

ارتباط بین تغییرات قیمت سهام و محافظه کاری در شرکتهای تولیدی دولتی

مهدی صالحی^۱، مریم کاهانی*، کیانا حمید پور^۲

۱. استادیار دانشگاه فردوسی مشهد

* کارشناسی ارشد دانشگاه فردوسی مشهد

۲. کارشناسی ارشد دانشگاه علوم تحقیقات بیرجند

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۶/۱۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۳/۱

The Relation of Between Price Changes of Share and Conservatism in the Production Governmental Organization

M.Salehi¹, M.Kahani*, K.Hamidpour²

1. Assistant Professor of Accounting Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran

* MS student, Accounting, Ferdowsi University, Mashhad, Iran

2. MS student, Accounting, Birjand University, Birjand, Iran

Received: 2016/6/22

Accepted: 2016/5/21

Abstract

The purpose of this paper is to investigate role of price variation on conservatism in the production governmental organization listed on the Tehran Stock Exchange from 1386-1391 by the panel data of Eviews 7. This study includes 58 institutes and 348 observations (year-company). Paper uses regression analysis based on Busua (1997) in which conservatism as the dependent variable and variation of price base difference of price to initial price as independent variables. So means of production that organization that produce so that bank, credit and financial institute, insurance and intermediate organization are not considered and means of government that more than of 50% shares related to governmental organization. The paper shows that variation of share price is not significantly with conservatism in the production governmental organization so there is little negative relation between them. Also the price of share are not significantly with timeliness of loss recognition and timeliness of gain recognition in the production governmental organization.

چکیده

پژوهش حاضر به بررسی تغییرات قیمت سهام و محافظه کاری بر روی شرکتهای تولیدی دولتی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار از سال ۸۶ تا ۹۱ با استفاده از دادههای ترکیبی نرم افزار Eviews 7 می پردازد. این تحقیق در برگیرنده ۳۴۸ مشاهده (سال-شرکت) می باشد. منظور از شرکتهای تولیدی شرکتهایی هستند که در زمینه تولید فعالیت دارند لذا بانکها، موسسات مالی و اعتباری، بیمهها و شرکتهای واسطهگری در این تحقیق مد نظر قرار نمی گیرد و منظور از دولتی این است که بیشتر از ۵۰ درصد سهام مربوط به شرکتهای دولتی باشد. برای اندازه گیری محافظه کاری بر اساس مدل باسو (۱۹۹۷) و برای اندازه گیری تغییرات قیمت سهام از شاخص درصد تغییرات قیمت نسبت به قیمت اولیه استفاده شد. نتایج آزمون دادههای ترکیبی نشان می دهد ارتباط معناداری بین تغییرات قیمت سهام و محافظه کاری وجود ندارد و همچنین نتایج فرضیه دوم و سوم نیز نشان می دهد که هیچ رابطه معناداری بین تغییرات قیمت سهام و شناسایی به هنگام ضررها و شناسایی به هنگام سود وجود ندارد.

Keywords: Accounting Conservatism, Share Price variation, Production Governmental Organization.

واژه های کلیدی: محافظه کاری حسابداری، تغییرات قیمت سهام، شرکتهای دولتی تولیدی.

JEL Classification: M41

طبقه بندی موضوعی: M41

* Corresponding Author: M. Kahani

E-mail: maryamkahani@gmail.com

* نویسنده مسؤل: مریم کاهانی

مقدمه

مدیران شرکت‌ها انگیزه دارند تا عملکرد مالی خود را با به تأخیر انداختن اخبار بد و افشای سریع‌تر اخبار خوب بیش از واقع نشان دهند به امید اینکه عملکرد ضعیف آنها با عملکردهای بهتر در آینده پوشیده شود چنین رفتاری از مدیران در پژوهش‌ها تجربی تأیید شده است. برای مثال کوتاری و همکاران^۱ (۲۰۰۹)، شواهدی تجربی را ارائه کردند که نشان می‌دهد مدیران شرکت‌ها میل دارند تا انتشار اخبار بد را به تأخیر بیندازند و اخبار خوب را سریع‌تر افشا کنند.

برخی از پژوهشگران این رفتار دوگانه مدیران در افشای اطلاعات مالی را به عوامل مختلفی از جمله قراردادهای جبران خدمات مدیران و نگرانی‌های شغلی آنها نسبت داده‌اند پنهان کردن اخبار بد از سرمایه‌گذاران و افشای هرچه سریع‌تر اخبار خوب در بازار از سوی مدیران سبب می‌شود سرمایه‌گذاران بر اساس اخبار خوب قیمت‌های سهم را تعدیل کنند (بال^۲، ۲۰۰۹؛ خان و واتز^۳، ۲۰۰۹؛ لافوند و واتز^۴، ۲۰۰۸).

محافظه‌کاری یکی از میثاق‌های حسابداری است که در پاسخ به رفتار خوش بینانه مدیران ایجاد شده است محافظه کاری ایجاب می‌کند در وضعیت‌های ممکن از شناسایی سود و دارایی پرهیز شود در حالیکه در شناسایی زیان و بدهی تعجیل می‌شود (فولاد و همکاران، ۱۳۹۱).

مطالعات نشان می‌دهد که شناسایی بموقع ضررها مهم‌تر از شناسایی به موقع سودها در اندازه‌گیری حسابداری محافظه‌کارانه می‌باشد (باسو^۵، ۱۹۹۷؛ بال و همکاران^۶، ۲۰۰۰؛ فرانکیس و مارتین^۷، ۲۰۱۰؛ آرمسترانگ و همکاران^۸، ۲۰۱۰).

بسیاری از پژوهشگران نظیر چن و همکاران^۹ (۲۰۰۱) بر این باورند که تغییرات قیمت سهام یک شرکت از مدیریت اطلاعات داخلی آن ناشی می‌شود در شرایطی که اطلاعات به صورت تصادفی وارد بازار می‌شود و فرایند انتشار اطلاعات بدون توجه به خوب یا بد بودن آن به صورت سیستماتیک انجام می‌گیرد می‌توان گفت که اطلاعات منتشر شده دارای توزیع متقارن است.

به عبارت دیگر اگر مدیران همه اطلاعات را به سرعت افشا کنند این عمل سبب می‌شود که بازده سهام دارای توزیع متقارن باشد بدین معنی که متوسط حجم بازده مثبت در مورد اخبار خوب بایستی با متوسط حجم بازده منفی در رابطه با اخبار بد برابر باشد (کوتاری و همکاران، ۲۰۰۹).

