

رابطه بین بازده غیر عادی و حسابداری محافظه کارانه در بورس اوراق بهادار تهران

■ دکتر قاسم بولو*

■ دکتر محمد مرفوع**

■ علیرضا ابوالحسنی طرقی***

چکیده

با توجه تئوری نمایندگی، امید کسب خبرهای خوب آتی موجب انگیزش مدیران برای به تأخیر انداختن خبرهای بد اقتصادی جهت کسب بازده اضافی می گردد. حال آن که رویکرد محافظه کارانه در حسابداری به عنوان سازوکار کنترلی مؤثر در شناسایی خبرهای بد نسبت به خبرهای خوب اقتصادی، مدیران را از خوش بینی بیش از حد باز داشته و چارچوبی برای شناسایی رویدادهای اقتصادی فراهم می آورد. لذا در این پژوهش چالش مذکور از طریق بررسی رابطه بین بازده غیر عادی و محافظه کاری با استفاده از اطلاعات ۹۳ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار در دوره ۸ ساله ۱۳۹۰-۱۳۸۳ مورد ارزیابی قرار گرفته است.

در مطالعه حاضر از معیار عدم تقارن زمانی شناسایی سود و زیان (باسو، ۱۹۹۷) برای سنجش محافظه کاری و از الگوی قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای CAPM مبتنی بر مدل شناخته شده بازار برای سنجش بازده غیرعادی استفاده شده است. همچنین به منظور تعدیل متغیرهای اصلی پژوهش از معیارهای شکاف قیمت خرید و فروش سهام به نمایندگی از تأثیر تقارن اطلاعاتی بر محافظه کاری و درصد مالکان نهادی به نمایندگی از تأثیر حاکمیت شرکتی بر محافظه کاری، کمک گرفته شده است. نتایج آزمون فرضیه های پژوهش حاکی از آن است که بین بازده غیرعادی و درجه محافظه کاری رابطه منفی معنادار وجود دارد. همچنین بررسی اثر وقفه های زمانی متغیرهای تحقیق در سنوات متوالی گویای وجود ارتباط علت و معلولی (متقابل) میان دو متغیر اصلی پژوهش می باشد که این مهم مبین نقش برجسته تدوین استانداردهای حسابداری در کارایی بازارهای سرمایه، تعدیل هزینه های تأمین مالی و به تبعیت از آن ایجاد اقتصاد پویا در کشور است.

واژگان کلیدی: حسابداری محافظه کارانه، بازده غیر عادی، عدم تقارن اطلاعاتی، الگوی قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای CAPM

* استادیار حسابداری دانشگاه علامه طباطبائی

** استادیار حسابداری دانشگاه علامه طباطبائی

*** دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه علامه طباطبائی

۱- مقدمه

امروزه با گسترش مکانیزم های داد و ستد در بازار اوراق بهادار، اطلاعات وسیله و ابزار مهمی در تصمیم گیری های اقتصادی به شمار می آید و بدون شک کیفیت تصمیمات به صحت، دقت و بهنگام بودن اطلاعاتی بستگی دارد که از سوی ناشران اوراق بهادار و واسطه گران فعال در این بازار منتشر می گردد و در اختیار گروه های ذی نفع از جمله سهامداران قرار می گیرد. با این حال و با تاکید بر نظریه انتخاب عقلانی^۱ این احتمال همواره وجود دارد که منتشر کنندگان اطلاعات که شناخت بیشتری از وضعیت مالی شرکت دارند؛ بتوانند اطلاعات را به صورت جانبدارانه در اختیار افراد برون سازمانی قرار دهند و با کسب بازده بیشتر نسبت به سایر گروه های ذی نفع منافع شخصی خود را حداکثر نمایند. تقابل چنین نظریه های با فرضیه بازار کارا^۲ موجب گردیده است تا موضوع بازده غیر عادی در چند دهه اخیر مورد توجه بسیاری از پژوهشگران قرار گیرد. نتایج این قبیل پژوهش ها حاکی از آن است که استفاده از زویه های محافظه کارانه به عنوان یک سازو کارهای کنترلی مناسب، در زمینه نحوه انتشار صورت های مالی تهیه شده بر اساس استانداردهای حسابداری که به عنوان یکی از مهمترین حلقه های ارتباطی بین افراد برون سازمانی و درون سازمانی به شمار می آید، می توان میزان بازده غیر عادی را کاهش داد و بازارهای سرمایه را به سمت بازارهای کارآمد سوق داد. از همین روی در این پژوهش رابطه بین بازده غیر عادی به نمایندگی از میزان کارایی بازار و محافظه کاری به نمایندگی از نقش حسابداری در تقابل با انگیزه های شخصی مدیران را مورد بررسی قرار گرفته است.

۲- بیان مسئله

طبق تئوری بازار کارا؛ در بازار کارا در شکل قوی، قیمت اوراق بهادار منعکس کننده تمام اطلاعات مربوط و موجود در بازار بوده و اطلاعات محرمانه به طور رایگان و بدون محدودیت در دسترس همه سرمایه گذاران در بازار سرمایه قرار می گیرد. در صورت وجود چنین اطلاعاتی افرادی که به این اطلاعات دسترسی دارند می توانند از آن در جهت پیش بینی قیمت سهام استفاده نمایند و بدین ترتیب هیچگونه بازده غیر عادی بدست نخواهد آمد. بنابراین می توان اینگونه استدلال نمود که در صورت کاهش بازدهی غیر عادی می توان بازار سرمایه را به سمت مدل بازار کارا سوق داد و از مزایای چنین مدلی بهره مند شد. از این رو کاهش در بازده غیر عادی صرفاً از طریق شناسایی عوامل موثر بر آن امکان پذیر می باشد. یکی از عوامل تاثیر

۱- جامعه مجموعه ای از افراد هستند که کنش عقلانی دارند. این کنش عقلانی معطوف به هدف و مبتنی بر عقلانیت ابزاری (اراده و نفع طلبی)، اصل به حداکثر رساندن منفعت می باشد.

۲- قیمت اوراق بهادار منعکس کننده همه اطلاعاتی است که بدون هیچ تعصب و یا یک سو نگرانی در بازار وجود دارد و بازار هیچ اطلاعات اثرگذار و با اهمیت را نادیده نمی گیرد بنابراین حرکتها و تغییرات بعدی قیمتها غیر قابل پیش بینی است؛ چرا که تغییرات قیمت تنها به علت جریان اطلاعات جدید در بازار، اتفاق می افتد. در نتیجه کسی نمی تواند بازده غیرعادی و بالاتر از میانگین داشته باشد.

گذار در بازدهی غیر عادی، عدم تقارن اطلاعاتی می باشد. اگر مجموعه اطلاعاتی پیش از ارائه به عموم در اختیار فرد خاصی قرار گیرد او خواهد توانست به وسیله آن اطلاعات به بازده غیر عادی دست یابد که این امر تاکیدی بر ارزش اطلاعات است (واندا والاس، ۲۰۰۶ به نقل از ودیعی وحسینی، ۱۳۹۱). اغلب پژوهشگران معتقدند در صورتی که اطلاعات مورد نیاز به صورت نامتقارن بین افراد توزیع شود، می تواند نتایج متفاوتی را نسبت به یک موضوع واحد سبب گردد و بدین ترتیب بازدهی اضافی را برای افرادی که به اطلاعات محرمانه دسترسی دارند فراهم می آورد. بر این اساس افرادی می توانند بازدهی اضافی پایدار بدست آورند که به طور مداوم اطلاعات محرمانه را در اختیار داشته باشند و یا توانایی خاصی برای کسب بازده غیر عادی پایدار بر مبنای اطلاعات عمومی نسبت به دیگر سرمایه گذاران داشته باشند (راعی، تلنگی - ۱۳۸۷). از جمله افرادی که به چنین اطلاعاتی دسترسی دارند می توان به مدیران و افراد درون سازمانی اشاره نمود. براساس تئوری نمایندگی بر گرفته شده از تئوری بازی ها مدیران به عنوان نمایندگان سرمایه گذاران ممکن است به گونه ای عمل نمایند و یا تصمیماتی اتخاذ نمایند که لزوماً در راستای به حداکثر رساندن ثروت سهامداران نباشد.

تضاد منافع میان مدیران و سرمایه گذاران موجب شده است که مدیران از برتری اطلاعاتی خود برای انتقال ثروت از سرمایه گذاران به سمت خودشان استفاده نمایند (واتز - ۲۰۰۲). افزایش قیمت بازار سهام، منافع مدیر را افزایش می دهد و مدیران می توانند اطلاعات را به گونه افشاء نمایند که قیمت سهام را افزایش دهند (لافوند و واتز - ۲۰۰۸). بدین ترتیب و با توجه به تئوری نمایندگی به نظر می رسد وجود ساز و کار کنترلی و یا نظارتی کافی برای محافظت از سهامداران در مقابل تضاد منافع لازم باشد. وضع محدودیت قانونی جهت عدم افشاء اطلاعات محرمانه، عدم اجازه معامله و سرمایه گذاری برای افراد دارای اطلاعات محرمانه و همچنین افزایش کیفیت اطلاعات عمومی تهیه شده در صورت های مالی از ساز و کارهایی است که ضمن کاهش بازدهی غیر عادی، از سرمایه گذاران برون سازمانی در مقابل مسأله نمایندگی محافظت می نماید.

