسی کمتری به تسهیلات مالی دارند منابع کمتری به سرمایه-گذاری اختصاص داده و ترجیح بدهند که وجه نقد بیشتری نگه‌داری کنند؛ در این شرایط انتظار می‌رود که با افزایش دسترسی به تسهیلات مالی، سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها افزایش پیدا کند.

از سوی دیگر، بنگاه‌هایی که در این سال‌ها دارایی خود را تجدید ارزیابی کرده‌اند با استناد به قانون موجود در آن سال‌ها مجاز بوده‌اند که مازاد تجدید ارزیابی را به حساب سرمایه منظور کنند. در نتیجه‌ی این افزایش سرمایه، شرکت‌ها پس از تجدید ارزیابی سهام جایزه منتشر می‌کنند که منجر به افت ظاهری در قیمت سهام می‌شود. اگر سرمایه‌گذاران، به دلیل سوگیری رفتاری و توهم پولی[۲]، قیمت سهم را به عنوان معیاری از «گرانی» یا «ارزانی» سهم در نظر بگیرند (ولد و همکاران[۳]، ۲۰۰۹)، آنگاه می‌توان انتظار داشت که افت ظاهری قیمت سهم باعث اقبال آنها شده و در نتیجه می‌توان واکنش مثبت بازار را به کاهش قیمت سهام نسبت داد.

در پژوهش حاضر ابتدا به بررسی واکنش بازار به اعلام خبر تجدید ارزیابی شرکت‌ها با استفاده از مدل بازار می‌پردازیم. همچنین پایداری نتایج را با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[۴] و مدل بازده تعدیل شده با بازار بررسی می‌کنیم. سپس در یک رگرسیون سطح مقطعی[۵] به بررسی تاثیر نسبی افت قیمت سهم و دسترسی بهتر بنگاه به منابع مالی بر واکنش بازار می‌پردازیم. سپس اثر تجدید ارزیابی دارایی‌ها بر دسترسی بنگاه

---

۱. ماده ۱۴۱ – اگر بر اثر زیان‌های وارده حداقل نصف سرمایه شرکت از میان برود، هیئت مدیره مکلف است بلافاصله مجمع عمومی فوق العاده صاحبان سهام را دعوت نماید تا موضوع انحلال یا بقاء شرکت مورد شور و رای واقع شود. هرگاه مجمع مزبور رای به انحلال شرکت ندهد باید در همان جلسه و با رعایت مقررات ماده ۶ این قانون سرمایه شرکت را به مبلغ سرمایه موجود کاهش دهد.»

2. Money illusion
3. Weld et al
4. Capital Asset Pricing Model (CAPM)
5. Cross-sectional

به تسهیلات مالی را با استفاده از تغییرات سالانه شدت تسهیلات دریافتی، هزینه مالی، سرمایه‌گذاری و نسبت بدهی به دارایی برای بنگاه‌های بورسی بررسی می‌کنیم.

در ادامه به ترتیب پیشینه پژوهش مختصراً معرفی می‌شود، روش‌شناسی پژوهش تصریح می‌شود، یافته‌های پژوهش ارائه می‌شود و در پایان بحث و نتیجه‌گیری بیان می‌شود.

پیشینه پژوهش

یکی از روش‌های رایج در مطالعات مالی و حسابداری برای بررسی واکنش بازار، مطالعه رویدادی[1] است که پس از مقالات بال و براون[2] (۱۹۶۸) و بیور[3] (۱۹۶۸) به نحو گسترده‌ای استفاده شده است.

ادبیات در زمینه واکنش بازار به تجدید ارزیابی دارایی‌ها عمدتا به دنبال بررسی این موضوع است که آیا تجدید ارزیابی دارایی‌ها به درستی تغییر در ارزش دارایی را نشان می‌دهد. شارپ و والکر[4] (۱۹۷۵) نشان می‌دهند که اعلام تجدید ارزیابی با افزایش قابل توجهی در قیمت سهام مرتبط است و این افزایش در قیمت سهام در ماه‌های بعد از اعلام نیز پایدار است. آن‌ها نشان می‌دهد که اعلام تجدید ارزیابی دارایی‌ها اطلاعاتی را به بازار مخابره می‌کند که قبلا در قیمت سهام از طریق منابع دیگر منعکس نشده بود. با این حال، براون و فین[5] (۱۹۸۰) نتایج شارپ و والکر (۱۹۷۵) را به دیگر سیگنال‌هایی که همزمان به بازار مخابره شده است نسبت می‌دهند. استندیش و اونگ[6] (۱۹۸۲) نشان می‌دهند تجدید ارزیابی زمانی با بازده غیرعادی مثبت همراه است که توسط بازار سرمایه به عنوان نشانه‌ای برای دیگر علامت‌های مثبت مانند تغییر در سود تقسیمی یک شرکت باشد و به عنوان افزایش منافع آتی برای سهامداران تلقی شود.

---

1. Event Study
2. Ball and Brown
3. Beaver
4. Sharpe and Walker
5. Brown and Finn
6. Standish and Ung

در ایران شرکت‌ها بعد از تجدید ارزیابی سهام جایزه منتشر می‌کنند. این امر باعث می‌شود تجدید ارزیابی دارایی‌ها اثری همانند تجزیه سهام[1] داشته باشد.

مقالات متعددی به بررسی علت واکنش مثبت بازار تجزیه سهام پرداخته‌اند. فاما و همکاران[2] (۱۹۶۹) علت واکنش مثبت بازار به تجزیه سهام شرکت‌ها را به پیش‌بینی بازار از افزایش سود سهام پس از این اتفاق نسبت می‌دهند. گرینبلات و همکاران[3] (۱۹۸۴) اما واکنش بازار به نمونه‌ای از شرکت‌ها که در بازه‌ی مورد نظر، رویداد دیگری همزمان با تجزیه سهام در آن‌ها رخ نداده است را بررسی می‌کنند. آن‌ها در توضیح علت واکنش مثبت بازار بیان می‌کنند بازار اعلامیه‌ی تجزیه سهام شرکت‌ها را نشانه‌ای از این خوش‌بینی مدیر نسبت به آینده بنگاه تلقی می‌کند و به این علت به آن واکنش مثبت نشان می‌دهد. در خصوص افزایش نقدینگی بنگاه در نتیجه‌ی کاهش قیمت سهام اما شواهد تجربی به نتیجه یکسانی نمی‌رسند. لمورو و پون[4] (۱۹۸۷) با در نظر گرفتن حجم معاملات به عنوان معیاری از نقدینگی، نشان می‌دهند تجزیه سهام منجر به کاهش نقدینگی می‌شود، لاکونیشوک و لو[5] (۱۹۸۷) نشان می‌دهند تجزیه سهم با افزایش حجم معاملات همراه نیست، کانری و همکاران[6] (۱۹۹۰) نشان می‌دهند تجزیه سهام با افزایش شکاف مظنه خرید و فروش، منجر به کاهش نقدینگی می‌شود و موسکارلا و وتسوپینس[7] (۱۹۹۶) بیان می‌کنند تجزیه سهام با انتقال قیمت سهم به بازه‌ی مطلوب، منجر به افزایش نقدینگی می‌شود.