اما مدیران همواره انگیزه دارند تا اطلاعات و اخبار منفی را از سرمایه‌گذاران پنهان کرده و آنها را در داخل شرکت انباشت کنند. برای مثال ممکن است از طریق منظور نمودن هزینه‌های یک دوره به عنوان دارایی، باعث کاهش هزینه‌ها و گزارش سود بیش‌تر در صورت‌های مالی شوند نتیجه این عملیات منجر به این می‌شود که تصویر واحد تجاری بهتر از وضعیت واقعی به نظر رسیده و انگیزه افراد برون سازمانی برای سرمایه‌گذاری در واحد تجاری افزایش یابد (بال، ۲۰۰۹).

در تحقیق فعلی به بررسی اثر تغییرات قیمت سهام بر روی محافظه‌کاری می‌پردازد که پژوهشی مشابهی به صورت داخلی انجام نشده است و پژوهش خارجی آن برگرفته از پژوهش آیا محافظه‌کاری باعث بهبود اطلاعات محیطی شرکت‌های بزرگ می‌شود توسط ژانگ و همکاران^{۱۰} (۲۰۱۴)، می‌باشد که متغیر مستقل آن متفاوت می‌باشد (بجای استفاده از متغیر اطلاعات محیطی از متغیر تغییرات قیمت سهام استفاده شده است) و همچنین به جای متغیر مستقل قراردادهای دولتی از متغیر شرکت‌های دولتی تولیدی که در ادامه توضیح داده می‌شود مورد استفاده قرار می‌گیرد.

پیشینه تحقیق

تحقیقات داخلی: در خصوص بررسی تغییرات قیمت سهام و محافظه‌کاری به صورت داخلی پژوهشی صورت نگرفته است و تنها پژوهش‌های داخلی مرتبط با این موضوع به بررسی محافظه‌کاری و سقوط قیمت سهام پرداخته‌اند که به صورت ذیل می‌باشد:

مشکی و اشرفی (۱۳۹۳)، به بررسی واکنش قیمت سهام به اخبار خوب و بد در شرایط رونق و رکود تجاری با فرض وجود عدم اطمینان در بازار سرمایه پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان داد که در دوره رونق تجاری، عدم اطمینان بالا یا پایین در میزان واکنش قیمت سهام به اخبار بد مؤثر بوده و در کل فاقد هر گونه محتوای اطلاعاتی است. همچنین نتایج حاکی از این است که در دوره رکود تجاری، واکنش سرمایه‌گذاران به اخبار خوب در شرایط وجود عدم اطمینان بالا، ضعیف‌تر و در شرایط عدم اطمینان پایین، شدیدتر است.

1. Kothari et al, 2009
2. Ball, 2009
3. Khan & Watts, 2009
4. Lafond & Watts, 2008
5. Busu, 1997
6. Ball et al, 2000
7. Francis & Martin, 2010
8. Armstrong et al, 2010
9. Chen et al, 2001

10. Zhang et al, 2014

محیطی شرکت‌ها می‌شود؟" می‌پردازد که نتایج پژوهش حاکی از آن است که محافظه‌کاری با بهبود اطلاعات محیطی در ۴۳ کشور نمونه ارتباط مثبتی دارد.

راج‌گوپال و وناکاتچالام^{۱۳} (۲۰۱۱)، در مطالعه‌ای با عنوان "کیفیت گزارشگری مالی و نوسان پذیری تصادفی بازده سهام" به بررسی رابطه کیفیت گزارشگری مالی و نوسانات بازده سهام پرداخته‌اند. آن‌ها با استفاده از معیار کیفیت سود دیچاو و دایچوو توان دوم اقلام تعهدی غیر عملیاتی به عنوان معیار کیفیت گزارشگری مالی، به این نتیجه رسیدند که در دوره زمانی ۱۹۶۲ تا ۲۰۰۱ با کاهش کیفیت گزارشگری مالی، نوسان‌پذیری تصادفی بازده سهام افزایش یافته است.

سوباسی^{۱۴} (۲۰۱۱)، به بررسی واکنش قیمت سهام به اخبار خوب و اخبار بد و انگیزه‌های مدیر به حفظ اخبار پرداخت. وی به این نتیجه رسید که تأثیر اخبار بد روی قیمت سهام بیشتر از اخبار خوب است. همچنین مدیران برای جلوگیری از کاهش شدید قیمت سهام در روز اطلاعیه سودو زیان، اخبار بد را زودتر افشا می‌کنند.

کیم و ژانگ^{۱۵} (۲۰۱۰)، در پژوهشی به عنوان "آیا محافظه‌کاری حسابداری ریسک، سقوط قیمت سهام را کاهش می‌دهد؟" به بررسی رابطه محافظه‌کاری حسابداری و ریسک سقوط قیمت سهام پرداختند. نتایج بررسی‌های آن‌ها نشان داد که محافظه‌کاری انگیزه مدیران را برای بیش‌نمایی عملکرد و عدم افشای اخبار بد محدود کرده و از این‌رو، ریسک سقوط قیمت سهام را کاهش می‌دهد. همچنین آن‌ها با استفاده از هزینه‌های تحقیق و توسعه، وضعیت بازار محصولات شرکت و ترکیب سهام‌داران شرکت به عنوان متغیرهای مؤثر بر عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران اثبات کردند که در شرایط وجود عدم تقارن اطلاعاتی، توانایی محافظه‌کاری برای کاهش ریسک سقوط آتی قیمت سهام بیشتر است.

کوزنیدیس و همکاران^{۱۵} (۲۰۰۹)، تأثیر محافظه‌کاری در گزارشگری مالی را بر روی مربوط بودن اطلاعات حسابداری به ارزش سهام در کشور یونان مورد بررسی قرار دادند و نتیجه گرفتند که نمی‌توان یک رابطه خطی میان دو متغیر برقرار نمود یعنی با افزایش سطح محافظه‌کاری میزان مرتبط بودن اطلاعات حسابداری به ارزش سهام ابتدا افزایش می‌یابد و سپس دچار کاهش می‌شود و بر همین اساس بود که آن‌ها نتوانستند ارتباط معناداری را میان این دو متغیر مستند نمایند

فولاد و همکاران (۱۳۹۱)، به نقش محافظه‌کاری در کاهش خطر سقوط قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران در دوره زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۹ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که محافظه‌کاری می‌تواند سبب کاهش احتمال سقوط قیمت سهم در آینده شود اما رابطه قوی‌تر بین محافظه‌کاری و سقوط قیمت سهم برای شرکت‌هایی با عدم تقارن اطلاعاتی بالادست نیامده است.