در چنین شرایطی تدوین کنندگان استانداردهای حسابداری با هدف حمایت از حقوق ذی نفعان بر ارائه اطلاعات مفید به سرمایه گذاران تاکید می نمایند و از محافظه کاری به عنوان ابزاری برای کاهش هزینه های نمایندگی مرتبط با نامتقارن بودن اطلاعات استفاده می نمایند. حسابداری محافظه کارانه بهترین خلاصه ممکن از اطلاعات قطعی به غیر از قیمت سهام در رابطه با عملکرد جاری برای سرمایه گذاران فراهم می آورد و همچنین باعث افشاء آن دسته از اطلاعاتی می گردد که مدیران نسبت به انتشار آنها بی میل هستند. (لافوند و واتز - ۲۰۰۸). محافظه کاری از طریق محدود نمودن مدیریت سود و بهبود سطح افشاء اطلاعات می تواند منجر به بهبود محیط های اطلاعاتی گردد (دی کروات ۲۰۱۲) و با شناسایی سریع اخبار اقتصادی بد نسبت به اخبار اقتصادی خوب منجر به افزایش سطح کیفیت افشاء اطلاعات حسابداری، تغییر رفتار مبادلاتی

۱- تئوری بازی ها تئوری است که در مورد رابطه متقابل دو یا چند بازیگر، الگوهایی ارائه می نماید. این رابطه متقابل در حالی برقرار می شود که از یک سو پدیده عدم اطمینان ناشی از قابل پیش بینی نبودن رویدادها و از سوی دیگر اطلاعات نامتقارن وجود دارد.

سرمایه‌گذاران ناآگاه و یا بی اطلاع و کاهش عدم اطمینان راجع به ارزش شرکت می شود (براون و هایجلست ۲۰۱۱) و این مهم به نوبه خود عدم تقارن اطلاعاتی و مساله گزینش نادرست را کاهش، کارایی بازار را افزایش، ارزش بازار سهام را به ارزش ذاتی سهام نزدیکتر و بازدهی غیر عادی در بازار را کاهش خواهد داد. بنابراین می توان استدلال نمود که محافظه کاری از طریق کاهش عدم تقارن اطلاعاتی می تواند نرخ بازده غیر عادی را کاهش دهد و زمینه حرکت بازار به سمت بازار کارا را فراهم آورد و از این طریق (۱) انگیزه و تمایل سرمایه گذاران را برای ورود به چنین بازارهایی افزایش خواهد داد (۲) واحدهای تجاری خواهند توانست با سهولت بیشتر و با هزینه کمتر منابع مالی خود را تامین نمایند (۳) زمینه حرکت سرمایه های راکد به سمت تولید را فراهم و بی انطباقی های حاکم در بازار سرمایه را به حداقل خواهد رساند (۴) افزایش ارتباط بین نقدینگی در جامعه و تولید ناخالص ملی را فراهم می آورد و از این طریق نرخ تورم و نرخ بیکاری کاهش خواهد داد (۵) وابستگی واحدهای تجاری به دولت را کاهش و از طریق کاهش فعالیتهای تصدی گری دولت زمینه پویایی اقتصادی و اجتماعی را فراهم خواهد آورد.

۳- مبانی نظری پژوهش

با گذشت بیش از نیم قرن از حاکمیت تئوری های مالی مدرن (کلاسیک) در بازارهای مالی و محافل علمی؛ در دهه های اخیر استثنائات (خلاف قاعده هایی) ظهور یافته که صلابت تئوری مالی مدرن در تبیین و توصیف برخی پدیده های مالی با چالش جدی مواجهه نموده است از این رو برخی از محققان مالی با پذیرش پدیده های رفتاری و روان شناختی تئوری مالی نوین را به عنوان یک پارادایم مالی رفتاری بنا نهاده و نقطه عطف جدیدی در زمینه های تحقیقات مالی به وجود آوردند. آنها بر این باورند که سرمایه گذاران در اتخاذ تصمیم های مالی خود به مقوله ریسک و قیمت های آینده سهام و بازدهی آنها به گونه ای کاملاً متفاوت از تئوری های مدرن نگاه می کنند. همچنین محققین اخیر معتقدند که (۱) بازارها ناکارا هستند یا حداقل از آن کارایی که تئوری های مدرن^۲ بر آن بنا شده اند، برخوردار نیستند. (۲) رفتار سرمایه گذاران فردی در انتخاب سبد اوراق بهادار از هم متفاوت است (۳) رابطه معروف بین ریسک و بازده (بازده بیش تر مستلزم پذیرش ریسک بیش تر است) لزوماً برقرار نیست. در مقابل برخی از طرفداران تئوری مالی مدرن بر این باورند که در بازار می تواند استثناهایی وجود داشته باشد. اما مشاهده این استثناءها نه شاهدهی بر رفتار غیر عقلایی عوامل اقتصادی است و نه نقضی بر کارایی بازار است، بلکه بیشتر به دلیل جمع آوری و تحلیل نادرست اطلاعات و یا تعریف نادرست ریسک سیستماتیک است (هان و تانکر، ۲۰۰۳). آنها با بهره گیری از نظریه انتخاب عقلانی^۳ و

1- Anomalies

2- The new finance

۳- بر اساس نظریه انتخاب عقلانی (Rational choice theory) افراد آگاه، مختار و هدفمند در هر شرایطی با عقلانیت ابزاری به دنبال افزایش سود خود هستند و دست به انتخاب هایی خواهند زد که متضمن سود و منفعت بیشتری برای آنان باشد. ریشه اقتصادی نظریه انتخاب عقلانی بر این دیدگاه حاکم است که انسان ها به عنوان جستجوگران منطقی به دنبال حداکثر کردن سود خویش هستند. همچنین ریشه جامعه شناسی این نظریه بر دیدگاه حاکم بر نظریه شخصیت اسکینر باز می گردد. براساس نظریه شخصیت اسکینر رفتارها و شخصیت انسان عمدتاً بر اساس یادگیری به وجود می آیند و تغییر می کنند، بنابراین شناخت یا کشف قوانین یادگیری، کلید شناخت رفتار انسان است. (شاملو، ۱۳۸۲)

نظریه مطلوبیت مورد انتظار^۱ و تاکید بر مدل های رفتاری و فرضیه بازار کارا روشهای را برای بررسی کارایی بازار تعبیه نمودند که در ادامه به آنها اشاره شده است.

۳-۱- مدل های رفتاری در بازار سرمایه و فرضیه بازار کارا

در اوایل قرن بیستم صاحب نظران بازارهای اوراق بهادار، اظهار داشتند که نمی توان رفتار آینده قیمت را پیش گویی کرد. مدتی بعد رابرتز با استفاده از جدول اعداد تصادفی، تغییرات قیمت ها را برای مدت ۵۲ هفته بررسی نمود. وی نتیجه گرفت که رفتار سری زمانی قیمت ها مشابه اعداد تصادفی است (رابرتز، ۱۹۵۹). نتیجه این تحقیق موجب شد تا محققین دیگری با استفاده از مدل بازی منصفانه (جوانمردانه^۲)، مدل ساب مارتینگال^۳ و مدل گشت تصادفی^۴ به بررسی رفتارهای قیمت سهام بپردازند.

طبق مدل بازی منصفانه با فرض در دسترس بودن اطلاعات، بازده مورد انتظار اوراق بهادار تابعی از ریسک آن ها می باشد (فاما، ۱۹۶۵) در این شرایط سرمایه گذاران متخصص نمی توانند به صورت فردی یا گروهی به بازده های برتر یا بیشتر دست یابند. (هاگن، ۱۹۹۸). از این حیث اگر بازده مورد انتظار عادی مستلزم پذیرش ریسک باشد، سرمایه گذاران نمی توانند انتظار داشته باشند که بازده سرمایه گذاری آن ها در سهام بیشتر از بازده انتظاری عادی آن سهام شود (اسکات، ۲۰۰۸). طبق مدل ساب مارتینگال اگر در یک بازار اطلاعات به طور کامل در دسترس باشند، ارزش مورد انتظار قیمت ها در روز آینده برابر یا بزرگ تر از قیمت های امروز می باشد. به عبارت دیگر در این شرایط قیمت اوراق بهادار در برابر اطلاعات جدید به صورتی سریع و دقیق واکنش نشان می دهد (هاگن، ۱۹۹۸). یک از تحقیقات انجام گرفته در این ارتباط توسط فاما، فیشر، جنسن و رال^۵ انجام شده است. آنان با استفاده از داده های ماهانه در مورد تجزیه سهام شرکت های بورس نیویورک در طی سال های ۱۹۵۷-۱۹۲۷، واکنش قیمت سهام در برابر تجزیه سهام را مورد بررسی قرار دادند. آنان در بررسی خود به دنبال پاسخ این سوال بودند که آیا بازده غیر عادی پیرامون زمانی که تجزیه سهام صورت می گیرد مشاهده می شود یا خیر که نتیجه بررسی آنان با الگوی بازار کارا سازگار بود (فاما و سایرین، ۱۹۶۹). در مقابل این تحقیق، سینیایی و ادیسی ۱۳۸۳ با استفاده از مفروضات حاکم بر تحقیق فاما و همکارانش به بررسی تأثیر خبر تجزیه سهام در بورس تهران پرداختند که نتایج بررسی آنان با الگوی بازار کارا

۱- در نظریه مطلوبیت مورد انتظار معمولاً چنین فرض می شود که ورای بازده مورد انتظار که رابطه مستقیمی با مطلوبیت مورد انتظار فرد دارد. ریسک عامل دیگری است که بر مطلوبیت مورد انتظار در جهت عکس تأثیر می گذارد. از این رو افرادی که بخردانه تصمیم می گیرند ریسک گریزند و افراد ریسک گریز بین ریسک و بازده مورد انتظار نوعی مصالحه به وجود می آورند. (اسکات، ۲۰۰۸).

1- Fair game

2- Submartingale

3- Random Walk

4- Fama, Fisher, Jensen and Roll

ناسازگار بود (بازده غیر عادی پیرامون تاریخ تشکیل مجمع وجود دارد). همچنین مدل گشت تصادفی منطبق بر این نظریه است که اگر جریان اطلاعات آزاد باشد و اطلاعات فوراً در قیمت سهام منعکس شود. آن گاه تغییر قیمت فردا فقط اخبار فردا را منعکس می‌نماید و از تغییر قیمت امروز مستقل خواهد بود. در نتیجه قیمت‌ها به طور کامل همه اطلاعات شناخته شده را منعکس می‌نمایند و حتی سرمایه‌گذاران غیر مطلع نیز می‌توانند نرخ بازدهی مشابه سرمایه‌گذاران مجرب و متخصص کسب نمایند (بورتن و مالکیل^۱، ۲۰۰۳). بدین معنا که در بازارهای کارا قیمت سهام باید در طول زمان دارای نوسان تصادفی می‌باشند و تغییرات در بازده مورد انتظار بر اساس تغییر در صرف ریسک و نرخ بهره متعلق به دوره‌های زمانی مورد توجه، انجام می‌گیرد (هاگن، ۱۹۹۸).