در نگاه کلی، ادبیات مرتبط به دو شاخه‌ی واکنش بازار به تجدید ارزیابی دارایی‌ها و واکنش بازار به تجزیه سهام تقسیم می‌شود. در خصوص واکنش بازار به تجدید ارزیابی دارایی‌ها، برخی از مقالات واکنش مثبت بازار را به خبر تجدید ارزیابی نسبت می‌دهند و در نتیجه تجدید ارزیابی را به هنگام ارزیابی می‌کنند، گروهی دیگر، واکنش مثبت بازار را به دیگر عواملی که همزمان به بازار مخابره می‌شود نسبت می‌دهند. در خصوص واکنش

1. Stock Split
2. Fama, Fisher, Jensen and Roll
3. Grinblatt, Masulis and Titman
4. Lamoureux and Poon
5. Lakonishok and Lev
6. Conroy, Harris and Benet
7. Muscarella and Vetsuypen

بازار به تجزیه سهام، مقالات به نتایج یکسانی نمی‌رسند و واکنش مثبت بازار را به عواملی چون پیش‌بینی از افزایش سود سهام، خوش‌بینی مدیر، و افزایش نقدینگی نسبت می‌دهند. این پژوهش از دیگر مطالعات موجود در این زمینه به آن علت متمایز می‌شود که در ایران تجدید ارزیابی دارایی‌ها عملا در زمانی که قوانین مرتبط با معافیت مالیاتی بر مازاد تجدید ارزیابی دارایی‌ها وضع می‌شوند، و سال‌ها پس از تغییر ارزش دارایی، رخ می‌دهد. همچنین، در ایران شرکت‌ها بعد از تجدید ارزیابی سهام جایزه منتشر می‌کنند و در نتیجه، تجدید ارزیابی دارایی‌ها اثری همانند تجزیه سهام نیز دارد.

قوانین مربوط به تجدید ارزیابی دارایی‌ها

طبق استانداردهای حسابداری ایران، مازاد تجدید ارزیابی مشمول مالیات می‌شود، اما طی سال‌های گذشته قوانین محاسبه نرخ مالیات اعمالی بر مازاد تجدید ارزیابی مدام در حال تغییر بوده است. از سال ۱۳۶۷ تا سال ۱۳۸۳ قوانین مختلفی در ارتباط با تجدید ارزیابی دارایی‌های شرکت‌ها مطرح شد که همگی شرکت‌های دولتی را تحت تاثیر قرار می‌دادند. اما طی قوانین مصوب در بودجه‌ی سال‌های ۱۳۹۰ تا پایان ۱۳۹۵ تجدید ارزیابی کلیه بنگاه‌های اقتصادی که در پنج سال اخیر اقدام به تجدید ارزیابی دارایی‌ها نکرده بودند معاف از مالیات بود. با توجه به اینکه بنگاه‌های بورسی سابقه‌ی تجدید ارزیابی پیش از آن نداشتند، در نتیجه این قانون محدودیت خاصی را برای بنگاه‌ها ایجاد نمی‌کرد و هر بنگاه بسته به تصمیم خود می‌توانست اقدام به تجدید ارزیابی کند. طی قانون بودجه ۱۳۹۷ مازاد حاصل از تجدید ارزیابی دارایی شرکت‌هایی که براساس صورت‌های مالی عملکرد سال ۱۳۹۶ مشمول ماده ۱۴۱ لایحه قانونی قانون تجارت باشند و با این تجدید ارزیابی از شمول ماده ۱۴۱ قانون تجارت خارج شوند معاف از مالیات بود[۱].

روش

مطالعه‌ی رویدادی

۱. مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی (http://rc.majlis.ir)

در این پژوهش، رویداد مورد بررسی اعلام تجدید ارزیابی توسط بنگاه بورسی است. در هر تجدید ارزیابی، روز اعلام خبر تجدید ارزیابی، روز انتشار مدارک و مستندات درخواست افزایش سرمایه توسط بنگاه بورسی در سامانه کدال، به عنوان t_0 تلقی می‌شود. بازده غیرعادی مرتبط با رویداد مطابق با رابطه‌ی ۱ از تفاوت بین بازده واقعی سهام و بازده انتظاری بدست می‌آید (باگات و رومانو[1]، ۲۰۰۲).

$$AR_{it} = R_{it} - E(R_{it}) \quad \text{رابطه ۱)}$$

برای محاسبه‌ی بازده از داده‌های روزانه استفاده می‌کنیم. دوره برآورد[2] یک بازه‌ی صد روزه شامل همه مشاهدات از زمان t=-120 تا t=-20 است. همچنین پنجره رویداد[3] شامل (t-20,t+20) در نظر گرفته شده است. بدین ترتیب با استفاده از مقادیر بازده انتظاری می‌توانیم حتی‌الامکان اثر رویداد را از دیگر وقایع نامرتبط که در آن زمان رخ می‌دهد جدا کنیم (آرمیتاژ[4]، ۱۹۹۵). بنگاه‌هایی که در هیچ روزی از ده روز اول یا آخر پنجره رویداد نمادشان باز نبوده است، از بررسی‌ها کنار گذاشته می‌شوند.

بازده انتظاری بر حسب مدل بازار مطابق با رابطه ۲ محاسبه می‌شود.

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i \times R_{mt} + \xi_{it} \quad \text{رابطه ۲)}$$
$$E(\xi_{it}) = 0 \quad var(\xi_{it}) = \sigma_{\xi_i}^2$$

پارامتر β_i، حساسیت به بازده بازار را اندازه‌گیری می‌کند و α_i، میانگین بازده سهام با بازدهی صفر بازار است. R_{mt} نیز بازده بازار برای دوره زمانی t را نشان می‌دهد.

با توجه به این مساله که به علت رخ دادن یک رویداد نامرتبط یا به علت پیش‌بینی رویداد مد نظر در دوره‌ی برآورد، مقدار ثابت به دست آمده از رگرسیون تخمین‌زده شده در این دوره می‌تواند بسیار زیاد یا بسیار کم بدست آید، بروکس[5] (۲۰۱۹) پیشنهاد می‌دهد که مقدار ثابت بدست آمده از رگرسیون دوره‌ی برآورد در تخمین بازده انتظاری در پنجره‌ی رویداد صفر در نظر گرفته شود که در این پژوهش نیز همین روش اعمال می‌شود.

---

1 Bhagat and Romano
2 Estimation period
3 Event window
4 Armitage
5. Brooks

در این مقاله برای در نظر گرفتن اثر افزایش واریانس در پنجره رویداد، به پیشنهاد بومر و همکاران[1] (۱۹۹۱)، خطای استاندارد با استفاده از واریانس بدست آمده از رابطه ۳ محاسبه و گزارش می‌شود.

$$\sigma^2(CAR(T_1.T_2)) = \frac{1}{N^2}\sum_{i=1}^{N}(CAR_i(T_2-T_1) - CAR(T_2-T_1))^2 \quad \text{رابطه۳)}$$

بررسی واکنش بازار در رگرسیون سطح مقطعی

با توجه به اینکه در خصوص تجدید ارزیابی دارایی‌ها همزمان دو اثر دسترسی بهتر به منابع مالی و افت قیمت سهم در نتیجه‌ی انتشار سهام جایزه تاثیر گذار هستند، در این قسمت سعی می‌کنیم اثر هر عامل را بر واکنش بازار تفکیک کنیم. به این منظور مقدار بازده غیرعادی هر بنگاه را که در قسمت قبل بدست آمده به عنوان متغیر وابسته در رگرسیون ۴ قرار می‌دهیم که در آن x مجموعه متغیرهایی است که انتظار می‌رود بر واکنش بازار اثر بگذارد:

$$AR_i = \gamma_0 + \gamma_1 x_{i1} + \cdots + \gamma_M x_{M1} + w_i \quad \text{رابطه ۴)}$$

در خصوص تاثیر تجدید ارزیابی بر افت قیمت سهام، انتظار داریم هر چه قیمت تئوریک سهام قبل از تجدید ارزیابی بالاتر باشد، بازار واکنش بیشتری نشان دهد. همچنین برای بررسی اثر تجدید ارزیابی بر دسترسی بنگاه‌ها به تسهیلات مالی، انتظار داریم هر چه بنگاه محدودیت بیشتری در دسترسی به تسهیلات مالی داشته باشد، واکنش بازار به اعلامیه‌ی تجدید ارزیابی بیشتر باشد. به این منظور بنا به پیشنهاد هدلاک و پیرس[2] (۲۰۱۰) از دو متغیر سن و اندازه به عنوان متغیرهای نماینده محدودیت بنگاه در دسترسی به منابع مالی استفاده می‌کنیم. همینطور با توجه به اینکه بانک‌ها ممکن است به مشمول نبودن بنگاه در ماده ۱۴۱ قانون تجارت برای اعتبارسنجی آن اهمیت دهند، متغیر مجازی که نشان دهنده‌ی مشمول

1. Boehmer, Musumeci, and Poulsen
2. Hadlock and Pierce

بودن بنگاه در ماده ۱۴۱ قانون تجارت در زمان تجدید ارزیابی است را نیز در نظر می-گیریم. درصد افزایش سرمایه بنگاه در نتیجه تجدید ارزیابی دارایی‌ها را نیز به عنوان یک متغیر کلی از تاثیر تجدید ارزیابی بر واکنش بازار در نظر می‌گیریم. جزء خطای رگرسیون با استفاده از روش پایدار به واریانس ناهمسانی[1] تخمین زده شده است.