مرادی و همکاران (۱۳۹۰)، نمونه‌ای شامل نود شرکت از شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران را طی یک دوره هشت سال ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۷ را بررسی کرده که نتایج آن حاکی از وجود رابطه منفی و معنادار بین محافظه‌کاری و سقوط قیمت سهام است. آن‌ها در پژوهش خود برای اندازه‌گیری سقوط قیمت سهام از معیار سقوط قیمت سهم (crash) در مطالعه کیم و لیان دانگ^{۱۱} (۲۰۱۰) استفاده کرده‌اند که اندازه‌گیری آن مبتنی بر بازده فصلی شرکت‌ها بوده است. تنها متغیرهای کنترلی این پژوهش عبارتند از اندازه شرکت (Size) و نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام (M/B).

همچنین برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری از معیارهای باسو (۱۹۹۷) و معیار گیولی و هاین^{۱۲} (۲۰۰۰) استفاده شده است. آن‌ها همچنین به این نتیجه رسیده‌اند که رابطه محافظه‌کاری با سقوط قیمت سهام در شرکت‌های دارای سطح عدم تقارن اطلاعاتی بالا، از نظر آماری معنادار نیست و عدم تقارن اطلاعاتی نتوانسته است تأثیر محافظه‌کاری در کاهش ریسک سقوط سهام را افزایش دهد.

مشکی و فتاحی (۱۳۹۰)، به شیوه‌ای تقریباً مشابه به بررسی نقش محافظه‌کاری در کاهش احتمال سقوط قیمت سهم پرداخته است. این پژوهش تنها شامل بررسی فرضیه اصلی اثر محافظه‌کاری بر کاهش ریسک سقوط قیمت سهام است و در آن تنها از متغیر کنترلی اندازه شرکت (Size) استفاده شده است. نتیجه پژوهش حاکی از وجود رابطه‌ای منفی معنادار میان محافظه‌کاری و ریسک سقوط قیمت سهام شرکت در آینده است. به عبارت دیگر در طول دوره تحقیق شرکت‌های که رویه‌های محاذله کارانه‌تری را در گزارشگری مالی خود اعمال نموده‌اند کمتر با ریسک کاهش قیمت سهام مواجه شده‌اند.

تحقیقات خارجی: ژانگ و همکاران (۲۰۱۴)، به بررسی اینکه "آیا محافظه‌کاری حسابداری موجب بهبود اطلاعات

13. Rajgopal & Venkatachalam, 2011

14. Subasi, 2011

15. Kousenidis et al, 2009

11. Kim & Liandong, 2010

12. Givoly & Hayn, 2000

متغیرهای پژوهش

محافظة کاری (متغیروابسته): اخبار خوب (بد) اخباری تعریف می‌شوند که قیمت سهام را بالاتر (پایین‌تر) از قیمت جاری سهام شرکت نشان می‌دهند. فرض می‌شود مدیران اخبار خوب را زودتر و اخبار بد را با تأخیر به سرمایه‌گذاران اعلام می‌کنند، هنگامی که یک شوک منفی به قیمت سهام وارد شود، بعضی از اخبار حفظ شده قبلی، که قبلاً بر ارزشی پایین‌تر از قیمت جاری دلالت می‌کردند، اکنون با توجه به قیمت جدید سهام، اخبار خوب محسوب شده و در نتیجه افشا می‌شوند، اما هنگام یک شوک مثبت (افزایش قیمت)، احتمالاً مدیر اخبار حفظ شده را افشا نمی‌کند، زیرا در صورت افشا قیمت سهام کاهش می‌یابد (اسلتن^{۱۷}، ۲۰۱۲).

براساس مطالعه لافاند و واتس (۲۰۰۸)، محافظه کاری به عنوان یک مکانیزم راهبردی، انگیزه‌ها و توانایی مدیریت را جهت تسریع در افشای اخبار خوب و تأخیر در افشای اخبار بد محدود می‌کند. به نظر آن‌ها محافظه کاری به واسطه الزام به قابلیت تأییدپذیری نامتقارن برای شناسایی سودها و زیان‌ها منجر به تسریع در شناسایی اخبار بد به عنوان نسبت به اخبار خوب به عنوان سود می‌شود. این موضوع انگیزه‌های مدیران را برای عدم افشای اخبار بد و تسریع در افشای اخبار خوب محدود می‌کند در نتیجه اخبار بد نسبت به اخبار خوب غیرقابل تأیید به گونه‌ای به هنگام تر وارد بازار می‌شود. برخی تحقیقات نشان می‌دهد که کم رنگ شدن نقش محافظه کاری در حسابداری عملاً عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران را افزایش می‌دهد.

متداول‌ترین تعریف از محافظه کاری را باسو (۱۹۹۷) ارائه کرده است که در آن استفاده از درجات بالاتر قابلیت اتکا برای شناسایی و ثبت سودها و اخبار خوشایند (افزایش ارزش‌ها) و استفاده از درجات پایین‌تر قابلیت اتکا برای شناسایی و ثبت زیان‌ها و اخبار ناخوشایند (کاهش ارزش‌ها) را محافظه کاری نامیده است.

رابطه (۱):

$$NI_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 R_{it} + \beta_3 D_{it} * R_{it} + \epsilon_{it}$$

NI = درآمد خالص هر سهم قبل از اقلام غیرمترقبه،

R = نرخ بازده سالیانه،

D = شاخصی است که در صورتی که نرخ بازده منفی

باشد ۱ و در غیر این صورت صفر،

t = نمایشگر زمان و ۱ نمایشگر شرکت می‌باشد،

β_2 = از روی رگرسیون شناسایی به موقع سود را تخمین

و فقط تأکید کردند که به کارگیری سطح مناسب و معقولی از محافظه کاری می‌تواند مفید واقع شود.