بررسی رفتار قیمت سهام سبب گردید تا محققان آزمون‌های کارایی بازار در سطح نیم قوی به گونه‌ای تعبیه شدند که غالباً در ارتباط با سرعت تعدیل قیمت نسبت به اطلاعات عمومی منتشر شده باشد. پژوهشگران در ابتدا جهت بررسی کارایی بازار در سطح نیم قوی از نظریه الگوی بازار و مدل‌های تبیین شده بر مبنای آن‌ها از جمله الگوی تک عاملی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای CAPM^۲ استفاده می‌نمودند. اما در چند دهه گذشته محققانی همچون بانز^۳ (۱۹۸۱) هانداری^۴ (۱۹۸۸). استاتمن^۵ (۱۹۸۰)، روزنبرگ و لانتشتن^۶ (۱۹۸۵) شواهد تجربی را در ارتباط با نقص مدل CAMP را فراهم نمودند به گونه‌ای که فاما و فرنچ^۷ (۱۹۹۲) با انجام تحقیقی در ارتباط با بازده به این نتیجه رسیدند که دو عامل اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار متغیرهایی هستند که ارتباط قوی‌تری با بازده دارند از این رو در سال ۱۹۹۳ مدل سه عاملی فاما و فرنچ را به عنوان جایگزینی برای مدل CAPM ارائه نمودند. اما این پایان کار پژوهشگران در این عرصه نبود در سال ۱۹۹۵ استیفن راس به همراه وستر فیلد و جف مدل قیمت گذاری آریترائز APT^۸ به عنوان یکی از جذاب‌ترین مدل‌های جایگزین CAMP را ارائه نمودند. همچنین در سال ۲۰۰۷ برن هولت^۸ با استفاده از قواعد مدل CAPM و تجربیات مدل APT مدل RBM را به عنوان یک مدل جایگزین ارائه نمودند.

1- Bourton and Malkiel

2- Capital Assets Pricing Model

3- Benz, Rolf.

4- Handari, L. c.

5- Stattman

6- Rosenberg, Reid & Lanstein

7- Fama, Eugene. F. and Kenneth R. French.

8- Graham Bornholt

۳-۲- مفهوم محافظه کاری

محافظه کاری^۱ یکی از ویژگی‌های برجسته گزارشگری مالی به شمار می‌رود که در قالب یک میثاق محدودکننده در چارچوب اصول و مفاهیم حسابداری، ایفاگر نقش مهمی در محدود کردن رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیران در جایگاه تهیه کنندگان اطلاعات می‌باشند و در چند دهه اخیر به واسطه رسوایی‌های مالی شرکت‌هایی همچون انرون و ورلد کام این مهم بیش از پیش توجه جامعه حسابداری را به خود جلب نموده است. اهمیت این مفهوم بدان اندازه است که باسو (۱۹۹۷)، استرینگ (۱۹۷۰) محافظه کاری را مؤثرترین اصل ارزشیابی در حسابداری می‌دانند. با این وجود پیشگامان این مفهوم هنوز نتوانسته‌اند به یک تعریف واحدی دست پیدا نمایند به گونه‌ای که برخی از آن‌ها از جمله فلسام و اوهلسون (۱۹۹۵) با استفاده از رویکرد جانبداری در ارائه کمتر از واقع نشان دادن ارزش دفتری سهام نسبت به ارزش بازار، اقدام به تعریف مفهوم محافظه کاری می‌نمایند و برخی دیگر از جمله باسو (۱۹۹۷) با استفاده از رویکرد تسریع بخشیدن در شناسایی زیان‌ها و به تعویق انداختن شناسایی سودها تعاریفی را در ارتباط با محافظه کاری ارائه می‌نمایند. به عنوان نمونه فلسام و اوهلسون^۲ - ۱۹۹۵ معتقدند محافظه کاری به معنای انتظار اینکه خالص ارزش دارایی‌های گزارش شده توسط یک شرکت، در بلند مدت از ارزش بازار آن کمتر باشد. هندریکسون و ون بردا - ۱۹۹۲ محدودیت کلی ابهام را به عنوان مبنایی برای ارائه مفهوم محافظه کاری در حسابداری سنتی می‌دانند و معتقدند هر چند ممکن است برآوردها و پیش‌بینی‌های مربوط در حسابداری به طور کامل نباشند، اما می‌بایست معیارهای مبتنی بر برآوردهای گذشته را به دقت انجام داد و با استفاده از برآوردهای جدید و قابل اتکا تر آن‌ها را تعدیل نمود. همچنین آن‌ها بر این موضوع تاکید می‌کنند که از لحاظ واکنش بازار اوراق بهادار نسبت به سودهای گزارش شده، نظریه بازارهای کارا نشان می‌دهند که به طور سیستماتیک روش‌های مختلف اصول عمومی پذیرفته شده در حسابداری^۳ موجب گمراهی سرمایه‌گذاران در محاسبه سودهای عملیاتی گزارش شده نمی‌شوند از این رو سرمایه‌گذاران باید درجه‌ای از محافظه کاری را در قالب انتظارات خود از کاربرد سود حسابداری برای برآورد جریان‌های نقدی آتی بکار گیرند. با این وجود تاکنون انتقاداتی توسط گروه‌هایی همچون فعالان بازار سرمایه، استاندارد گذاران و محققان آکادمیک نسبت به محافظه کاری صورت گرفته است. یکی از این انتقادات مربوط به رفتار نامتناسب حسابداری محافظه کارانه در خصوص شناسایی عایدات و زیان‌ها می‌باشد؛ چرا که عدم شناسایی سود جاری در اثر کمتر شناسایی کردن خالص دارایی‌ها منجر به شناسایی سود در دوره‌های می‌شود که ارتباطی به آن دوره ندارد (واتز، ۲۰۰۳). پیتون و لیتلتون با مقایسه روش بهای تمام شده با

1- Conservatism

2- Feltham & Ohlsons

3- Generally Accepted Accounting Principles ,GAAP

روش اقل بهای تمام شده و قیمت بازار، به این موضوع اشاره می کنند و معتقدند شناسایی کمتر دارایی در دوره جاری باعث خواهد شد تا در دوره های بعد درآمد اضافی شناسایی شود (پیتون و لیتلون^۱، ۱۹۴۰). استرلینگ معتقد است محافظه کاری منجر به نفی اصول حسابداری^۲ می شود چرا که هر گاه محافظه کاری با یک اصل حسابداری تضاد داشته باشد به آن چیره می شود. به عنوان مثال اصل بهای تمام شده تاریخی (در مقابل اقل بهای تمام شده یا بازار)، شناخت درآمد بر مبنای فروش (در مقابل مبنای اقساطی شناخت درآمد)، اصل تطابق (در مقابل به هزینه منظور کردن مخارج تحقیق و توسعه)، اصل ثبات رویه (در مقابل تغییر از بهای تمام شده به قاعده اقل بهای تمام شده یا قیمت بازار)، اصل افشا (در مقابل کمتر از واقع بیان کردن ارزش دارایی ها). با وجود چنین انتقادهایی، طرفداران محافظه کاری عقیده دارند که کماکان از محافظه کاری در عمل پیروی می شود. زیرا سال ها تجربه به حسابداران نشان داده که محافظه کاری میثاقی محتاطانه و مفید در محیطی پر از ابهام است. آنها با این استدلال که مدیران و مالکان به طور طبیعی گرایش دارند که نسبت به واحد تجاری بیش از اندازه خوش بین باشند. محافظه کاری را نوشداروی لازم برای این خوش بینی بیش از حد می دانند.

۳-۲- انواع محافظه کاری

بیور و رایان (۲۰۰۰) با این ادعا که هیچ گاه نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری برابر با یک نمی شود، بیان نمودند اختلاف به وجود آمده بین ارزش دفتری و ارزش بازار به دو بخش تقسیم می شوند که یکی از آنها ماهیت دائمی دارد و دیگری ماهیتی موقتی دارد. بخشی که ماهیت دائمی دارد در ارتباط با اعمال رویه محافظه کارانه در شناسایی اقلام در صورت های مالی می باشد که در این حالت همیشه ارزش دفتری از ارزش بازار کمتر است. بخشی که جنبه موقت دارد نیز ناشی از برخورد محافظه کارانه در دوره های پس از شناخت اولیه اقلام دارایی و بدهی است. در دوره های مذکور با در دسترس قرار دادن اطلاعات جدید، زیان کاهش ارزش به سرعت شناسایی می شود ولی افزایش ارزش منعکس نمی شود. بدین ترتیب تا زمانی که شواهد قابل اتکا از افزایش ارزش خالص دارایی ها فراهم شود ارزش دفتری خالص دارایی ها از ارزش بازار آن کمتر است. بیور و رایان (۲۰۰۰) بخش های موقت را تأخیر و بخش دائمی را سو گیری حسابداری نامیدند ولی در سال ۲۰۰۵ دو اصطلاح محافظه کاری شرطی (محافظه کاری پیش رویدادی^۳ و یا محافظه کاری مستقل از اخبار^۴) و محافظه کاری غیر شرطی (پس رویدادی^۵ و یا محافظه کاری وابسته به اخبار) جایگزین اصطلاحات قبلی نمودند. دیدگاه فلتهم و اوهلسون (۱۹۹۵) در انطباق محافظه کاری شرطی می باشد چرا

- 1- William patan and A.c.Littleton,
- 2- Contradiction of accounting principles
- 3- Ex Ante Conservatism
- 4- News - Independent Conservatism
- 5- Ex Post Conservatism

که بر اساس دیدگاه آن‌ها در مواردی که تردیدی واقعی در انتخاب بین دو یا چند روش گزارشگری وجود دارد آن روشی باید انتخاب شود که کم‌ترین اثر مطلوب بر حقوق صاحبان سهام داشته باشد. همچنین دیدگاه باسو (۱۹۹۷) در انطباق با محافظه کاری غیر شرطی می باشد، چرا که بر اساس دیدگاه آنان محافظه کاری الزام به داشتن درجه بالاتری از تایید برای شناخت اخبار خوب مانند سود، در مقابل شناخت اخبار بد مانند زیان تعریف می‌نماید.