بررسی اثر تجدید ارزیابی دارایی‌ها بر دسترسی بنگاه به تسهیلات مالی

برای بررسی اثر تجدید ارزیابی دارایی‌ها بر دسترسی بنگاه به تسهیلات مالی، متغیرهای شدت تسهیلات دریافتی، هزینه مالی بنگاه، سرمایه‌گذاری و نسبت بدهی به دارایی را به عنوان متغیر وابسته در نظر می‌گیریم. تصریح این روش در رابطه ۵ آمده است:

$$y_{it+1} = \lambda_t + \beta\tau_{it} + \beta'\tau_{it}D141_{it} + x_{it} + \alpha_i + u_{it} \quad \begin{matrix} i = 1.\ldots.N \\ t = 1.\ldots.T \end{matrix}$$ رابطه۵)

در این تصریح i بنگاه و t سال را نشان می‌دهد. در چهار رگرسیون مختلف متغیر y را شدت تسهیلات دریافتی، هزینه مالی، سرمایه‌گذاری و نسبت بدهی به دارایی بنگاه در نظر می‌گیریم. فرض می‌کنیم اگر بنگاه i در سال t تجدید ارزیابی کرده است، اثر آن بر بهبود دسترسی بنگاه به تسهیلات مالی در سال $t+1$ نمایان می‌شود و متغیر وابسته رگرسیون را یک سال جلو می‌بریم. متغیر τ_{it} یک متغیر مجازی است که در صورتی که بنگاه i در سال t دارایی‌های خود را تجدید ارزیابی کند، برابر با یک می‌شود. همچنین برای بررسی اثر متفاوت تجدید ارزیابی بر بنگاه‌های مشمول ماده ۱۴۱ قانون تجارت، متغیر برهم‌کنش[2] τ_{it}و $D141_{it}$ (متغیر مجازی که نشان دهنده‌ی مشمول بودن بنگاه در ماده ۱۴۱ قانون تجارت در زمان تجدید ارزیابی است) را نیز در نظر می‌گیریم. متغیر x_{it} مجموعه‌ای از متغیرهای کنترلی است که بنا به پیشنهاد بنملک و همکاران[3] (۲۰۱۱) شامل اندازه، نسبت دارایی ثابت به کل دارایی‌ها، سودآوری، سرمایه در گردش، نسبت ارزش بازاری به ارزش دفتری، متغیر مجازی که نشان دهنده‌ی مشمول بودن بنگاه در ماده ۱۴۱

1. Heteroskedasticity robust
2. interaction
3. Benmelech, Bergman, and Seru

قانون تجارت در زمان تجدید ارزیابی است و نسبت بدهی به دارایی بنگاه‌ها (به جز در رگرسیونی که متغیر سمت چپ نسبت بدهی به دارایی است) در نظر گرفته می‌شود. u جزء خطای رگرسیون است که با توجه به اینکه برای بنگاه‌های مختلف می‌تواند توزیع متفاوتی داشته باشد، در سطح بنگاه خوشه‌بندی[1] شده است. λ_t و α_i اثرات ثابت سال و بنگاه را نشان می‌دهند. باید توجه کرد که بنگاه‌ها خود تصمیم به تجدید ارزیابی دارایی‌ها می‌گیرند؛ در نتیجه در صورتی که تجدید ارزیابی به بهبود دسترسی به تسهیلات مالی منجر شود، بنگاه‌هایی که دسترسی کمتری به تسهیلات مالی دارند یا هزینه مالی بیشتری دارند به احتمال بالاتری تصمیم به تجدید ارزیابی دارایی‌ها می‌گیرند. به همین منظور، اثر ثابت بنگاه برای کنترل ویژگی‌های ثابتی که همزمان بر دسترسی هر بنگاه به تسهیلات و احتمال تجدید ارزیابی دارایی بنگاه تاثیر می‌گذارد در نظر گرفته می‌شود. اثرات ثابت سال نیز برای کنترل شوک‌های مثبت و منفی وارد شده در هر سال در نظر گرفته می‌شود.

جامعه و نمونه آماری

در این پژوهش به منظور بررسی واکنش بازار به اعلام خبر تجدید ارزیابی شرکت‌های بورسی از سال ۱۳۹۱ تا پایان ۱۳۹۷، اطلاعات مربوط به زمان اعلام تجدید ارزیابی هر شرکت از سایت کدال[2] بدست آمده است. با توجه به ماهیت متفاوت نهادهای مالی از سایر شرکت‌ها، این نهادها شامل بانک‌ها، بیمه‌ها و شرکت‌های سرمایه‌گذاری از نمونه مورد مطالعه کنار گذاشته می‌شوند. داده‌های مورد نیاز برای آزمون فرضیه‌ها به صورت سالانه از صورت‌های مالی حسابرسی شده شرکت‌های بورسی و بانک‌های اطلاعاتی موجود در این زمینه از قبیل نرم‌افزار ره‌آورد نوین[3] بدست آمده است. در بررسی اثر تجدید ارزیابی دارایی‌ها بر دسترسی بنگاه به تسهیلات مالی برای شرکت‌هایی که در سال ۱۳۹۷-۱۳۹۱ دارایی خود را تجدید ارزیابی کرده‌اند، کل نمونه مورد مطالعه ۳۷۷ بنگاه

1. Cluster
2. https://codal.ir/
۳. ره‌آورد نوین ۳ (https://mabnadp.com/rahavardnovin3)

پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران در بازه‌ی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۹۰ هستند.

یافته‌ها

آماره توصیفی

خلاصه آماری داده‌های مورد استفاده برای بنگاه‌ها در بررسی اثر تجدید ارزیابی بر دسترسی بنگاه به تسهیلات مالی در بازه‌ی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۹۰، در جدول ۱ گزارش شده است.

با توجه به در دسترس نبودن داده‌های مربوطه برای تمامی شرکت‌ها در تمامی سال‌ها، تعداد مشاهدات در هر متغیر متفاوت است.