هاتن و همکاران^{۱۶} (۲۰۰۹)، در پژوهشی با عنوان "گزارشگری مالی غیر شفاف، R^2 و ریسک سقوط قیمت سهام" رابطه بین عدم شفافیت گزارشگری مالی و ریسک سقوط قیمت سهام را بررسی کردند. آن‌ها با استفاده از مدیریت سود به عنوان معیار عدم شفافیت اطلاعات مالی، به این نتیجه رسیدند که عدم شفافیت اطلاعات مالی با افشای اطلاعات کمتر در ارتباط است. به علاوه شرکت‌هایی که دارای صورت‌های مالی غیر شفاف هستند، بیش‌تر در معرض ریسک سقوط قیمت سهام قرار می‌گیرند.

فرضیه‌های پژوهش

- بین تغییرات قیمت سهام و محافظه کاری، در شرکت‌های تولیدی دولتی رابطه معنادار مثبتی وجود دارد.
- بین تغییرات قیمت سهام و شناسایی به موقع ضررها، در شرکت‌های تولیدی دولتی رابطه معنادار مثبتی وجود دارد.
- بین تغییرات قیمت سهام و شناسایی به موقع سودها، در شرکت‌های تولیدی دولتی رابطه معنادار منفی وجود دارد.

روش شناسایی پژوهش

این پژوهش از لحاظ هدف کاربردی و از نوع پژوهش‌های توصیفی-تحلیلی بوده است. هدف اصلی این پژوهش تعیین وجود، میزان و نوع رابطه بین متغیرهای مورد آزمون است که برای انجام آن از رگرسیون چند متغیره استفاده شده است. اطلاعات اساسی این پژوهش، اطلاعات صورت‌های مالی شرکت‌ها، اطلاعات بازار سهام است. داده‌های مورد نظر از طریق بانک‌های اطلاعاتی، نرم‌افزار ره‌آورد نوین و پایگاه‌های اینترنتی بورس جمع‌آوری شده است.

برای نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها با استفاده از مدل‌های رگرسیونی مورد بحث قرار می‌گیرد در این بخش ابتدای برای هر یک از فرضیه‌ها به طور جداگانه از آزمون چاو استفاده می‌گردد تا مشخص شود که داده‌ها باید به صورت ترکیبی مورد آزمون قرار گیرند یا به صورت تلفیقی. اگر نتایج آزمون چاو بیانگر استفاده داده‌ها به صورت تلفیقی باشد در گام بعد آزمون هاسمن برای تعیین مدل مورد استفاده قرار می‌گیرد تا مشخص شود باید از مدل با اثرات ثابت استفاده کرد یا از مدل با اثرات متغیر استفاده نمود.

اطلاعات عمومی موجود در قیمت سهام را انتشار می‌دهند. یعنی بازارسازها در هنگام دریافت اطلاعات، قیمت را به سطحی مناسب هدایت می‌کنند و در نتیجه خرید و فروش غیر عادی هم انجام نمی‌گیرد (رضا زاده و آزاد، ۱۳۸۷). لذا با توجه به توضیحات ارائه شده تغییرات قیمت در رابطه (۲) به صورت زیر می‌باشد:

$$FRV=(P_t-P_{t-1})/P$$

که P قیمت سهام شرکت‌ها می‌باشد که تغییرات آن در ابتدا و انتهای هر سال نسبت به قیمت در ابتدای سال سنجیده می‌شود. براساس مدل باسو (۱۹۹۷) و رابطه (۱) و (۲) متغیرهای کنترلی داریم:

$$NI_{j,t} = \beta_1 + \beta_2 D_{j,t} + \beta_3 R_{j,t} + \beta_4 D_{j,t} * R_{j,t} + \beta_5 FRV_{j,t+1} + \beta_6 D_{j,t} * FRV_{j,t+1} + \beta_7 R_{j,t} * FRV_{j,t+1} + \beta_8 D_{j,t} * R_{j,t} * FRV_{j,t+1} + \beta_9 SIZE_{j,t} + \beta_{10} D_{j,t} * SIZE_{j,t} + \beta_{11} R_{j,t} * SIZE_{j,t} + \beta_{12} D_{j,t} * R_{j,t} * SIZE_{j,t} + \beta_{13} LEV_{j,t} + \beta_{14} D_{j,t} * LEV_{j,t} + \beta_{15} R_{j,t} * LEV_{j,t} + \beta_{16} D_{j,t} * R_{j,t} * LEV_{j,t} + \beta_{17} MB_{j,t} + \beta_{18} D_{j,t} * MB_{j,t} + \beta_{19} R_{j,t} * MB_{j,t} + \beta_{20} D_{j,t} * R_{j,t} * MB_{j,t}$$

جامعه و نمونه آماری

برای جامعه آماری این پژوهش تمامی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و دوره مطالعه در این پژوهش از سال ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۱ می‌باشد به مدت ۶ سال است شرکت‌های موجود در جامعه آماری پس از اعمال معیارهای زیر به عنوان نمونه مورد بررسی انتخاب شده‌اند:

- ۱- پایان سال مالی آنها اسفند باشد.
- ۲- این تحقیق در برگیرنده شرکت‌های تولیدی می‌باشد لذا بانک‌ها، موسسات مالی و اعتباری، بیمه و شرکت‌های واسطه‌گری شامل این تحقیق نمی‌باشد.
- شرکت‌های دولتی شرکت‌هایی هستند که بیش از ۵۰ درصد سهام مربوط به شرکت‌های دولتی باشد.
- که پس از اعمال این معیارها نمونه‌ای متشکل از ۵۸ شرکت بدست آمد که نمونه نهایی متشکل از ۳۴۸ مشاهده (سال-شرکت) برای آزمون فرضیه ۱ تا ۳ می‌باشد.

روش آزمون و مدل استفاده شده در پژوهش

آزمون فرضیه اول: آزمون با استفاده از نرم‌افزار Eviews7 صورت می‌گیرد که ارتباط بین تغییرات قیمت سهام و محافظه کاری از طریق رگرسیون چند متغیره و تحلیل ضرایب سنجیده می‌شود. لذا با توجه به رابطه (۳) در صورتیکه ضریب $D * R$ مثبت باشد نشان می‌دهد که حسابداری

می‌زند،

$\beta_2 =$ از روی رگرسیون درجه محافظه کاری (تفاوت در به موقع بودن اخبار بد در مقابل اخبار خوب) را تخمین می‌زند، $\beta_2 + \beta_3 =$ از روی رگرسیون شناسایی به موقع ضرر را تخمین می‌زند.