۳-۴- فلسفه وجودی محافظه کاری و ارتباط آن با بازده غیر عادی

محققان تعبیر مختلفی را درباره‌ی گزارشگری مالی محافظه کارانه ارائه کرده‌اند و معتقداند ریشه محافظه کاری در گزارشگری مالی به وسیله چهار عامل تعبیر و توجیه قراردادی^۱، تعبیر و توجیه دعاوی قضایی^۲، تعبیر و توجیه قانون گذاری^۳، تعبیر و توجیه مالیاتی قابل تفسیر هستند. از این میان تعبیر قراردادی، اهمیت بیشتر و سابقه طولانی‌تری نسبت به دیگر تعبیر محافظه کاری دارد. به گونه‌ای که در این تعبیر تاکید می شود که واحد تجاری مجموعه از قراردادها هستند که بین گروه‌های ذینفع از جمله اعتباردهندگان، سهامداران و مدیران منعقد می‌گردد و این قراردادها هستند که حیطه و قلمرو واحد تجاری را تعیین می‌نماید. چرا که در صورت نبودن قرارداد بین گروه‌های ذینفع تلاش در جهت حداکثر نمودن ثروت سهامداران صورت نمی‌گیرد. عرب مازار (۱۳۸۸) حال آنکه بین طرفین قرارداد تضاد منافع و عدم تقارن اطلاعاتی وجود دارد و زمینه برای خطر اخلاقی توسط طرفین فراهم می باشد و حسابداری محافظه کارانه پاسخی است به کژ منشی^۴ به وجود آمده به وسیله گروه‌های مختلفی که اطلاعات نا متقارن^۵، حقوق و مزایای نابرابر^۶، افق‌های فکری محدود دارند. به عنوان نمونه مدیران شرکت‌ها برای جلب نظر مساعد اعتباردهندگان وضعیت مطلوبی از سود آوری را نشان دهند تا ضمن جذب سرمایه لازم بتوانند هزینه بدهی خود را کاهش دهند (دی فاند. جیامبولو ۱۹۹۴)^۷. همچنین ممکن است مدیران برای افزایش ثروت شخصی خود. در استفاده از معیارهای حسابداری، که مبنای اطلاع رسانی برای سرمایه گذاران است؛ جانبدارانه عمل کنند و گزارش های مالی جانبدارانه تهیه و ارائه نمایند. در این بین محافظه کاری حسابداری میثاقی است که به عنوان یک ساز و کار موثر برای کاهش تضاد منافع در قرارداد بدهی مطرح می شود. بتنی (۲۰۰۸)، واتز (۲۰۰۳) محافظه کاری را مکانیزمی موثر در قراردادهای سهامداران و شرکت می‌دانند که از سرمایه گذاران در مقابل فرصت طلبی مدیریت محافظت می‌نماید. اسکندر (۱۹۹۴) معتقد است رویه های حسابداری محافظه کارانه مدیران را از

- 1- Contracting Explanation
- 2- Litigation Explanation
- 3- Regulatory Explanation
- 4- Moral hazard
- 5- Asymmetric information
- 6- Asymmetric payoffs
- 7- Defond & jiamblolv

خوش بینی بیش از حد باز می‌دارد و از فرصت طلبی مدیران جلوگیری می‌نماید و خطر اخلاقی را کاهش می‌دهد. بتنی و همکاران (۲۰۰۸) در تحقیقی به این نتیجه رسیدند که بسیاری از قراردادهای اخذ وام به وام گیرنده اجازه تغییر روش حسابداری را نمی‌دهد به این دلیل که اعتبار دهندگان اعتقاد داشتند که ممکن است اعتبار گیرنده با انتخاب روش حسابداری مختلف نسبت به اندازه گیری بیشتر سود حسابداری و توزیع بیشتر سود نقدی سهام اقدام نموده و ریسک عدم وصول اصل و فرع وام اعطایی را کاهش دهند. لافوند و واتز^۱ (۲۰۰۸) در پژوهشی به این نتیجه رسیدند که سرمایه گذاران خواستار اعمال محافظه کاری در هنگام ارزیابی‌ها و ارائه گزارش هستند. آن‌ها دلیل اصلی این تقاضا از سوی سرمایه گذاران را کاهش عدم تقارن اطلاعاتی می‌دانند که اعمال صحیح محافظه کاری آن را به همراه خواهد داشت.

۴- پیشینه تحقیقاتی پژوهش

۴-۱- پژوهش‌های خارجی

ریچارد زهوانگ (۲۰۱۳) در پژوهشی با عنوان «ریسک عملیاتی و حسابداری محافظه کارانه» برای اولین بار برای بررسی رابطه میان محافظه کاری و ریسک عملیاتی از نظریه (سینکالیک و زی جل ۲۰۱۰) استفاده نمودند. این پژوهش بر نقش اقتصادی حسابداری محافظه کارانه در کاهش عدم تقارن اطلاعاتی با توجه به ریسک عملیاتی تاکید می‌نماید. این پژوهشگران استدلال کردند که شرکت‌ها دارای ریسک عملیاتی بالا، بهینه ترین درجه حسابداری محافظه کارانه را انتخاب می‌کنند و به این نتیجه رسیدند که شرکت‌هایی که در سطح پایین تری از ریسک عملیاتی هستند به نسبت شرکت‌هایی که سطح ریسک عملیاتی بالایی دارند با احتمال بیشتری بر اتخاذ سیاست‌های محافظه کاری تاکید می‌کنند. نتایج تحقیق این حاکی از آن است که بین حسابداری محافظه کارانه و سیگنال‌های بازار تعادل وجود دارد.

سرادا و کرنجکرای (۲۰۱۳) در مقاله‌ای با عنوان «حسابداری محافظه کارانه و فرصت‌های سرمایه گذاری آینده» با این استدلال که حسابداری محافظه کارانه از طریق کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران و مدیران منجر به بهبود فرصت‌های سرمایه گذاری می‌گردد. رابطه بین حسابداری محافظه کارانه و فرصت‌های سرمایه گذاری را در دوره زمانی ۲۰۱۱-۲۰۰۵ مورد قرار دادند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که محافظه کاری ارتباط مثبت و معناداری با فرصت‌های سرمایه گذاری در آینده دارد، که این مهم مبین نقش اطلاعاتی محافظه کاری در کاهش هزینه‌های واحدهای تجاری است.

زها (۲۰۱۱) در پژوهشی با عنوان «ریسک سیستماتیک و محافظه کاری» به بررسی ارتباط بین ریسک سیستماتیک و محافظه کاری پرداخت. وی با این استدلال که شرکت‌های دارای ریسک سیستماتیک بالاتری هستند به امید بدست آوردن خبرهای خوب آینده انگیزه بیشتری برای به تاخیر انداختن خبرهای بد

1- Lafond ,R, and Watts ,R

دارند، فرض کردند که رابطه معناداری بین این دو متغیر وجود دارد. نتایج این پژوهشگر حاکی از آن است که ارتباط منفی بین ریسک سیستماتیک و حسابداری محافظه کارانه وجود دارد. همچنین آنها به بررسی رابطه علت و معلولی ریسک سیستماتیک و حسابداری محافظه کارانه پرداختند و به این نتیجه دست یافتند که این دو عامل دارای رابطه متقابل می باشند.

لارا و همکاران (۲۰۱۱) در پژوهشی با عنوان "محافظه کاری مشروط و هزینه سرمایه" با این استدلال که محافظه کاری شرطی یک ساز و کار کنترلی است که برای هر دو گروه اعتباردهندگان و سرمایه گذاران مفید است و ارزش شرکت را افزایش می دهد. رابطه بین محافظه کاری شرطی و بازده سهام را در طی دوره زمانی ۲۰۰۳-۱۹۷۵ مورد بررسی قرار دادند. آنها دریافتند بین این دو مولفه رابطه معناداری وجود دارد.

جان مانل (۲۰۰۹) در پژوهشی با عنوان «تاثیر اطلاعات محافظه کارانه در حسابداری» به بررسی پیامدهای حسابداری محافظه کارانه در تجزیه و تحلیل مالی اعتباردهندگان و سرمایه گذاران پرداختند آنها مدعی شدند که حسابداری محافظه کارانه با بهبود محتوای اطلاعاتی شرکت به وسیله کاهش مشکلات نمایندگی مرتبط با عدم تقارن اطلاعاتی. عدم اطمینان نسبت به ساختار اطلاعاتی شرکت را کاهش می دهد. این پژوهشگران با بررسی نمونه طی سال های ۱۹۷۶ الی ۲۰۰۶ به این نتیجه رسیدند که افزایش سطح محافظه کاری منجر به کاهش ۱- عدم تقارن اطلاعاتی ۲- نوسانات بازده سهام ۳- ریسک اعتباری ۴- هزینه های مورد انتظار گردیده و دقت پیش بینی تحلیلگران را نیز افزایش می دهد.

چی و همکاران (۲۰۰۹) در تحقیقی تحت عنوان "رابطه حاکمیت شرکتی با محافظه کاری" با استفاده از مدل خان و واتز (۲۰۰۷) و اطلاعات شرکت های بورس تایوان و از سال های ۲۰۰۴-۱۹۹۶ به این نتیجه رسیدند که در شرکت هایی که بیشتر سهام شان در اختیار سهامداران نهادی بوده، نیاز به حسابداری محافظه کمتر است.