جدول ۱. خلاصه آماری متغیرهای مورد بررسی در سطح بنگاه-سال

متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	۲۵ درصد	میانه	۷۵ درصد	حداقل	حداکثر
شدت تسهیلات دریافتی	۲۸۷۳	۰,۲۷	۰,٤٦	۰,۰۱	۰,۱۰	۰,۳۳	۰	۲,۷۹
هزینه مالی	۳۰۲۵	۰,۱٦	۰,۱٤	۰,۰۵	۰,۱۵	۰,۲۱	۰	۰,۹۱
نسبت بدهی به دارایی	۳۲۵٦	۰,٦۳	۰,۵٦	۰,۳۳	۰,۵۲	۰,۷٦	۰,۰۳	٤,۱۳
سرمایه‌گذاری	۲۹۰٦	۰,۰٤	۰,۰۹	۰,۰۰	۰,۰۱	۰,۰٤	-۰,۱۰	۰,۵٦
اندازه	۳۳۷۷	۱٤,۳۰	۱,٦۹	۱۳,۱۷	۱٤,۱٦	۱۵,۲۵	۱۰,۷۰	۱۸,۷۷
ارزش بازاری به دفتری	۳۲۹۹	۲,۱۷	۱,۹۸	۱,۱۸	۱,۵۵	۲,۲۵	۰,٦۷	۱۳,۸۸
سودآوری	۳۲٤۰	۱۳,۲۵	۵۵,۹۹	۲,۰۹	۱۳,۱۲	۲۹,٦۹	-۳۲۱,۱۷	۱۹٤,۰٦
سرمایه در گردش	۳۲۵٦	۰,۱۰	۰,۳٦	-۰,۰۵	۰,۰۸	۰,۲٤	-۱,۰۸	۱,۷٤
دارایی ثابت به دارایی‌ها	۳۳۷۷	۰,۲۸	۰,۲۲	۰,۱۰	۰,۲۲	۰,٤۱	۰,۰۰	۰,۹۳
بازده تجمعی	٤۲	٤۵,۹٤	۵٤,٦٦	۲,۵۲	۲۹,۵٤	۷۸,۲۵	-۳۰,۷۹	۱۹۵,٤۲

غیرعادی								

توضیحات: این جدول خلاصه آماری متغیرها برای نمونه‌ای از ۳۷۷ بنگاه غیر مالی بورسی و ۳۳۹۳ بنگاه–سال برای سال-های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۸ را نشان می‌دهد.

آمار توصیفی مرتبط با تعداد شرکت‌هایی که در هر سال تجدید ارزیابی کرده‌اند به تفکیک هر سال در جدول ۲ آمده است.

جدول ۲. آمار توصیفی تجدید ارزیابی شرکت‌ها

سال	تعداد شرکت‌هایی که تجدید ارزیابی کرده‌اند	میانگین افزایش سرمایه (میلیارد ریال)	میانه افزایش سرمایه (میلیارد ریال)	میانگین درصد افزایش سرمایه	میانه درصد افزایش سرمایه
۱۳۹۱	۱	۲۰۳	۲۰۳	۵۱۷	۵۱۷
۱۳۹۲	۱٤	٦۸۱	۲۷۱	۳۵۰	۲۸۵
۱۳۹۳	۱۷	۱٤۹۲	٤۱۰	۳٤۰	۲۲۱
۱۳۹٤	۱۰	۲۷۸۹	۳۵۵	۳۹۱	۲۱۱
۱۳۹۵	۱۵	۳۸۸۵	۵۲٦	٤۰۷	۲۷۵
۱۳۹۷	۲۲	۳٤٤٤	۱٤۲۰	۸۳۲	٦۹۵

توضیحات: در این جدول آمار توصیفی شرکت‌هایی که تجدید ارزیابی کرده‌اند به تفکیک سال آمده است.

مطالعه رویدادی

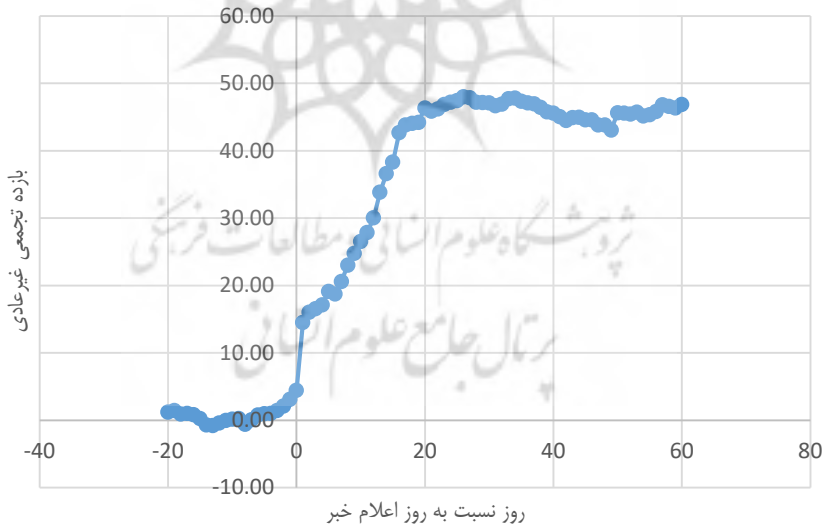
نتایج بدست آمده از بررسی واکنش بازار به تجدید ارزیابی شرکت‌ها در کل بازه‌ی سال-های **۱۳۹۸–۱۳۹۰** با استفاده از مدل بازار در جدول ۳ و شکل ۲ آمده است. برای بررسی روند واکنش بازار، پنجره‌ی رویداد را افزایش می‌دهیم و واکنش بازار را محاسبه می‌کنیم. نتایج نشان دهنده‌ی بازده **۴۶,۳۷** درصدی در بازه‌ی (۲۰،۲۰–) حول روز اعلام به تجدید ارزیابی بنگاه است. این واکنش مثبت بازار در سطح یک درصد معنادار است. همچنین در طی ماه‌های آتی نیز این واکنش مثبت پایدار است (شکل ۲).

جدول ۳. بررسی واکنش بازار به تجدید ارزیابی بنگاه‌ها با استفاده از مدل بازار

روز نسبت به روز اعلام خبر	بازده غیرعادی	بازده تجمعی غیرعادی	خطای استاندارد
-۲۰	۱,۱۹	۱,۱۹*	۰,۶۸
-۱۰	۰,۲۰	۰,۱۶	۲,۰۳
۰	۱,۳٤	٤,٤۳ *	۲,۵۳
۱۰	۱,۷٤	۲٦,۵۳***	٤,۸۹
۲۰	۲,۱٤	٤٦,۳۷***	٦,۹۰
۳۰	-۰,۰۵	٤۷,۰۹***	٦,۸٦
٤۰	-۰,۲۰	٤۵,٦۰***	٦,۹٤
۵۰	۲,۵۳	٤۵,٦۲***	۷,۲٦
٦۰	۰,۵٦	٤٦,۹۰***	۷,۵۵

توضیحات: نتایج بدست آمده از محاسبه‌ی بازده تجمعی غیرعادی توسط مدل بازار با استفاده از داده‌های روزانه در این جدول آمده است.

شکل ۲. بازده تجمعی غیرعادی مربوط به تجدید ارزیابی با استفاده از مدل بازار



بررسی واکنش بازار در رگرسیون سطح مقطعی

نتایج بدست آمده از رگرسیون سطح مقطعی ۴ در جدول ۴ آمده است. ضریب بدست آمده برای لگاریتم قیمت سهام پیش از انتشار سهام جایزه در رگرسیونی که تنها این متغیر را به عنوان متغیر مستقل در نظر می‌گیرد مثبت و معنادار است که نشان می‌دهد هر چه سهام قیمت بالاتری داشته است، بازار واکنش بیشتری به تجدید ارزیابی آن نشان می‌دهد. این موضوع تاثیر تجزیه سهام بر واکنش مثبت بازار را تایید می‌کند. ضریب این متغیر در رگرسیونی که تمامی متغیرهای مستقل را در نظر می‌گیرد معنادار نیست اما همچنان اثر بدست آمده عدد قابل توجهی است. این مساله می‌تواند به دلیل از دست رفتن درجات آزادی ناشی از کم بودن تعداد مشاهدات باشد. ضریب سن بنگاه و مشمول بودن بنگاه در ماده ۱۴۱ قانون تجارت در هیچ یک از رگرسیون‌ها معنادار نیستند. ضریب بدست آمده برای درصد افزایش سرمایه در رگرسیونی که تنها این متغیر را در نظر می‌گیرد مثبت و معنادار بدست می‌آید. ضرایب بدست آمده برای اندازه بنگاه در رگرسیونی که تنها این متغیر را در نظر می‌گیرد منفی و معنادار بدست آمده است. این مساله نشان می‌دهد هر چه بنگاه بزرگتر باشد، واکنش بازار به تجدید ارزیابی دارایی‌های آن کمتر است. با این حال اگر دو متغیر اندازه و لگاریتم قیمت سهام در رگرسیونی که این دو متغیر را در نظر می‌گیرد بررسی کنیم، متغیر لگاریتم قیمت سهام همچنان معنادار است و متغیر اندازه معناداری خود را از دست می‌دهد. در واقع، این رگرسیون نشان می‌دهد بهبود دسترسی به منابع مالی بر واکنش بازار اثری ندارد.