متغیرهای کنترلی: خان و واتز (۲۰۰۹) استدلال کرده‌اند

سه متغیر اندازه (SIZE)، نسبت ارزش بازار به دفتر (M/B) و اهرم مالی (LEV) می‌توانند معرف‌های خوبی برای لحاظ کردن بدهی و پاداش، دعاوی حقوقی، مالیات و مقررات در اندازه‌گیری محافظه کاری باشند. لذا در مدل باسو (۱۹۹۷) برای ارزیابی مؤثر از سه متغیر ذیل استفاده می‌کنیم:

SIZE لگاریتم ارزش دارایی،

LEV نسبت بدهی به دارایی،

M/B ارزش بازار به دفتری.

تغییرات قیمت سهام (متغیر مستقل): امروزه اطلاعات

یک وسیله و ابزار راهبردی مهم در تصمیم‌گیری شمرده می‌شود و بی شک کیفیت تصمیمات نیز بستگی به صحت، دقت و به هنگام بودن اطلاعاتی دارد که در زمان تصمیم‌گیری در اختیار افراد قرار می‌گیرد. در بازارهای مالی، این اطلاعات می‌تواند به صورت نشانه‌ها، علائم، اخبار و پیش‌بینی‌های مختلف از داخل یا خارج شرکت انعکاس یافته و در دسترس سهامداران قرار گیرد. چنین اطلاعاتی می‌تواند موجب ایجاد واکنش‌ها و در نتیجه تغییراتی در قیمت‌های سهام شود در نتیجه واکنش بازار سهام به اخبار و اطلاعات متفاوت است. در فرضیه بازارهای کارا بیان می‌شود که سرمایه‌گذاران اکثراً آگاه و منطقی بوده و نسبت به اخبار و اطلاعات جدید و واکنش صحیح و منطقی نشان می‌دهند. بدین ترتیب قیمت‌های سهام نسبت به اطلاعات جدید، واکنشی سریع، کامل و بدون تورش داشته و در هر لحظه از زمان، نشان دهنده ارزش ذاتی و واقعی آن است (مهرانی و نونهال، ۱۳۸۷).

با وجود این لافوند و واتز (۲۰۰۸)، بر این باورند که عرضه و تقاضای غیر عادی، در نتیجه وجود اطلاعات محرمانه به وجود می‌آید. هنگام وجود اخبار محرمانه بد، عرضه سهام افزایش یافته و قیمت پیشنهادی فروش نیز کاهش می‌یابد. برعکس، هنگام وجود اخبار محرمانه خوب، تقاضا بالا رفته و به دنبال آن قیمت پیشنهادی خرید نیز افزایش می‌یابد.

چنانچه اطلاعات محرمانه وجود نداشته باشد، بازارسازها

جدول (۱). لیست شرکت های جامعه آماری

نام شرکت	نام شرکت	نام شرکت	نام شرکت
البرز دارو	پتروشیمی خارک	دارو دامبران رازک	صنایع پتروشیمی دهدشت
الکترونیک خودرو شرق	پتروشیمی خراسان	دارو رازک	صنایع پتروشیمی کرمانشاه
الیاف مصنوعی	پتروشیمی داراب	دارو سبحان	صنایع پتروشیمی گلستان
ایران دارو	پتروشیمی زنجان	دارو فارابی	صنایع شیمیایی ایران
پالایش نفت اصفهان	پتروشیمی شیراز	داروسازی کوثر	فولاد مبارکه اصفهان
پالایش نفت بندر عباس	پتروشیمی فارابی	دوده صنعتی پارس	لوله سازی اهواز
پالایش نفت تبریز	پتروشیمی فسا	ذوب آهن اصفهان	مس باهنر
پالایش نفت تهران	پتروشیمی کازرون	ریخته گری تراکتور	معادن روی ایران
پالایش نفت شیراز	پتروشیمی گچساران	رینگ سازی مشهد	معادن منگنز ایران
پالایش نفت کرمانشاه	پتروشیمی ممسنی	سایپا	معدنی املاح ایران
پالایش نفت لاوان	پست بانک ایران	سایپا دیزل	نورد و لوله اهواز
پتروشیمی آبادان	تولید دارو	سبحان دارو	نفت ایرانول
پتروشیمی اصفهان	دارو ابوریحان	سر پتروشیمی	نفت بهران
پتروشیمی ایلام	دارو اکسیر	سینادارو	
پتروشیمی جهرم	دارو امین	صنایع پتروشیمی خلیج فارس	

جدول (۲). آمار توصیفی متغیرها

متغیر	میانگین	میانه	ماکزیمم	مینیمم	انحراف معیار
FRV	۰/۰۶۷۶۴۴	۰/۰۰۰۰۰۰	۴/۵۷۰۰۰۰	-۰/۸۰۵۰۰۰	۰/۴۸۷۶۵۷
LEV	۰/۴۵۸۹۹۴	۰/۵۲۰۰۰۰	۳/۶۴۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۴۰۴۹۰۳
M/B	۴/۷۰۶۵۵۲	۱/۰۰۰۰۰۰	۱۰۵/۵۳۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۹/۲۵۷۲۳۱
NI	۴/۸۳۶۴۶۶	۷/۴۴۰۰۰۰	۱۴/۴۱۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۴/۲۷۹۴۱۸
SIZE	۱۰/۹۲۸۹۱۰	۱۳/۳۶۰۰۰۰	۱۹/۰۶۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۶/۲۹۶۸۳۸
R	۱۶/۷۵۱۴۴	۰/۰۰۰۰۰۰	۳۸۹/۶۷۰۰۰۰	-۷۱/۸۱۰۰۰۰	۴۶/۲۳۶۵۲۰

جدول (۳). جدول آزمون نتایج چاو برای رابطه (۱)

Effects Test	آماره	درجه آزادی	ضریب معناداری
Cross-Section/Period F	۱۳/۷۳۰۳۹۲	(۶۲/۲۸۲)	۰/۰۰۰۰
Cross-Section/Period Chi-square	۴۸۴/۰۵۶۹۰۲	۶۲	۰/۰۰۰۰

محافظة کارانه در این ۵۸ شرکت وجود دارد و در صورتیکه منفی باشد حسابداری محافظه کارانه در تمامی شرکتها وجود ندارد. بنابراین با استفاده از احتمال و بررسی مقایسه با سطح معنی داری $\alpha=0/05$ و آزمون t -استیودنت می توان بررسی های آماری لازم را انجام داد (مد نظر باشد برای متغیر NI به صورت لگاریتمی در نظر گرفته شده است).