۴-۲- پژوهش های داخلی

فروغی و عباسی (۱۳۹۰) در پژوهشی با عنوان «بررسی عوامل موثر در اعمال محافظه کاری حسابداری» رابطه بین محافظه کاری و برخی از ویژگی های شرکت از جمله اندازه. نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام MB. عمر شرکت. طول چرخه سرمایه گذاری و عدم اطمینان خاص شرکت را با استفاده از مدل رگرسیونی خان و واتز (۲۰۰۹) مورد بررسی قرار دادند. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که رابطه بین محافظه کاری با متغیرهای اندازه و عمر شرکت یک رابطه منفی و معنی دار و ارتباط بین محافظه کاری با اهرم مالی و MB. طول چرخه سرمایه گذاری. عدم اطمینان خاص. یک ارتباط مثبت و معنی دار می باشد. همچنین در این پژوهش تاثیر رفتار نامتقارن

محافظه کاری در شناسایی اخبار بد و خوب اقتصادی بر اقلام تعهدی غیر عملیاتی و نسبت بازده دارایی ها در طی سالهای ۱۳۸۷-۱۳۷۹ مورد بررسی قرار گرفته اند. که نتایج این پژوهش نشان می دهد با افزایش محافظه کاری میانگین و چولگی توزیع متغیرهای اقلام تعهدی اختیاری و نسبت بازده دارایی ها منفی تر می شوند و انحراف معیار بیشتر خواهد شد.

خدمای پور و مالکی نیا (۱۳۹۱) در پژوهشی با عنوان «بررسی رابطه بین محافظه کاری شرطی و اخبار منفی آینده در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران» با این استدلال که در محافظه کاری شرطی اخبار بد علیرغم قابلیت تایید پایین در دوره جاری شناسایی می شود اما اخبار خوب تا زمان احراز شرایط قابلیت تایید لازم. به تاخیر می افتد رابطه بین محافظه کاری شرطی و احتمال انتشار اخبار منفی آینده و همچنین رابطه بین اندازه محافظه کاری شرطی با اندازه شرکت درجه اهرم مالی و بازده غیر عادی مورد بررسی قرار دادند. نتایج این تحقیق بیانگر وجود رابطه منفی و معنی دار بین محافظه کاری شرطی و انتشار اخبار منفی آینده، اندازه شرکت، درجه اهرم مالی و بازده غیر عادی می باشد.

کردستانی و ایرانشاهی (۱۳۹۱) در پژوهشی با عنوان «تاثیر محافظه کاری بر میزان مربوط بودن اطلاعات حسابداری به ارزش سهام» با استفاده از اطلاعات شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۸۲ دریافتند میزان مربوط بودن اطلاعات حسابداری به ارزش سهام در شرکت های با درجه بالاتر و پایین تر تفاوت معناداری وجود ندارد. به بیان دیگر درجه محافظه کاری شرکت ها تاثیری بر محتوای اطلاعاتی ارقام حسابداری ندارد. همچنین آنها از طریق اجرای آزمون های اضافی دریافتند که شرکت های با درجه محافظه کارانه متوسط و بالا اطلاعات مربوط تری ارائه می کند.

فخاری و رسولی (۱۳۹۱) در پژوهشی با عنوان «بررسی اثر محافظه کاری و کیفیت اقلام تعهدی بر کارایی سرمایه گذاری» به بررسی رابطه میان محافظه کاری و کیفیت اقلام تعهدی بر کارایی سرمایه گذاری می پردازد. برای اندازه گیری محافظه کاری از معیار خان و واتز (۲۰۰۹) و برای اندازه گیری کیفیت اقلام تعهدی از تفاوت سود عملیاتی و جریان وجه نقد عملیاتی استفاده شده است. در این پژوهش داده های ۱۱۱ شرکت طی سالهای ۱۳۸۸-۱۳۸۵ مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج این تحقیق نشان می دهد. اعمال محافظه کاری، کارایی سرمایه گذاری شرکت ها را افزایش داده اما ارتباط معنی داری میان کیفیت اقلام تعهدی و کارایی سرمایه گذاری وجود ندارد.

بدری و اصیلزاده (۱۳۹۰) در پژوهشی با عنوان «فراواکنشی و دامنه نوسان قیمت: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران» با این استدلال که بر اساس فرضیه فراواکنشی، به عنوان یکی از خلاف قاعده های مطرح در بازارهای مالی، سرمایه گذاران تمایل به واکنش بیش از اندازه نسبت به اخبار و اطلاعات منتشره دارند. آنها با استفاده از دامنه نوسان قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۸۲ پرداختند. نتایج بدست آمده نشان میدهد که در کوتاه مدت، فراواکنشی در بین سرمایه گذاران بورس اوراق بهادار تهران

دیده می شود، افزون بر آن با کاهش میزان دامنه نوسان قیمت سهام، شدت واکنش بیش از اندازه نیز کاهش می یابد.

رضا زاده و همکاران (۱۳۸۷) پژوهشی با عنوان «رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و محافظه کاری در گزارشگری مالی» با این استدلال که عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران موجب اعمال محافظه کاری بیشتری در گزارشگری مالی می شود. چرا که محافظه کاری هم به نوبه خود انگیزه و توان مدیران را در دست کاری اطلاعات حسابداری. تقلیل و بدین ترتیب هزینه های نمایندگی ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی را کاهش می دهد اقدام به بررسی رابطه محافظه کاری و عدم تقارن اطلاعاتی پرداختند. آن ها با استفاده از اطلاعات مربوط به نمونه ای از شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۵ برای اندازه گیری عدم تقارن اطلاعاتی و محافظه کاری به ترتیب از دامنه تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام و معیار باسو استفاده شده است. نتایج آزمون های حاکی از وجود رابطه مثبت و معنی دار میان عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران و سطح محافظه کاری اعمال شده در صورت های مالی است. علاوه بر این. نتایج پژوهش نشان می دهد که تغییر عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران موجب تغییر در سطح محافظه کاری می شود. نتایج مزبور بیانگر این است که به دنبال افزایش عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران. تقاضا به اعمال محافظه کاری در گزارشگری مالی افزایش می یابد. بدین ترتیب سودمندی محافظه کاری به عنوان یکی از خصوصیات کیفی صورت های مالی مورد تأیید است.

نکونام و نکونام (۱۳۹۱) در پژوهشی با عنوان «رابطه بین حاکمیت شرکتی و محافظه کاری» با هدف بررسی تأثیر ساختار مالکیت بر محافظه کاری حسابداری تأثیر عوامل مؤثر بر حاکمیت شرکتی؛ یعنی مالکیت نهادی. مالکیت شرکتی. مالکیت مدیریتی و تمرکز مالکیت بر مدیریت اقلام تعهدی و محافظه کاری حسابداری را با استفاده از مدل های تعدیلی آستامی و تاور^۱ (۲۰۰۶) و گیوتی و هاین (۲۰۰۰) و اطلاعات شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در یک دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۸۹ آزمون نمودید. نتایج تحقیق آن ها حاکی از آن است که مالکیت نهادی. مالکیت مدیریتی و تمرکز مالکیت رابطه معنادار منفی و مالکیت شرکتی رابطه معنادار مثبت با حسابداری محافظه کارانه دارد

۵- گزاره های تحقیق

با توجه به استدلال های موجود در ادبیات تحقیق فرضیه هایی به شرح زیر طرح گردیده است. در فرضیه های گروه اول رابطه بین متغیرهای بازده غیر عادی و حسابداری محافظه کارانه مورد بررسی قرار می گیرند و در فرضیه های گروه دوم این پژوهش به بررسی رابطه علت و معلولی بالقوه میان بازده غیر عادی و حسابداری محافظه کارانه پرداخته می شود. ضمن آنکه برای افزایش اعتبار پژوهش از فرضیات کنترلی نیز

1- astami & tower

استفاده می‌گردد.

الف) فرضیه گروه اول:

فرضیه ۱: بازده غیر عادی با میزان محافظه کاری ارتباط منفی دارد.
فرضیه ۱-۲: اعلام به موقع خبرهای بد با بازده غیر عادی رابطه منفی دارد.
فرضیه ۱-۳: اعلام به موقع خبرهای خوب با بازده غیر عادی رابطه مثبتی دارد.

ب) فرضیه گروه دوم:

فرضیه ۲: تغییر در بازده غیر عادی موجب تغییر در میزان محافظه کاری می‌شود.
فرضیه ۳: تغییر در میزان محافظه کاری موجب تغییر در بازده غیر عادی می‌شود.
فرضیه ۴: بین تغییر در بازده غیر عادی و میزان محافظه کاری رابطه متقابل وجود دارد.

۶- روش پژوهش

مبنای هر علمی، روش شناخت آن است و اعتبار و ارزش قوانین هر علمی، به روش شناختی مبتنی است که در آن علم به کار می‌رود. روش تحقیق، مجموعه‌ای از قواعد، ابزار و راه‌های معتبر، قابل اطمینان و نظام یافته برای بررسی واقعیت‌ها، کشف مجهولات، یافتن روابط و دست یابی به راه حل مشکلات است. پژوهش حاضر از نظر هدف یک تحقیق کاربردی است زیرا به شناسایی و تبیین روابط میان شاخص‌های کارایی بازار (بازدهی غیر عادی) و حسابداری محافظه کارانه پرداخته می‌شود. همچنین از منظر ماهیت و روش تحقیق، توصیفی است چرا که این تحقیق؛ با توصیف عینی، واقعی و منظم خصوصیات بازارهای اوراق بهادار؛ رفتار سهامداران در مقابل اطلاعات و رفتارهای مدیران نسبت به رویه‌های محافظه کارانه مورد بررسی قرار می‌گیرد و سعی می‌نماید تا «آنچه هست» را بدون هیچ‌گونه دخالت یا استنتاج ذهنی بر مبنای اطلاعات؛ تجزیه و تحلیل و گزارش کند.