جدول ٤. بررسی واکنش بازار در رگرسیون سطح مقطعی

متغیر	(۱)	(۲)	(۳)	(٤)	(٥)	(٦)	(۷)
لگاریتم قیمت سهام	۲۳,۳۲***					۲۱,٥٥**	۱۷,۷۲
	(۸,۲۹)					(۹,۳۰)	(۱۱,۹۲)
سن		۰,۲٦					۰,٥۲
		(۰,۸۳)					(۰,۸٥)
شمول ماده			۱۳,۹٥				۱٤,٦٤

۱٤۱							
				(۱۸,۷٤)			(۱۹,۳٤)
اندازه			−۷,۰۳**			−۲,۲٥	−۲,۳۹
			(۳,۲۹)			(۳,۸۱)	(٤,۳۷)
درصد افزایش سرمایه			۰,۰٥*				۰,۰۲
							(۰,۰۳)
ضریب ثابت	۱٦۱,۰۹** −		۳٤,۹۷***		۲۱,۱۱**	−۱۱٤,٤۳	−۱۱٤,۳٦
	(٦۷,٤٤)	(۳٥,۰۹)	(۹,۲۹)	(٥۰,٥۳)	(۹,۷٥)	(۱۱۳,۳٤)	(۱۱۹,٦٥)
تعداد مشاهدات	٤۲	٤۲	٤۲	٤۲	٤۲	٤۲	٤۲
ضریب تعیین	۰,۱٦	۰,۰۰	۰,۰۲	۰,۰٥	۰,۱۷	۰,۱٦	۰,۲۲

توضیحات: نتایج بدست آمده از رگرسیون بازده تجمعی غیرعادی بر لگاریتم قیمت سهام پیش از انتشار سهام جایزه (ستون ۱)، سن (ستون ۲)، متغیر مجازی نمایانگر مشمول بودن بنگاه در ماده ۱٤۱ قانون تجارت (ستون ۳)، اندازه (ستون ٤)، درصد افزایش سرمایه (ستون ٥)، لگاریتم قیمت سهام پیش از انتشار سهام جایزه و اندازه (ستون ٦) و لگاریتم قیمت سهام پیش از انتشار سهام جایزه، سن، متغیر مجازی نمایانگر مشمول بودن بنگاه در ماده ۱٤۱ قانون تجارت، اندازه و درصد افزایش سرمایه (ستون ۷) آمده است. مقدار خطای استاندارد در پرانتز آورده شده است. جزء خطای رگرسیون با استفاده از روش پایدار به واریانس ناهمسانی تخمین زده شده است. در صورت معنادار بودن ضرایب در سطح ۰,۱، ۰,۰٥ و ۰,۰۱ به ترتیب علامت *، ** و *** در کنار آن‌ها قرار داده شده است.

بررسی اثر تجدید ارزیابی دارایی‌ها بر دسترسی بنگاه به تسهیلات مالی

نتایج حاصل از رگرسیون رابطه ۵ برای بنگاه‌های بورسی از سال ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۸ در جداول ۵ تا ۸ آمده است. نتایج یک بار بدون در نظر گرفتن متغیرهای کنترلی و بدون خوشه‌بندی جزء خطا و یک بار هم بدون در نظر گرفتن اثرات ثابت سال و بنگاه گزارش شده‌اند. همانطور که در جداول ۵ تا ۸ آمده است، ضرایب تعیین بدست آمده در ستون اول و دوم این جداول نزدیک به صفر هستند، که نشان می‌دهد تنها در نظر گرفتن دو متغیر تجدید

ارزیابی و متغیر برهم‌کنش تجدید ارزیابی و شمول ماده ۱۴۱، بدون در نظر گرفتن اثرات ثابت سال و بنگاه، نمی‌تواند تغییرات متغیر وابسته رگرسیون را به خوبی توضیح دهد.

نتایج نشان می‌دهند شدت تسهیلات دریافتی بنگاه در اثر تجدید ارزیابی تغییر معناداری نکرده است. در خصوص هزینه‌ی دسترسی بنگاه به منابع مالی، در صورتی‌که اثرات ثابت سال و بنگاه را در نظر بگیریم، ضریب متغیر تجدید ارزیابی معنادار بدست نمی‌آید. نسبت بدهی به دارایی بنگاه با در نظر گرفتن متغیرهای کنترلی منفی و معنادار بدست آمده است. در صورتی که بنگاه‌ها تسهیلات مالی بیشتری دریافت کرده بودند انتظار داشتیم ضریب این متغیر مثبت شود. در خصوص سرمایه‌گذاری بنگاه، مقدار ضریب متغیر تجدید ارزیابی معنادار نیست که نشان می‌دهد سرمایه‌گذاری بنگاه در اثر تجدید ارزیابی تغییر معناداری نکرده است. در کل نتایج بدست آمده شواهدی از تاثیر تجدید ارزیابی بر بهبود دسترسی بنگاه به تسهیلات مالی نشان نمی‌دهد.

جدول ۵. بررسی اثر تجدید ارزیابی دارایی‌ها بر شدت تسهیلات دریافتی بنگاه

متغیرها	(۱)	(۲)	(۳)	(٤)	(٥)	(٦)
تجدید ارزیابی	۰,۰۲	۰,۰۲	−۰,۰۵	−۰,۰۵	−۰,۰٦	−۰,۰٦
	(۰,۰۷)	(۰,۰٦)	(۰,۰۵)	(۰,۰۷)	(۰,۰٦)	(۰,۰۷)
برهم‌کنش دو متغیر تجدید ارزیابی و شمول ۱٤۱	−۰,۰۷	−۰,۰۷	−۰,۰۵	−۰,۰۵	۰,۰۵	۰,۰۵
	(۰,۱٤)	(۰,۱۰)	(۰,۱۱)	(۰,۱۳)	(۰,۱۲)	(۰,۱۳)
تعداد مشاهدات	۲۵۹۳	۲۵۹۳	۲۵۹۳	۲۵۹۳	۲٤۷۳	۲٤۷۳
ضریب تعیین	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,٤۹	۰,٤۹	۰,۵۱	۰,۵۱
اثر ثابت بنگاه	نه	نه	بله	بله	بله	بله
اثر ثابت سال	نه	نه	بله	بله	بله	بله
خوشه بندی جزء خطا	نه	بله	نه	بله	نه	بله

توضیحات: نتایج حاصل از رگرسیون شدت تسهیلات دریافتی بر متغیر مجازی تجدید ارزیابی و متغیر برهم‌کنش دو متغیر تجدید ارزیابی و شمول ۱٤۱ در (ستون ۱)، با اضافه کردن خوشه‌بندی جزء خطا در (ستون ۲)، رگرسیون شدت تسهیلات دریافتی بر متغیر مجازی تجدید ارزیابی و متغیر برهم‌کنش دو متغیر تجدید ارزیابی و شمول ۱٤۱ با در نظر گرفتن اثر ثابت بنگاه و اثر ثابت سال در (ستون ۳)، با اضافه کردن خوشه‌بندی جزء خطا در

(ستون ٤)، رگرسیون شدت تسهیلات دریافتی بر متغیر مجازی تجدید ارزیابی و متغیر برهم‌کنش دو متغیر تجدید ارزیابی و شمول ۱٤۱ و متغیرهای کنترلی با در نظر گرفتن اثر ثابت بنگاه و اثر ثابت سال در (ستون ٥) و با اضافه کردن خوشه‌بندی جزء خطا در (ستون ٦) آمده است. مقادیر خطای استاندارد در پرانتز گزارش شده است. در صورت معنادار بودن ضرایب در سطح ۰,۱، ۰,۰٥ و ۰,۰۱ به ترتیب علامت *، ** و *** در کنار آن‌ها قرار داده شده است.