آزمون فرضیه دوم: برای بررسی ارتباط بین شناسایی به موقع ضرر و تغییرات قیمت سهام با استفاده از مجموع ضرایب α_7 و α_8 یعنی ضرایب $R_{it} * FRV_{it+1}$ و $R_{it} * FRV_{it+1} * D_{it}$ می توان این ارتباط را بررسی نمود.

آزمون فرضیه سوم: برای بررسی ارتباط بین شناسایی به موقع سود و تغییرات قیمت سهام با استفاده از ضریب α_9

محافظة کارانه در این ۵۸ شرکت وجود دارد و در صورتیکه منفی باشد حسابداری محافظه کارانه در تمامی شرکتها وجود ندارد. بنابراین با استفاده از احتمال و بررسی مقایسه با سطح معنی داری $\alpha=0/05$ و آزمون t -استیودنت می توان بررسی های آماری لازم را انجام داد (مد نظر باشد برای متغیر NI به صورت لگاریتمی در نظر گرفته شده است).

مشاهده است.

معناداری آزمون هاسمن در مدل دارای اثرات متغیر بدین معناست که فرضیه صفر آزمون مبنی بر همبستگی بین جزء اخلاص و متغیر مستقل، رد شده و بنابراین باید از مدل دارای اثرات ثابت استفاده شود (با مقایسه با سطح معناداری ۰/۰۵). ضریب مثبت (۰/۰۵۰۴) و معنادار (۰/۰۰۶۹) متغیر R^*D نشان می‌دهد که محافظه‌کاری در تمامی ۵۸ شرکت تولیدی دولتی مورد نظر وجود دارد.

همانطور که در جدول (۶) مشخص است نتایج آزمون چاو برای رابطه (۳) با مقایسه با سطح معناداری، معنادار شده است. به بیان دیگر داده‌ها را باید به‌صورت تلفیقی مورد آزمون قرار داد. حال برای مشخص شدن مدل دارای اثرات ثابت یا مدل دارای اثرات متغیر، از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۷) قابل مشاهده است.

در جدول (۶) معناداری آزمون هاسمن در مقایسه با سطح معناداری در مدل دارای اثرات متغیر بدین معناست که فرضیه صفر آزمون مبنی بر همبستگی بین جزء اخلاص و متغیر مستقل، رد شده و بنابراین باید از مدل دارای اثرات ثابت استفاده شود.

یعنی $R_{it} * FRV_{it+1}$ و احتمال آن می‌توان این ارتباط را بررسی نمود.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی: مهم‌ترین شاخص مرکزی برای هر مجموعه از داده‌ها میانگین و مهم‌ترین شاخص پراکندگی داده‌ها از مرکز انحراف معیار داده‌ها است همان گونه که مشاهده می‌شود در جدول (۲) بیشترین انحراف معیار مربوطه به نرخ بازده و پس از آن مربوط به ارزش دفتری به بازار می‌باشد و بیشترین میانگین در بین متغیرهای پژوهش پس از نرخ بازده مربوط به سائز هر شرکت یعنی لگاریتم ارزش دارایی می‌باشد.

نتایج آزمون فرضیه‌ها

همانطور که در جدول (۳) مشخص است نتایج آزمون چاو برای رابطه (۱) با مقایسه با سطح معناداری ۰/۰۵ معنادار شده است. به بیان دیگر داده‌ها را باید به‌صورت تلفیقی مورد آزمون قرار داد. حال برای مشخص شدن مدل دارای اثرات ثابت یا مدل دارای اثرات متغیر، از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۴) قابل

جدول (۴). جدول آزمون نتایج آزمون هاسمن برای رابطه (۱)

ضریب معناداری	درجه آزادی	آماره کای دو	Test Summary
۰/۰۰۰	۳	۵۰/۸۴۱۷۵۲	Cross-section random

جدول (۵). نتایج حاصل از آزمون مدل دارای اثرات ثابت برای رابطه (۱)

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره	ضریب معناداری
c	۴/۲۷۲۰۸۳	۰/۱۴۸۹۱۲	۲۸/۶۸۸۶۷	۰/۰۰۰۰
R	۰/۰۲۲۲۳۰	۰/۰۰۳۰۶۵	۷/۲۵۲۴۷۸	۰/۰۰۰۰
D	۰/۰۹۶۸۵۶	۰/۴۹۸۳۳۹	۰/۱۹۴۳۵۹	۰/۸۴۶۰
R*D	۰/۰۵۰۴۳۸	۰/۰۱۸۵۴۵	-۲/۷۱۹۷۱۲	۰/۰۰۶۹
آماره فیشر	سطح معناداری			
ضریب تعیین	۰/۸۲۸۵۶۱	۲۰/۹۶۷۶۵	آماره دوربین واتسون	۱/۵۱۴۱۰۷

جدول (۶). جدول آزمون نتایج چاو برای رابطه (۳)

Effects Test	آماره	درجه آزادی	ضریب معناداری
Cross-Section/Period F	۸/۶۳۶۷۸۸	(۶۱/۲۰۹)	۰/۰۰۰۰
Cross-Section/Period Chi-square	۳۶۵/۰۱۸۳۵۵	۶۱	۰/۰۰۰۰

جدول (۷). جدول آزمون نتایج آزمون هاسمن برای رابطه (۳)

ضریب معناداری	درجه آزادی	آماره کای دو	Test Summary
./.....	۱۹	۱۸۷/۲۰۳۰۶۲	Cross-section random

جدول (۸). نتایج حاصل از آزمون مدل دارای اثرات ثابت برای رابطه (۳)