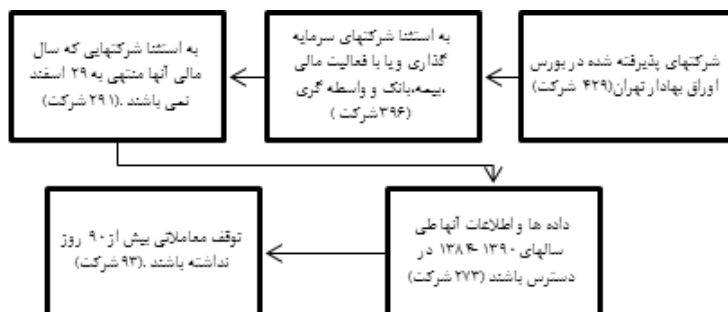
۶-۱- روش نمونه‌گیری و تخمین حجم نمونه

جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشند. کیفیت اطلاعات، سهولت دسترسی به اطلاعات صورت‌های مالی و قیمت سهام از جمله دلایل انتخاب جامعه آماری است. همچنین با توجه به موضوع و ماهیت پژوهش از روش نمونه‌گیری هدفمند و یا روش غربال‌گری (حذف سیستماتیک) به منظور تعیین حجم نمونه استفاده شده است. از جمله ویژگی‌های نمونه آماری

این پژوهش عبارتند از:

- ۱- شرکت سرمایه گذاری یا با فعالیت خاص (بیمه، واسطه گری مالی، بانک، لیزینگ) نباشند. به دلیل آنکه ماهیت فعالیت این شرکت ها تفاوت قابل ملاحظه‌ای با شرکت های تولیدی و بازرگانی دارد.
- ۲- پایان سال مالی آن‌ها ۲۹ اسفند هر سال باشد و در طول دوره زمانی تحقیق سال مالی خود را تغییر نداده باشند. به دلیل آنکه استفاده از داده‌های شرکت ها با سال‌های مالی متفاوت تفسیر نتایج تحقیق را مشکل خواهد کرد.
- ۳- داده‌ها و اطلاعات آن‌ها طی سال ۱۳۹۰ - ۱۳۸۳ در دسترس باشد. شایان ذکر است نمونه مورد بررسی در این پژوهش شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۸۵ می باشد. اما با توجه به مدل های پژوهش به اطلاعات دو سال قبل و یک سال بعد از دوره مورد بررسی نیز نیاز می باشد.
- ۴- سهام آن‌ها در دوره مورد بررسی توقف معاملاتی بیش از ۹۰ روز وجود نداشته باشند. به دلیل آنکه برخی از متغیرهای اصلی پژوهش مبتنی بر معاملات روزانه سهام می باشد و وقفه معاملاتی منجر به سوگیری احتمالی در نتیجه را به همراه خواهد داشت. به عنوان نمونه برای محاسبه بازده غیر عادی (یکی از متغیرهای اصلی مدل های پژوهش) به ضرایب α و β موجود در مدل مبتنی بر بازار (مدل رگرسیونی که مبین رابطه بین لگاریتم قیمت سهام و لگاریتم شاخص بازار برای دوره زمانی ۲۶۰ روزه است) نیاز است و با توجه مطالعات و تحقیقات صورت گرفته توسط هاینگ^۱، بدری و اصیلزاده ۱۳۹۰ در این رابطه وقفه معاملاتی بیش از دوره مد نظر منجر به مخدوش شدن نتیجه خواهد شد.

نمونه آماری (نگاره ۲)



۲-۶ روش تجزیه و تحلیل آماری

در این پژوهش به منظور بررسی فرضیه های پژوهش و تعیین وجود رابطه معنی داری بین متغیرهای مستقل و وابسته علاوه بر استفاده از تحلیل های توصیفی مناسب، از رگرسیون چند متغیره به نمایندگی از

تحلیل‌های استنباطی به صورت زیر کمک گرفته می‌شود.

۱- بررسی نرمال بودن داده‌های پژوهش با هدف تعیین استفاده از آزمون‌های پارامتریک و یا نا پارامتریک جهت محاسبه فرضیه‌های پژوهش به کمک آزمون کلموگروف-اسمیرنوف.

۲- استفاده از تکنیک داده پائل جهت تعیین نمودن مدل‌های رگرسیونی مناسب. به کمک آزمون F لیمر و هاسمن

۳- بررسی مفروضات اساسی مدل رگرسیونی شامل صفر بودن میانگین خطاها، ثابت بودن واریانس جمله خطا، عدم وجود خود همبستگی بین جملات خطا و در نهایت نرمال بودن جملات خطا و کمک گرفتن از آزمون‌های آرچ ARCH، دوربین واتسون، هیستوگرام تجمعی و آماره J-B

۴- تایید و یا رد فرضیه‌های پژوهش با استفاده از مدل تخمین شده و از طریق بررسی ضریب تعیین و ضریب همبستگی. آزمون معنی دار بودن مدل رگرسیون (تحلیل واریانس) به کمک آماره F. آزمون معنی دار بودن ضرایب رگرسیون به کمک آماره T

۷- متغیرهای تحقیق

با توجه به آنکه مفروضات پژوهش به دنبال بررسی روابط علت و معلولی بین متغیرهای بازده غیر عادی و میزان محافظه کاری می‌باشد؛ گروه بندی متغیرهای پژوهش به متغیرهای مستقل و وابسته امکان پذیر نمی‌باشد. از این رو برای گروه بندی متغیرهای پژوهش از دو گروه متغیرهای اصلی و تعدیل کننده استفاده شده است.

۷-۱- متغیرهای اصلی

الف) متغیر مرتبط با بازده غیر عادی

یکی از کاربردی‌ترین و معمول‌ترین معیار محاسبه بازده مورد انتظار و به تبع آن معیار محاسبه بازده غیر عادی، استفاده از الگوی شناخته شده بازار CAPM ویلیام شارپ می‌باشد. وی با کمک گرفتن از الگوی هری مارکوویتز و تاکید بر این فرض که امکان قرض دادن و قرض گرفتن توسط سرمایه گذاران و با نرخی برابر با نرخ دارایی‌های بدون ریسک وجود دارد، نظریه پرتفلیوی را بسط و تعمیم داد و مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه ای را جهت محاسبه قیمت دارایی‌های ریسک دار استخراج نمود. بدین ترتیب در این پژوهش برای محاسبه نرخ بازده غیر عادی از الگوی قیمت گذاری دارایی سرمایه‌ای CAPM (معادله ۱) استفاده شده است. این مدل در پژوهش‌های زها (۲۰۱۱)، لوئیس (۲۰۰۹)، خدای پور و مالکی نیا (۱۳۹۱)، بدری و اصیلزاده (۱۳۹۰) نیز مورد استفاده قرار گرفته است.

$$A_{jt} = r_{jt} - E(r_{jt}) \quad \text{معادله ۱}$$

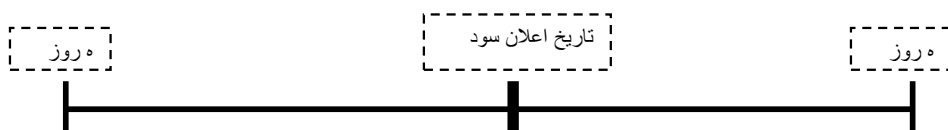
$$E(r_{jt}) = \tilde{a} + \tilde{\beta} r_{mt} \quad \text{معادله ۲}$$

A_{jt} بازده غیر عادی سهم j در دوره t

r_{jt} بازده واقعی سهم j در دوره t

$E(r_{jt})$ بازده مورد انتظار بر اساس الگوی بازار

t در نظر گرفته شده برای این معادله یک دوره زمانی ۵ روزه حول تاریخ اعلان سود (تاریخ مجمع عمومی) می باشد. بدین صورت که ۵ روز قبل و ۵ روز بعد از اعلان سود مبنای محاسبات می باشد.



همچنین $\tilde{a}$ و $\tilde{\beta}$ از رگرسیون (معادله شماره ۳) و بر مبنای داده‌های تاریخی محاسبه می گردد.

$$r_{jt} = \tilde{a}_j + \tilde{\beta}_{jt} r_{mt} + e_{jt} \quad \text{معادله ۳}$$

r_{mt} بازده پرتفوی بازار حد فاصل زمان t و $t-n$ که بر اساس معادله $\ln \left[\frac{I_t}{I_{t-n}} \right]$ محاسبه می گردد

r_{jt} بازده سهام حد فاصل زمان t و $t-n$ که بر اساس معادله $\ln \left[\frac{P_t}{P_{t-n}} \right]$ محاسبه می گردد.

با توجه به تحقیق، بدری و اصیلزاده (۱۳۹۰) بر گرفته شده از پژوهش t در نظر گرفته شده برای معادله شماره ۳ یک دوره زمانی ۲۶۰ روزه حول تاریخ اعلان سود (تاریخ مجمع عمومی) می باشد. بدین صورت که ۲۵۰ روز قبل و ۱۰ روز بعد از اعلان سود مبنای محاسبات می باشد.



ب) متغیر مرتبط با میزان محافظه کاری

یکی از کاربردترین و معمول‌ترین معیار محافظه کاری استفاده از ضریب عدم تقارن زمانی سود می باشد. (باسو، ۱۹۹۷) محافظه کاری را به معنا انعکاس خبرهای بد نسبت به خبرهای خوب تفسیر نمود. این تفسیر بیانگر تفاوت سیستماتیک بین اخبار خوب و بد از دو جنبه به هنگام بودن و پایداری است. از این رو در این پژوهش و با توجه به تحقیقات زها (۲۰۱۱)، سرادا و کرنجکرای (۲۰۱۳)، خدای پور و مالکی نیا (۱۳۹۱)، رضا زاده و همکاران (۱۳۸۷)، فروغی و عباسی (۱۳۹۰) از مدل رگرسیونی باسو (۱۹۹۷) برای محاسبه محافظه کاری استفاده شده است. همچنین محققانی دیگری همچون گارسا (۲۰۱۱)، کروات (۲۰۱۲) و قائمی و وطن دوست (۱۳۸۴) برای محاسبه محافظه کاری از این مدل استفاده نمودند.

معادله ۴

$$NARN_{it} = a_0 + a_1 RET_{it} + a_2 D + a_3 RET_{it} \times D + e$$

$NARN_{it}$ ، سود خالص تقسیم بر لگاریتم ارزش بازار حقوق صاحبان سهام
 D یک، یک متغیر مجازی است که در صورتی که RET مثبت باشد صفر و در غیر این صورت یک
 RET_{it} بازده خرید و نگهداری سهام می باشد که بر اساس معادله شماره ۵ محاسبه می گردد.