جدول ٦. بررسی اثر تجدید ارزیابی دارایی‌ها بر هزینه مالی بنگاه

متغیرها	(۱)	(۲)	(۳)	(٤)	(٥)	(٦)
تجدید ارزیابی	۰,۰۳*	۰,۰۳*	۰,۰۱	۰,۰۱	۰,۰۲	۰,۰۲
	(۰,۰۲)	(۰,۰۲)	(۰,۰۲)	(۰,۰۲)	(۰,۰۲)	(۰,۰۲)
برهم‌کنش دو متغیر تجدید ارزیابی و شمول ۱٤۱	-۰,۰٤	-۰,۰٤	-۰,۰۳	-۰,۰۳	-۰,۰۲	-۰,۰۲
	(۰,۰٤)	(۰,۰۳)	(۰,۰٤)	(۰,۰۲)	(۰,۰٤)	(۰,۰۳)
تعداد مشاهدات	۲۷۰۱	۲۷۰۱	۲۷۰۱	۲۷۰۱	۲٥۰۸	۲٥۰۸
ضریب تعیین	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۳۹	۰,۳۹	۰,۳۸	۰,۳۸
اثر ثابت بنگاه	نه	نه	بله	بله	بله	بله
اثر ثابت سال	نه	نه	بله	بله	بله	بله
خوشه بندی جزء خطا	نه	بله	نه	بله	نه	بله

توضیحات: نتایج حاصل از رگرسیون هزینه مالی بر متغیر مجازی تجدید ارزیابی و متغیر برهم‌کنش دو متغیر تجدید ارزیابی و شمول ۱٤۱ در (ستون ۱)، با اضافه کردن خوشه‌بندی جزء خطا در (ستون ۲)، رگرسیون هزینه مالی بر متغیر مجازی تجدید ارزیابی و متغیر برهم‌کنش دو متغیر تجدید ارزیابی و شمول ۱٤۱ با در نظر گرفتن اثر ثابت بنگاه و اثر ثابت سال در (ستون ۳)، با اضافه کردن خوشه‌بندی جزء خطا در (ستون ٤)، رگرسیون هزینه مالی بر متغیر مجازی تجدید ارزیابی و متغیر برهم‌کنش دو متغیر تجدید ارزیابی و شمول ۱٤۱ و متغیرهای کنترلی با در نظر گرفتن اثر ثابت بنگاه و اثر ثابت سال در (ستون ٥) و با اضافه کردن خوشه‌بندی جزء خطا در (ستون ٦) آمده است. مقادیر خطای استاندارد در پرانتز گزارش شده است. در صورت معنادار بودن ضرایب در سطح ۰,۱، ۰,۰٥ و ۰,۰۱ به ترتیب علامت *، ** و *** در کنار آن‌ها قرار داده شده است.

جدول ۷. بررسی اثر تجدید ارزیابی دارایی‌ها بر نسبت بدهی به دارایی بنگاه

متغیرها	(۱)	(۲)	(۳)	(٤)	(٥)	(٦)
تجدید ارزیابی	۰,۰۳	۰,۰۳	-۰,۰۳	-۰,۰۳	-۰,۰۹**	-۰,۰۹**
	(۰,۰۸)	(۰,۰۷)	(۰,۰٤)	(۰,۰۲)	(۰,۰٤)	(۰,۰٤)
برهم‌کنش دو متغیر تجدید	۰,۰۱	۰,۰۱	-۰,۰٥	-۰,۰٥	-۰,۱٥*	-۰,۱٥

ارزیابی و شمول ۱٤۱						
	(۰,۱۷)	(۰,۱۲)	(۰,۰۹)	(۰,۰۷)	(۰,۰۸)	(۰,۱۱)
تعداد مشاهدات	۲۸۹۵	۲۸۹۵	۲۸۹۵	۲۸۹۵	۲۷٤۸	۲۷٤۸
ضریب تعیین	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۷۵	۰,۷۵	۰,۷۹	۰,۷۹
اثر ثابت بنگاه	نه	نه	بله	بله	بله	بله
اثر ثابت سال	نه	نه	بله	بله	بله	بله
خوشه بندی جزء خطا	نه	بله	نه	بله	نه	بله
توضیحات: نتایج حاصل از رگرسیون نسبت بدهی به دارایی بر متغیر مجازی تجدید ارزیابی و متغیر برهم‌کنش دو متغیر تجدید ارزیابی و شمول ۱٤۱ در (ستون ۱)، با اضافه کردن خوشه‌بندی جزء خطا در (ستون ۲)، رگرسیون نسبت بدهی به دارایی بر متغیر مجازی تجدید ارزیابی و متغیر برهم‌کنش دو متغیر تجدید ارزیابی و شمول ۱٤۱ با در نظر گرفتن اثر ثابت بنگاه و اثر ثابت سال در (ستون ۳)، با اضافه کردن خوشه‌بندی جزء خطا در (ستون ٤)، رگرسیون نسبت بدهی به دارایی بر متغیر مجازی تجدید ارزیابی و متغیر برهم‌کنش دو متغیر تجدید ارزیابی و شمول ۱٤۱ و متغیرهای کنترلی با در نظر گرفتن اثر ثابت بنگاه و اثر ثابت سال در (ستون ۵) و با اضافه کردن خوشه‌بندی جزء خطا در (ستون ٦) آمده است. مقادیر خطای استاندارد در پرانتز گزارش شده است. در صورت معنادار بودن ضرایب در سطح ۰,۱، ۰,۰۵ و ۰,۰۱ به ترتیب علامت *، ** و *** در کنار آن‌ها قرار داده شده است.						

جدول ۸. بررسی اثر تجدید ارزیابی دارایی‌ها بر سرمایه‌گذاری بنگاه

متغیرها	(۱)	(۲)	(۳)	(٤)	(۵)	(٦)
تجدید ارزیابی	-۰,۰۱	-۰,۰۱	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۰
	(۰,۰۱)	(۰,۰۱)	(۰,۰۱)	(۰,۰۱)	(۰,۰۱)	(۰,۰۱)
برهم‌کنش دو متغیر تجدید ارزیابی و شمول ۱٤۱	-۰,۰۱	-۰,۰۱	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,۰۱	۰,۰۱
	(۰,۰۳)	(۰,۰۲)	(۰,۰۲)	(۰,۰۱)	(۰,۰۲)	(۰,۰۱)
تعداد مشاهدات	۲٦٦٤	۲٦٦٤	۲٦٦٤	۲٦٦٤	۲۵۳٤	۲۵۳٤
ضریب تعیین	۰,۰۰	۰,۰۰	۰,٦۳	۰,٦۳	۰,٦۳	۰,٦۳
اثر ثابت بنگاه	نه	نه	بله	بله	بله	بله
اثر ثابت سال	نه	نه	بله	بله	بله	بله
خوشه بندی جزء خطا	نه	بله	نه	بله	نه	بله
توضیحات: نتایج حاصل از رگرسیون سرمایه‌گذاری بر متغیر مجازی تجدید ارزیابی و متغیر برهم‌کنش دو متغیر تجدید ارزیابی و شمول ۱٤۱ در (ستون ۱)، با اضافه کردن خوشه‌بندی جزء خطا در (ستون ۲)، رگرسیون						

سرمایه‌گذاری بر متغیر مجازی تجدید ارزیابی و متغیر برهم‌کنش دو متغیر تجدید ارزیابی و شمول ۱٤۱ با در نظر گرفتن اثر ثابت بنگاه و اثر ثابت سال در (ستون ۳)، با اضافه کردن خوشه‌بندی جزء خطا در (ستون ٤)، رگرسیون سرمایه‌گذاری بر متغیر مجازی تجدید ارزیابی و متغیر برهم‌کنش دو متغیر تجدید ارزیابی و شمول ۱٤۱ و متغیرهای کنترلی با در نظر گرفتن اثر ثابت بنگاه و اثر ثابت سال در (ستون ۵) و با اضافه کردن خوشه‌بندی جزء خطا در (ستون ٦) آمده است. مقادیر خطای استاندارد در پرانتز گزارش شده است. در صورت معنادار بودن ضرایب در سطح ۰,۱، ۰,۰۵ و ۰,۰۱ به ترتیب علامت *، ** و *** در کنار آن‌ها قرار داده شده است.