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره	ضریب معناداری
c	۲/۸۱۱۲۸۱	۰/۴۰۸۰۷۹	۶/۸۸۹۰۶۳	./.....
D	۱۳/۸۳۱۴۰	۵/۴۶۰۲۶۲	۲/۵۳۳۱۰۲	./۰۱۰۲
R	۰/۰۵۴۱۲۶	۰/۰۳۸۱۴۰	۱/۴۱۹۱۵۰	./۱۵۷۳
D*R	۰/۲۱۱۵۵۱	۰/۲۰۶۴۳۴	۱/۰۲۴۷۸۹	./۳۰۶۶
FRV	۱/۰۹۳۳۰۸	۰/۵۳۷۶۶۱	۲/۰۳۳۴۵۲	./۰۴۳۳
D*FRV	-۲/۳۹۵۷۴۸	۱/۵۴۷۹۹۳	-۱/۵۴۷۶۴۸	./۱۲۳۲
R*FRV	-۰/۰۰۲۲۸۶	۰/۰۰۳۸۴۶	-۰/۵۹۴۳۷۴	./۵۵۲۹
D*R*FRV	-۰/۰۰۱۸۶۶	۰/۰۳۷۶۵۷	-۰/۰۴۵۴۴	./۹۶۰۵
SIZE	۰/۰۰۰۵۵۹	۰/۰۰۳۶۵۹	۰/۱۵۲۷۷۰	./۸۷۸۷
D*SIZE	-۱/۱۰۶۵۴۵	۰/۳۵۴۸۲۶	-۳/۱۱۸۵۵۲	./۰۰۲۱
R*SIZE	-۰/۰۰۲۴۹۲	۰/۰۰۲۲۸۴	-۱/۰۹۰۷۸۸	./۲۷۶۶
D*R*SIZE	-۰/۰۱۸۲۹۶	۰/۰۱۴۲۳۹	-۱/۲۸۴۹۱۸	./۲۰۰۲
LEV	۱/۸۷۰۳۵۹	۰/۶۳۱۰۷۰	۲/۹۶۳۷۹۱	./۰۰۳۴
D*LEV	۴/۵۲۴۳۶۸	۲/۱۳۲۷۶۸	۲/۱۲۱۳۶۰	./۰۳۵۱
R*LEV	۰/۰۰۹۳۹۲	۰/۰۱۶۳۳۳	-۰/۵۷۵۰۲۹	./۵۶۵۹
D*R*LEV	۰/۰۴۴۴۶۷	۰/۰۳۶۶۴۸	۱/۲۱۳۳۵۷	./۲۲۶۴
MB	۰/۱۱۷۵۷۶	۰/۰۲۱۵۴۳	۵/۴۵۷۷۲۹	./.....
D*MB	-۰/۱۴۳۹۷۶	۰/۰۵۴۷۳۹	-۲/۶۳۰۲۵۶	./۰۰۹۲
R*MB	-۰/۰۰۱۴۵۵	۰/۰۰۰۴۹۸	-۲/۹۲۰۹۵۱	./۰۰۳۹
D*R*MB	۰/۰۰۰۵۵۹	۰/۰۰۳۶۵۹	۰/۱۵۲۷۷۰	./۸۷۸۷
آماره فیشر		۲۹/۷۹۷۴۶	سطح معناداری	./.....
ضریب تعیین		۰/۹۲۳۱۳۴	آماره دوربین واتسن	۱/۶۸۷۸۷۳

در نهایت برای تحلیل نهایی از جدول (۸) استفاده می‌کنیم. لذا قبل از آزمون فرضیه پژوهش بر اساس نتایج به دست آمده، باید از صحت نتایج اطمینان حاصل نمود. بدین منظور برای بررسی معناداری کل مدل از آزمون فیشر استفاده گردید. با توجه به سطح معناداری احتمال آماره فیشر محاسبه شده (۰/۰۰۰۰)، می‌توان ادعا نمود که مدل رگرسیونی برازش شده معنادار است. با توجه به ضریب تعیین مدل برازش شده می‌توان ادعا نمود، حدود ۹۲ درصد از تغییرات در متغیر وابسته مدل توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود که دارای درجه اعتبار بالایی است. مقدار ضریب

معناداری برای متغیر $D*R*FRV$ برابر با ۰/۹۶۰۵ و بزرگتر از ۰/۰۵ می‌باشد بنابراین فرض مورد نظر رد می‌شود لذا نتیجه می‌گیریم که بین تغییرات قیمت سهام و محافظه‌کاری رابطه معناداری وجود ندارد هرچند این ارتباط منفی می‌باشد (۰/۰۰۱۸۶۶-) و با استفاده از مجموع ضریب $D*R*FRV$ که برابر با ۰/۰۰۱- و همچنین ضریب متغیر $R*FRV$ که ۰/۰۰۲- می‌باشد و ضرایب معناداری این متغیرها ۰/۰۵، ۰/۹۶۰۵ و $P=۰/۵۵۲۹$ ، نتیجه می‌گیریم مقدار ضریب معناداری برای این متغیر بیشتر از ۰/۰۵ است. بنابراین بین تغییرات قیمت سهام و شناسایی

تأثیرگذار در تسهیل اطلاعاتی آن شرکت از سرمایه‌گذاران داخلی به بیرونی می‌باشد و به بهبود محیط اطلاعاتی شرکت‌های بزرگ کمک می‌کند لذا این یافته‌ها نشان می‌دهد که مسلماً محافظه‌کاری تنها اساس مالکیت حسابداری مطرح نیست اما می‌تواند به کاهش عدم تقارن اطلاعاتی کمک کند (لافوند و وات، ۲۰۰۸). این تحقیق کمک می‌کند که افراد سرمایه‌گذاران بیشتر به نقش حسابداری محافظه‌کارانه توجه کنند.

۲- دشواری‌های متغیرهای اندازه‌گیری محافظه‌کاری و انتخاب شرکت‌هایی که سهامدار عمده آنها دولت هستند با توجه به نبود بانک‌های جامع اطلاعاتی نیز یکی از محدودیت‌های پژوهش‌های داخلی در این زمینه می‌باشد.

منابع

- رضازاده، جواد؛ آزاد، عبدالله. (۱۳۸۷). "رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و محافظه‌کاری در گزارشگری مالی". *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۵ (۵۴)، ۶۳-۸۰.
- فولاد، فرزانه؛ یعقوب‌نژاد، احمد؛ تالانه، عبدالرضا. (۱۳۹۱). "محافظه‌کاری و کاهش خطر قیمت سقوط سهام". *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۹ (۳)، ۹۹-۱۱۸.
- مرادی، جواد؛ پوره‌اشم، ولی؛ قلمی، مرجان. (۱۳۹۰). "تأثیر محافظه‌کاری حسابداری بر کاهش ریسک سقوط قیمت سهام". *فصلنامه حسابداری مدیریت*، ۴ (۱۱)، ۹۳-۱۰۶.
- مشکی، مهدی؛ اشرفی، حسین. (۱۳۹۳). "تأثیر سطح عدم اطمینان بر واکنش قیمت سهام به اخبار خوب و اخبار بد در طول چرخه‌های تجاری". *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۱ (۱)، ۸۹-۱۰۸.
- مشکی، مهدی؛ فتاحی، رضا. (۱۳۹۰). "تأثیر محافظه‌کاری حسابداری بر ریسک کاهش قیمت سهام". *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۴ (۱۶)، ۱۱۹-۱۳۶.
- مهرانی، ساسان؛ نونهال، علی‌اکبر. (۱۳۸۷). "ارزیابی واکنش کمتر از حد مورد انتظار سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران". *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۵ (۵۴)، ۱۱۷-۱۳۶.