معادله ۵

$$RET_{it} = \frac{P_1 - P_0 + DPS + [(P_1 - 1000) \times a] + [P_1 \times B]}{P_0}$$

P_1 قیمت سهام در پایان دوره t

P_0 قیمت سهام در پایان دوره t

DPS سود نقدی هر سهم

a افزایش سرمایه از محل آورده‌های نقدی و مطالبات

B افزایش سرمایه از محل سود انباشته و اندوخته‌ها

در مدل باسو بازده (RET) شاخص خبرهای اقتصادی می باشد که مثبت بودن آن بیانگر سود اقتصادی و منفی بودن آن به معنا زیان اقتصادی است. معکوس رگرسیون سود خالص به نرخ بازده بیانگر حساسیت سود در مقابل خبرهای اقتصادی را نشان می دهد. ضریب α_2 نشان دهنده به هنگام بودن سود با توجه به اخبار خوب و ضریب $(\alpha_3 + \alpha_2)$ نشان دهنده به هنگام بودن زیان با توجه به اخبار بد اقتصادی است و ضریب α_3 بیانگر عدم تقارن زمانی سود بوده که باسو آن را به عنوان معیاری برای محافظه کاری می داند.

۲-۷- متغیرهای تعدیل کننده

در این پژوهش به منظور افزایش توان تخمینی مدل های رگرسیونی مرتبط با محافظه کاری و با توجه به پیشینه تحقیقات انجام گرفته در این راستا، از متغیرهای کنترلی زیر کمک گرفته شده است.

جدول شماره ۱

به نمایندگی از تأثیر عدم تقارن اطلاعاتی بر محافظه کاری: مسئله عدم تقارن اطلاعاتی زمانی نمود پیدا می نماید که یکی از طرفین معامله نسبت به طرف مقابل از مزیت اطلاعاتی برخوردار باشد. حال آنکه حسابداری محافظه کارانه بهترین خلاصه ی ممکن از اطلاعات قطعی به غیر از قیمت سهام را درباره ی عملکرد جاری شرکت ها برای سرمایه گذاران فراهم سازد و به عنوان یک ساز و کار کنترلی بالقوه، عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران را از بین می برد. (لافوند و واتز، ۲۰۰۸) معتقدند هرچه عدم تقارن اطلاعاتی بین افراد داخل و سرمایه گذاران خارج از شرکت بیشتر باشد، تقاضا برای محافظه کاری بیشتر خواهد بود. این متغیر در پژوهش های جان مانل (۲۰۰۹)، ونکاتش و چیانگ (۱۹۸۶)، رضا زاده و همکاران (۱۳۸۷)، قائمی و وطن پرست (۱۳۸۴) مورد استفاده قرار گرفته شده است.	میانگین قیمت پیشنهادی خرید برای ۵ روز قبل از توقف نماد معاملاتی و ۵ روز بعد از بازگشایی نماد معاملاتی میانگین قیمت پیشنهادی فروش برای ۵ روز قبل از توقف نماد معاملاتی و ۵ روز بعد از بازگشایی نماد معاملاتی	SPREAD شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام که به صورت زیر محاسبه می شود. $\frac{AP_{it} - BP_{it}}{(AP_{it} + BP_{it})/2} \times 100$
به نمایندگی از تأثیر قرار دادهای بدهی بر محافظه کاری: از آنجا که اعتبار دهندگان به ریسکهای نامطلوب نسبت به پتانسیل مطلوب عملکرد شرکت علاقه ی بیشتری دارند. قراردادهای بدهی یکی از مهم ترین عوامل تقاضا برای محافظه کاری به شمار می رود. واتز (۲۰۰۷) معتقد است اعتبار دهندگان علاقمند به کسب اطلاع از میزان احتمال پوشش طلبشان از طریق خالص داراییها و نقدینگی شرکت در آینده هستند. قراردادهای بدهی، روش های حسابداری محافظه کارانه خاصی را معین کرده و از این طریق توان مدیریت را برای تغییر رویه های حسابداری به صورت دلخواه. محدود می کنند. (نیکولو، ۲۰۰۷). به همین دلیل کردستانی و ایرانشاهی (۱۳۹۱) از این متغیر به عنوان یکی عوامل موثر بر محافظه کاری نام برده و در مدل های مفهومی پژوهش خود از آن استفاده نموده است.		LEV نسبت کل بدهی ها به ارزش جاری حقوق صاحبان سهام

به نمایندگی از تأثیر رشد عملیاتی بر محافظه کاری:

شرکت های با نرخ MB بالاتر، فرصت های رشد و سرمایه گذاری بیشتری پیش روی خود دارند و وجود چنین شرایطی منجر به افزایش هزینه های نمایندگی خواهد شد؛ چرا که وجود گزینه های مختلف رشد با هزینه های نمایندگی ارتباط مثبت معناداری دارند (خان و واتز، ۲۰۰۹) و حسابداری محافظه کارانه ابزاری موثر در پاسخ به هزینه های نمایندگی است. خان و واتز (۲۰۰۹)، لارا و همکاران (۲۰۱۱)، فروغی و عباسی (۱۳۹۰)، از این متغیر به عنوان یکی از عوامل موثر در محافظه کاری نام برده و در مدل های مفهومی پژوهش از آن استفاده نمودند.

MB

نسبت ارزش بازار به ارزش
دفتری حقوق صاحبان سهام

به نمایندگی از تأثیر گذاری اندازه بر محافظه کاری:

با توجه به فرضیه های هزینه های سیاسی و تأثیر تجمیعی رویدادها پیش بینی می شود که بین اندازه شرکت و میزان محافظه کاری اعمال شده توسط شرکت ها رابطه معناداری وجود دارد. (واتز و زیمرمن، ۱۹۸۶) معتقدند که صاحبان قدرت انگیزه دارند که برای انتقال ثروت از شرکت ها به سمت خودشان موضع بگیرند. هزینه های تحمیل شده به شرکت ها تابعی از اندازه ی آن ها است. زیرا شرکت های کوچک تر کمتر مورد توجه هستند و بنابراین کمتر در معرض انتقال سیاسی ثروت واقع می شوند؛ در نتیجه شرکت های بزرگ که تحت فشارهای سیاسی هستند. انگیزه ی بیشتری برای استفاده از رویه های کاهنده ی سود خالص و در نتیجه حسابداری محافظه کارانه دارند.

LN SALE

لگاریتم طبیعی فروش

در پژوهش های حسابداری روش های گوناگون زیادی وجود دارد که می توان اندازه شرکت را بوسیله آن اندازه گرفت. (حجازی و خادمی، ۱۳۹۲) با استفاده از نتیجه تحقیق (فرانگ و کریال، ۲۰۰۴) استدلال می کنند که لگاریتم فروش نسبت به لگاریتم دارایی ها، اندازه شرکت را بیشتر منعکس می کند همچنین مهرانی و همکاران ۱۳۸۹، از لگاریتم فروش برای بررسی رابطه بین اندازه شرکت و درجه محافظه کاری استفاده نموده اند. لذا در این پژوهش برای محاسبه اندازه شرکت از لگاریتم فروش برای محاسبه اندازه شرکت استفاده شده است.

به نمایندگی از تأثیر حاکمیت شرکتی بر محافظه کاری:

وجود سهامداران نهادی به عنوان ساز و کار حاکمیت شرکتی موجب همسو شدن منافع سهامداران می شود و این همسویی باعث نفوذ سرمایه گذاران بر مدیریت می گردد (شفر، ۱۹۹۷) و با توجه به تئوری نمایندگی در شرکت های با میزان مالکیت نهادی بالا. تقاضای کمتری برای رویه های محافظه کاری وجود دارد. (خان و واتز، ۲۰۰۷). نکونام و نکونام (۱۳۹۱) در پژوهش خود با استفاده از مدل های تعدیلی آستامی و تاور^۱ (۲۰۰۶)، چچی و همکاران (۲۰۰۹) از این متغیر به عنوان یکی از عوامل موثر در تعیین درجه محافظه کاری نام می برند.

INSIDERPCT

درصد مالکان نهادی

در این پژوهش با توجه به تحقیق زها (۲۰۱۱) برای کنترل اثرات بازده غیر عادی بر محافظه کاری، متغیرهای هم بسته که به صورت بالقوه ممکن است بین رابطه بازده غیر عادی و محافظه کاری مشکل ایجاد

نمایند حذف شده و جزء باقی‌مانده رگرسیون های بازده غیر عادی (معادله شماره ۶) به نمایندگی از بازده غیر عادی مبنای آزمون فرضیه ها قرار می گیرند.
معادله ۶

$$CAR_t = a_0 + a_1LEV + a_2MB + a_3LNSALE + a_4SPREAD + a_5INSIDERPCT + \varepsilon_{CAR}$$

ε_{CAR} جز باقیمانده رگرسیون که به نمایندگی از بازده غیر عادی در آزمون فرضیه ها به عنوان معیار بازده غیر عادی بکار گرفته می شود.

۸- آزمون فرضیه های پژوهش

در این بخش باتوجه به مدل های رگرسیونی مندرج در جدول شماره ۲ فرضیه های آماری مورد آزمون قرار گرفته اند. به گونه ای که در ابتدا و پس از بررسی نرمال بودن متغیرهای وابسته مدل های رگرسیونی ایستایی (مانایی) و پایایی (نامانایی) متغیرهای مستقل مدل رگرسیونی و مفروضات کلاسیک مدل رگرسیونی؛ الگوی لازم برای تخمین مدل رگرسیونی مرتبط با هر یک از فرضیه های پژوهش تعیین شده است و سپس مدل های مورد نظر برآورد و نتایج حاصل از آن تخمین زده می شود.