آزمون پایداری

مطالعه رویدادی

برای بررسی پایداری نتایج بدست آمده از مطالعه‌ی رویداد، از دو مدل CAPM و بازده تعدیل شده با بازار نیز برای محاسبه‌ی بازده تجمعی غیرعادی استفاده می‌کنیم. یک بار نیز محاسبات انجام شده را با استفاده از روزهای تقویمی انجام می‌دهیم. به این معنی که بازده تجمعی غیرعادی ۶۰ روز پس از روز صفر، از میانگین بازده غیرعادی بنگاه‌ها دقیقا ۶۰ روز تقویمی پس از تاریخ اعلام به تجدید ارزیابی است و روزهایی که بنگاه‌ها نمادشان بسته بوده است از مشاهدات حذف نمی‌شوند. همچنان نتایج بدست آمده واکنش مثبت بازار که در طی چند ماه پایدار است را تایید می‌کنند. همچنین در یک آزمون صوری[1]، همه‌ی محاسبات انجام شده را یک سال عقب می‌بریم. نتایج حاصل در صورت تکرار محاسبات برای یک سال قبلواکنش معناداری در بازده‌ی ۴۱ روزه پنجره‌ی رویداد نشان نمی‌دهد. در نتیجه، می‌توانیم استدلال کنیم که واکنش بازار ناشی از وجود خطا در مدل نیست.

بررسی اثر تجدید ارزیابی دارایی‌ها بر دسترسی بنگاه به تسهیلات مالی

در مدل اصلی مقاله، فرض می‌کنیم اگر بنگاه i در سال t تجدید ارزیابی کرده است، اثر آن بر بهبود دسترسی بنگاه به تسهیلات مالی در سال $t+1$ نمایان می‌شود و متغیر وابسته رگرسیون را یک سال جلو می‌بریم. با اینحال، با توجه به اینکه فرآیند تأمین مالی یک

1. Placebo test

فرآیند زمان‌بر است، یک توضیح احتمالی درمورد عدم مشاهده تأثیر تجدید ارزیابی بر تأمین مالی این است که ممکن است تأثیر تجدید ارزیابی در چند سال بعد رخ دهد. برای بررسی این احتمال، τ_{it} را به گونه‌ای تعدیل می‌کنیم که اگر بنگاه i در سال t دارایی‌های خود را تجدید ارزیابی کند، این متغیر در سال t و $t+1$ برابر با یک باشد. همچنین در رگرسیون‌های جداگانه پایدار بودن تاثیر تجدید ارزیابی دارایی‌ها را تا سه سال و همچنین تا آخر دوره بررسی می‌کنیم. به این منظور اگر بنگاه در سال t دارایی خود را تجدید ارزیابی کند، متغیر τ_{it} را به ترتیب از سال t تا سال $t+2$ و تا آخر بازه‌ی زمانی مورد بررسی برابر با یک قرار می‌دهیم. همچنان نتایج نشان نمی‌دهند که در اثر تجدید ارزیابی، دسترسی بنگاه به منابع مالی بهبود یافته است. در آزمونی دیگر، برای بازه‌ی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۸، گروه کنترلی بنگاه‌هایی که تجدید ارزیابی نکرده‌اند را از نمونه حذف می‌کنیم. همچنین، پایدار بودن اثر تجدید ارزیابی دارایی‌ها تا چند سال را برای این گروه از بنگاه‌ها بررسی می‌کنیم. همچنان ضرایب بدست آمده نتایج قبلی را تایید می‌کنند.

در صورتی که شاخص هزینه مالی را از نسبت بازپرداخت سود تسهیلات که از صورت جریان وجوه نقد استخراج می‌شود به میانگین مانده تسهیلات دوره t و $t-1$ به نسبت هزینه مالی بنگاه که از اقلام صورت سود و زیان است به میانگین مانده تسهیلات دوره t و $t-1$ تغییر بدهیم، همچنان نتایج قبلی تایید می‌شود. برای بررسی اثر تجدید ارزیابی بر سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها، یک بار نیز به جای استفاده از نسبت خالص مخارجی که برای خرید دارایی ثابت صرف شده به دارایی، سرمایه‌گذاری ناخالص را در نظر می‌گیریم و از نسبت مخارجی که برای خرید دارایی ثابت صرف شده به دارایی استفاده می‌کنیم که نتایج قبلی همچنان تایید می‌شود. همچنین اگر در تعریف متغیرهای شدت تسهیلات دریافتی، نسبت بدهی به دارایی و سرمایه‌گذاری بنگاه از دارایی سال ۱۳۹۰ به جای دارایی سال ۱۳۹۰ که با تورم تعدیل می‌شود استفاده کنیم، نتایج بدست آمده تغییری نمی‌کنند. یک بار نیز به جای استفاده از شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی برای محاسبه‌ی تورم، از شاخص قیمت تولیدکننده‌ی بخش صنعت برای محاسبه‌ی تورم استفاده می‌کنیم که نتایج حاصل تغییری نمی‌کنند. در مجموع، نتایج بدست آمده از آزمون پایداری نشان می-

دهند که نتایج بدست آمده نسبت به تعاریف مختلف متغیرها حساس نیستند و همواره مدل نمی‌تواند فرض صفر حاکی از عدم تاثیر تجدید ارزیابی بر دسترسی بنگاه به تسهیلات مالی را رد کند.

بحث و نتیجه‌گیری

هدف از این مطالعه بررسی واکنش بازار به اعلام خبر تجدید ارزیابی دارایی‌های شرکت-های حاضر در بورس تهران و فرابورس ایران است. با استفاده از مطالعه رویداد، نتایج این پژوهش نشان می‌دهد بازده تجمعی غیرعادی بدست آمده توسط مدل بازار **۴۶,۳۷** درصد است که تا ماه‌های آتی پس از اعلام به تجدید ارزیابی دارایی‌ها پایدار است. این واکنش مثبت قابل توجه است، زیرا تجدید ارزیابی دارایی‌ها ظاهرا یک اتفاق حسابداری است و تغییری حقیقی در بنگاه ایجاد نمی‌کند. با توجه به گزارشات توجیهی بنگاه‌ها از تجدید ارزیابی دارایی‌ها که به دسترسی بهتر به تسهیلات مالی اشاره دارد و همچنین افت قیمت سهام بعد از تجدید ارزیابی دارایی‌ها در نتیجه‌ی انتشار سهام جایزه، این فرضیه را مطرح می‌کنیم که ممکن است بازار به این دو عامل – یعنی تسهیل تأمین مالی و افت قیمت سهم - واکنش مثبت نشان می‌دهد. در بررسی تاثیر هر یک از این دو عامل در یک رگرسیون سطح مقطعی، متغیرهایی را به عنوان نماینده برای هر یک از دو عامل در نظر می‌گیریم. طبق نتایج، کاهش قیمت تئوریک می‌تواند به عنوان عامل توضیح دهنده‌ی واکنش بازار در نظر گرفته شود. در بررسی بیشتر با استفاده از داده‌ی تابلویی بنگاه‌های بورسی در بازه‌ی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۸، تغییر معناداری در بهبود دسترسی بنگاه‌ها به تسهیلات مالی مشاهده نمی‌شود. نتایج حاصل فرضیه‌ی بهبود دسترسی به منابع مالی را برای توضیح واکنش بازار تایید نمی‌کنند.