- Armstrong, C., Guay, W. R. & Weber, J. (2010). "The Role of Information

به‌موقع ضررها، رابطه معناداری وجود ندارد و در نهایت مقدار ضریب معناداری R^2*FRV برابر با ۰/۵۵۲۹ می‌باشد که بیشتر از ۰/۰۵ است لذا نتیجه می‌گیریم که بین تغییرات قیمت سهام و شناسایی به‌موقع سود نیز رابطه معناداری وجود ندارد.

نتیجه‌گیری

شواهد خارجی نشان می‌دهد که بین کیفیت محیط اطلاعاتی و محافظه‌کاری رابطه مثبت و معناداری وجود دارد اما در این تحقیق نشان می‌دهد که بین تغییرات قیمت سهام و محافظه‌کاری ارتباط منفی وجود دارد اما این ارتباط معنادار نیست. این نتیجه با پژوهش ژانگ و همکاران (۲۰۱۴)، سازگار نیست که این نتیجه ناشی از متفاوت بودن متغیر اطلاعات محیطی (متغیر مستقل)، ویژگی و محدودیت‌های بورس تهران و نمونه‌های تحت بررسی (شرکت‌های تولیدی دولتی) این امر اتفاق افتاده است. همچنین ارتباط منفی مابین تغییرات قیمت سهام و شناسایی به‌موقع ضررها و ارتباط منفی مابین تغییرات قیمت سهام و شناسایی به‌موقع سود وجود دارد اما این روابط معنادار نمی‌باشد. همچنین بحث تغییرات قیمت سهام و محافظه‌کاری هنوز از موضوعات جدید در پژوهش‌های داخلی می‌باشد که در ایران لازم است بصورت جدی کار شود تمرکز بر نمونه‌ها و دوره‌های بیشتر اولین قدم در پژوهش‌های بعدی می‌باشد.

پیشنهادات

- ۱- رابطه بین تغییرات قیمت سهام و محافظه‌کاری در حسابداری و در شرکت‌ها به‌صورت همزمان در صنایع مختلف دولتی بررسی شود و سپس با در نظر گرفتن اثر صنایع مربوط با یکدیگر و با نتایج کلی این پژوهش مقایسه شود.
- ۲- به جای شاخص تغییرات قیمت سهام می‌توان از شاخص تغییرات نرخ بازده سهام شرکت خاص به تغییرات کل بازدهها استفاده کرد و مجدداً این پژوهش صورت گیرد.
- ۳- می‌توان به‌صورت ویژه روی کاهش و افت قیمت سهام کار کرد.

محدودیت‌ها

- ۱- اگرچه تغییرات قیمت سهام به عنوان نماینده اطلاعات محیطی می‌باشد اما بدون جنجال نخواهد بود و ممکن است عوامل دیگری روی آن تأثیر داشته باشند. این مطالعه شواهدی از حسابداری محافظه‌کارانه به عنوان نقش

- and Financial Reporting in Corporate Governance and Debt Contracting”. *Journal of Accounting and Economics*, 50 (2-3), 179-234.
- Ball, R. (2009). “Market and Political/Regulatory Perspectives on Therrecent Accounting Scandals”. *Journal of Accounting Research*, 47 (2), 277-323.
 - Ball, R., Kothari, S. P. & Robin. A. (2000). “The Effect of International Factors on Properties of Accounting Earnings”. *Journal of Accounting and Economics*, 29(1), 1-51.
 - Busu, S. (1997). “The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earning”. *Journal of Accounting and Economics*, 24 (1), 3-37.
 - Chen, J., Hong, H. & Stein, J. (2001). “Forecasting Crashes, Trading Volume, Past Returns and Conditional Skewness in Stock Prices”. *Journal of Financial Economics*, 61, 345-381.
 - Francis, J. R., Martin, X. (2010). “Acquisition Profitability and Timely Loss Recognition”. *Journal of Accounting and Economics*, 49 (1-2), 161-178.
 - Givoly, D., Hayn, C. (2000). “The changing Time-series Properties of Earnings, Cash Flows and Accruals: has Financial Reporting become more Conservative?”. *Journal of Accounting and Economics*, 29 (3), 287– 320
 - Hutton, A. P., Marcus, A. J. & Tehranian, H. (2009). “Opaque financial reports, R², and crash risk”. *Journal of Financial Economics*, 94 (1), 67-86.
 - Khan, M., Watts, R. (2009). “Estimation and Empirical Properties of a Firm- year Measure of Accounting Conservatism”. *Journal of Accounting and Economics*, 48(2-3), 132-150.
 - Kim, J. B., Liandong, Zh. (2010). “Does Accounting Conservatism Reduce Stock Price Crash Risk?”. Retrieved from <http://www.Ssrn.Com>.
 - Kothari, S. P., Shu, S. & Wysocki, P. D. (2009). “Do Managers with Hold Bad News?”. *Journal of Accounting Research*, 47 (4), 241-276.
 - Kousenidis, D. V. , Ladas, A. C. & Negakis, C. I. (2009). “Value Relevance of Conservative and Non-Conservative Accounting Information: Evidence from Greece”. *The international of journal accounting*, 44 (3), 219-238.
 - Lafond, R., Watts, R. L. (2008). “ The Information Role of Conservatism”. *The Accounting Review*, 83 (2), 447-78.
 - Rajgopal, S., Venkatachalam, M. (2011). “Financial Reporting Quality and Idiosyncratic Return Volatility”. *Journal of Accounting and Economics*, 51 (1-2), 1-20.
 - Sletten, E. (2012). “The Effect of Stock Price on Discretionary Disclosure”. *Journal of Review of Accounting Studies*, 17 (1), 96-133.
 - Subasi, M. (July, 2011). “Asymmetric Stock Price Reaction to Good vs Bad News Disclosure: Manager’s Incentives to with Hold Bad News”. *FMA Annual Meeting, University of Missouri at Columbia*.
 - Zhang, F., Hu, J. & Li, A. Y. (2014). “Does Accounting Conservatism Improve the Corporate Information Environment?”. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 23 (1), 32-43.