این پژوهش همانند مطالعات پیشین انجام شده در حوزه تجدید ارزیابی دارایی‌ها، نشان از واکنش مثبت بازار به تجدید ارزیابی دارایی‌ها دارد؛ با این‌حال، با توجه به اینکه در ایران تجدید ارزیابی دارایی‌ها عملا سال‌ها پس از تغییر ارزش دارایی رخ می‌دهد و

همچنین، انتشار سهام جایزه همزمان با تجدید ارزیابی دارایی‌ها، از پژوهش‌های پیشین متمایز می‌شود.

در مقایسه با دیگر مقالات مرتبط، لمورو و پون (۱۹۸۷) در بررسی واکنش بازار به تجزیه سهام با استفاده از داده‌های روزانه، واکنش بازار به تجزیه سهام را در پنجره‌ی (۶۰،۶۰-) روزه حول اعلام خبر تجزیه سهام، ۵,۱۵ درصد تخمین می‌زنند. در بررسی واکنش بازار به تجدید ارزیابی دارایی‌ها، شارپ و والکر (۱۹۷۵) با استفاده از داده‌های ماهانه، در پنجره‌ی (۱۲،۱۲-) ماهه حول اعلام خبر تجدید ارزیابی، بازده تجمعی غیرعادی ۱۸,۹۵ درصدی بدست می‌آورد. در نتیجه، می‌توان گفت که بازده ۴۶,۳۷ درصدی بدست آمده در بازه‌ی (۲۰،۲۰-) حول روز اعلام به تجدید ارزیابی بیانگر واکنش شدید بازار سهام ایران به خبر تجدید ارزیابی دارایی‌ها است.

در خصوص محدودیت پژوهش می‌توان به کوچک بودن نمونه مورد نظر در بررسی واکنش بازار به تجدید ارزیابی دارایی‌ها اشاره کرد. همچنین، به دلیل اینکه داده‌های مربوط به سررسید تسهیلات دریافتی بنگاه‌ها برای کل دوره در صورت‌های مالی بنگاه‌ها در دسترس نیست، امکان مقایسه سررسید تسهیلات دریافتی فراهم نبود. پژوهش‌های آتی می‌توانند به بررسی بیشتر واکنش شدید بازار به این رویداد بپردازند. برای مثال در صورت دسترسی به ریز داده‌های تسهیلات دریافتی بنگاه‌ها در کل بازه‌ی مورد نظر، تغییر احتمالی در سررسید تسهیلات دریافتی بنگاه‌ها نیز خوب است که بررسی شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

تعارض منافع

تعارض منافع ندارم.

سپاسگزاری

با سپاس از دانشگاه صنعتی شریف که امکان انجام این تحقیق را فراهم کرده است. این مقاله برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی ارشد انجام شده تحت حمایت دانشگاه شریف است.

ORCID

Ali Ebrahimnejad https://orcid.org/0000-0003-3399-8834
Roya Soltani https://orcid.org/0000-0002-5310-8985

منابع

بختیار استادی؛ پروین تدریسی پژو. "ارائه مدلی برای اندازه گیری رابطه ی بین ریسک های مالی و نسبت های مالی ."*مطالعات تجربی حسابداری مالی*

خواجوی، شکراله، امیری، فاطمه سادات. (۱۳۹۱). شناسایی مهمترین عوامل موثر در ورشکستگی شرکتها با استفاده از تکنیک TOPSIS_AHP. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۶۹-۹۰، ۱۰ (۳۸).

References

Armitage, Seth. "Event Study Methods and Evidence on Their Performance." *Journal of economic surveys* 9.1 (1995): 25-52.

Ball, Ray, and Philip Brown. "An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers." *Journal of accounting research* (1968): 159-178.

Beaver, William H. "The Information Content of Annual Earnings Announcements." *Journal of accounting research* (1968): 67-92.

Benmelech, Efraim, Nittai K. Bergman, and Amit Seru. Financing labor. No. w17144. *National Bureau of Economic Research*, 2011.

Bhagat, Sanjai, and Roberta Romano. "Event Studies and the Law: Part I: Technique and Corporate Litigation." *American Law and Economics Review* 4.1 (2002): 141-168.

Boehmer, Ekkehart, Jim Masumeci, and Annette B. Poulsen. "Event-Study Methodology under Conditions of Event-Induced Variance." *Journal of financial economics* 30.2 (1991): 253-272.

Brooks, Chris. Introductory Econometrics for Finance. *Cambridge university press*, 2019.

Brown, Philip, and F. Finn. "Asset Revaluations and Stock Prices: Alternative interpretations of a study by Sharpe and Walker." Share *markets and portfolio theory* (1980): 349-354.

Conroy, Robert M., Robert S. Harris, and Bruce A. Benet. "The Effects of Stock Splits on Bid-Ask Spreads." *The Journal of Finance* 45.4 (1990): 1285-1295.

Easton, Peter D., Peter H. Eddey, and Trevor S. Harris. "An Investigation of Revaluations of Tangible Long-Lived Assets." *Journal of accounting research* 31 (1993): 1-38.

Fama, Eugene F., et al. "The Adjustment of Stock Prices to New Information." International economic review 10.1 (1969): 1-21.

Grinblatt, Mark S., Ronald W. Masulis, and Sheridan Titman. "The Valuation Effects of Stock Splits and Stock Dividends." *Journal of financial economics* 13.4 (1984): 461-490.

Hadlock, Charles J., and Joshua R. Pierce. "New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index." *The Review of Financial Studies* 23.5 (2010): 1909-1940.

Lakonishok, Josef, and Baruch Lev. "Stock Splits and Stock Dividends: Why, who, and when." *The Journal of Finance* 42.4 (1987): 913-932.

Lamoureux, Christopher G., and Percy Poon. "The Market Reaction to Stock Splits." *The journal of finance* 42.5 (1987): 1347-1370.

Muscarella, Chris J., and Michael R. Vetsuypens. "Stock Splits: Signaling or Liquidity? The Case of ADR 'Solo-Splits'." *Journal of Financial Economics* 42.1 (1996): 3-26.

Sharpe, Ian G., and Robert Graham Walker. "Asset Revaluations and Stock Market Prices." *Journal of Accounting Research* (1975): 293-310.

Standish, Peter EM, and Swee-Im Ung. "Corporate Signaling, Asset *Revaluations and the Stock Prices of British Companies." Accounting Review* (1982): 701-715.

Weld, W. C., Michaely, R., Thaler, R. H., & Benartzi, S. (2009). The Nominal Share Price Puzzle. *Journal of Economic Perspectives*, 23(2), 121-42.

Ostadi, Bakhtiar, Tadrisi Pajou, Parvin, (1398). Presenting a model for measurement of the relationship between financial risks and financial ratios. *Empirical Studies in Financial Accounting*, 16, 63, 1398, 109-127. doi: 10.22054/qjma.2019.10648, [In Persian]

Khajavi, Shokrollah Amiri, Fatemeh sadat, (1391). Recognition of Efficient Factors Affecting in companies' bankruptcy using TOPSIS_AHP. *Empirical Studies in Financial Accounting*, 10(38), 90-69, [In Persian]

استناد به این مقاله: سلطانی، رویا. ابراهیمی نژاد، علی. (۱۴۰۰). بررسی واکنش بازار به تجدید ارزیابی دارایی‌ها و اثر آن بر دسترسی بنگاه به تسهیلات مالی. *فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی*، (۱۸)، ۷۱: ۱۴۳-۱۶۹.

DOI: https://dx.doi.org/10.22054/qjma.2021.58490.2223

Empirical Studies in Financial Accounting is licensed under a Creative Commons Attribution-Noncommercial 4.0 International License.