جدول شماره ۲

فرضیه پژوهش	مدل آزمون
بازده غیر عادی با میزان محافظه کاری ارتباط منفی دارد.	مدل شماره ۱ $NARN_{it} = a_0 + a_1 RET_{it} + a_2 D + a_3 RET_{it} \times D + a_4 \epsilon_{CAR} + a_5 RET_{it} \times \epsilon_{CAR} + a_6 \epsilon_{CAR} \times D + a_7 \epsilon_{CAR} \times D \times RET_{it} + \epsilon$
اعلام به موقع خبرهای بد با بازده غیر عادی رابطه منفی دارد. (RET منفی باشد) اعلام به موقع خبرهای خوب با بازده غیر عادی رابطه مثبت دارد (RET مثبت باشد)	مدل شماره ۲ $NARN_{it} = a_0 + a_1 RET_{it} + a_2 D + a_3 \epsilon_{CAR}$
تغییر در بازده غیر عادی موجب تغییر در میزان محافظه کاری می‌شود	مدل شماره ۳ $NARN_{it} = a_0 + a_1 RET_{it} + a_2 D + a_3 RET_{it} \times D + a_4 \epsilon_{CAR_{T-2}} + a_5 \epsilon_{CAR_{T-2}} \times RET_{it} + a_6 \epsilon_{CAR_{T-2}} \times D + a_7 \epsilon_{CAR_{T-2}} \times D \times RET_{it} + a_8 \Delta \epsilon_{CAR_{T-1}} + a_9 \Delta \epsilon_{CAR_{T-1}} \times RET_{it} + a_{10} \Delta \epsilon_{CAR_{T-1}} \times D + a_{11} \Delta \epsilon_{CAR_{T-1}} \times RET_{it} \times D + \epsilon$
تغییر در میزان محافظه کاری موجب تغییر در بازده غیر عادی می‌شود.	مدل شماره ۴ $NARN_{it} = a_0 + a_1 RET_{it} + a_2 D + a_3 RET_{it} \times D + a_4 \epsilon_{CAR_T} + a_5 \epsilon_{CAR_T} \times RET_{it} + a_6 \epsilon_{CAR_T} \times D + a_7 \epsilon_{CAR_T} \times D \times RET_{it} + a_8 \Delta \epsilon_{CAR_{T+1}} + a_9 \Delta \epsilon_{CAR_{T+1}} \times RET_{it} + a_{10} \Delta \epsilon_{CAR_{T+1}} \times D + a_{11} \Delta \epsilon_{CAR_{T+1}} \times RET_{it} \times D + \epsilon$
بین تغییر در بازده غیر عادی و میزان محافظه کاری رابطه متقابل وجود دارد	مدل شماره ۵ $NARN_{it} = a_0 + a_1 RET_{it} + a_2 D + a_3 RET_{it} \times D + a_4 \epsilon_{CAR_{T-1}} + a_5 \epsilon_{CAR_{TX-1}} \times RET_{it} + a_6 \epsilon_{CAR_{T-1}} \times D + a_7 \epsilon_{CAR_{T-1}} \times D \times RET_{it} + a_8 \Delta \epsilon_{CAR_T} + a_9 \Delta \epsilon_{CAR_T} \times RET_{it} + a_{10} \Delta \epsilon_{CAR_T} \times D + a_{11} \Delta \epsilon_{CAR_T} \times RET_{it} \times D + \epsilon$

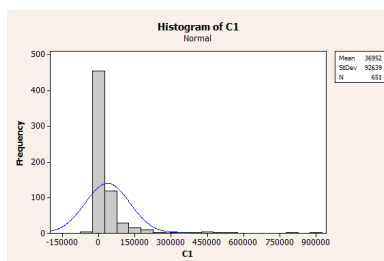
۸-۱- بررسی نرمال بودن متغیرهای وابسته مدل های رگرسیونی

با توجه به اینکه در جامعه‌های با توزیع نرمال. روش‌های پارامتریک و در جامعه‌های با توزیع غیر نرمال. روش‌های نا پارامتریک به کار گرفته می‌شود. لذا در این پژوهش ابتدا نرمال یا غیر نرمال بودن متغیرهای وابسته مدل های رگرسیونی اشاره شده در بالا با استفاده از آزمون کلموگروف-اسمیرنوف (KS) مورد بررسی قرار گرفته اند. از مزیت های این آزمون آن است که تمام مشاهدات را به صورت مشاهده اصلی در نظر می‌گیرد. در این آزمون هر گاه سطح معناداری کمتر از ۵٪ باشد فرض صفر مبنی بر نرمال بودن متغیرهای مورد آزمون رد می‌گردد همچنین با توجه به اینکه در مدل های رگرسیونی مندرج در جدول شماره ۳ تنها متغیر به عنوان متغیر وابسته به شمار می‌روند. لذا خلاصه نتایج این آزمون در قالب جدول زیر نمایان شده است.

جدول شماره ۳

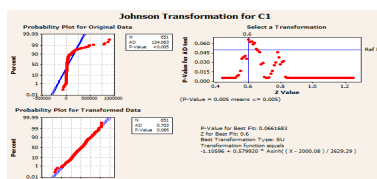
نماد متغیر مورد آزمون	مقدار آماره KS	سطح معناداری	نتیجه
$NARA_{it}$	۳۲۶.	۰,۰۰۰	رد فرضیه صفر
فرضیه صفر: متغیر مورد آزمون نرمال است			
فرضیه یک: متغیر مورد آزمون نرمال نیست			

همانگونه که در جدول شماره ۳ نمایان است سطح معناداری کمتر از ۰,۰۵ می باشد که این موضوع بیانگر رد فرض نرمال بودن داده ها در سطح اطمینان ۹۵٪ می باشد. همچنین با نگاهی اجمالی به نمودارهای پراکندگی متغیرهای مورد بحث نسبت به خط توزیع نرمال (نگاره ۳) در خواهیم یافت که متغیر مذکور از یک توزیع نرمال پیروی نمی نمایند. لذا این متغیر با استفاده از روش جانسون و به کمک نرم افزار minitab نرمال سازی شده است. که نتایج حاصل از نرمال سازی به شرح زیر می باشد.



نگاره ۳

نتایج استفاده از روش جانسون بیانگر این مطلب است که بعد از تعدیل متغیر سطح معناداری به ۰,۶۶ تغییر کرده است که این موضوع بیانگر نرمال شدن متغیر مورد بحث می باشد.



نگاره ۴

۸-۲- بررسی ایستایی (مانایی) و پایداری (نامانایی) متغیرهای مدل رگرسیونی از طریق آزمون ریشه واحد

در این پژوهش پیش از برآورد مدل رگرسیونی لازم دیده شد تا مانایی کلیه متغیرهای مورد استفاده در تخمین مدل های آماری مورد آزمون قرار گیرند. چرا که تخمین مدل های رگرسیونی بدون توجه به مانایی و یا نامانایی متغیرهای مذکور زمینه بروز رگرسیون کاذب با ظاهری آراسته را فراهم می آورد. بر این اساس جهت بررسی قدرت ریشه واحد از آزمون دیگی فولر تعمیم یافته استفاده شده است. همچنین به منظور افزایش قابلیت اتکا نتایج آماری از آزمون های دیگری همچون آزمون لوین. لین و جو (LLC, PP, FISHER) در جهت بررسی قدرت ریشه واحد متغیرهای پژوهش استفاده شده است که خلاصه نتایج آن به شرح جداول زیر می باشد

جدول شماره ۴

آزمون PP FISHER			آزمون LLC			آزمون دیگی فولر			نماد متغیر مورد آزمون
نتیجه	سطح معنی داری	آماره آزمون	نتیجه	سطح معنی داری	آماره آزمون	نتیجه	سطح معنی داری	آماره آزمون	
رد فرضیه صفر	۰,۰۰۰	۲۴۷,۸۱۳	رد فرضیه صفر	۰,۰۰۰	-۳۶,۲۱۳۴	رد فرضیه صفر	۰,۰۰۰	۲۶۴,۹۸۰	RET _{it}
رد فرضیه صفر	۰,۰۰۳۱	۴۱,۶۳۷۷	رد فرضیه صفر	۰,۰۰۰۲	-۳,۴۸۲	تایید فرضیه صفر	۰,۴۶۶۴	۱۹,۸۶۵۲	D
رد فرضیه صفر	۰,۰۰۰	۵۷۸,۵۲۱	رد فرضیه صفر	۰,۰۰۰	-۲۷,۴۰۰۶	رد فرضیه صفر	۰,۰۰۰	۳۱۲,۵۷۹	E _{CAR}
فرضیه صفر: متغیر مورد آزمون ریشه واحد دارد (ناماناست)									
فرضیه یک: متغیر مورد آزمون ریشه واحد ندارد (ماناست)									

نتایج آزمون دیگی فولر تعمیم یافته در جدول شماره ۴ حاکی از آن است که فرض نامانا بودن متغیرهای استفاده شده در مدل های رگرسیونی به استثناء متغیر D در سطح اطمینان ۰,۹۵ رد می شود. همچنین با توجه به اینکه سطح معناداری متغیر D در آزمون FISHER و آزمون LLC کمتر از ۰,۰۵ می باشد لذا تایید فرضیه نامانا بودن این دو متغیر در آزمون دیگی فولر تعمیم یافته مشکل خاصی را برای برآورد مدل رگرسیونی بوجود نخواهد آورد. از این روی میتوان اینگونه استدلال نمود که فرضیه عدم وجود ریشه واحد و در نتیجه مانا بودن متغیرهای بکار گرفته شده در مدل رگرسیونی تایید می شود.

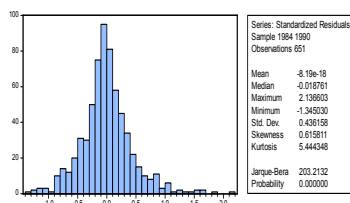
۸-۳- بررسی مفروضات کلاسیک مدل رگرسیونی

با توجه به اینکه تخمین مدل رگرسیونی بدون در نظر گرفتن مفروضات کلاسیک منجر به ایجاد رگرسیون کاذب و در نتیجه خروجی غیر واقعی می گردد؛ لذا در این پژوهش به منظور بررسی مفروضات کلاسیک مدل رگرسیونی به تفکیک و به شرح زیر برای هر یک از مدل های رگرسیونی اشاره شده به قرار زیر می باشد. همچنین با توجه به اینکه مدل های رگرسیونی شماره ۳، ۴ و ۵ برگرفته شده از مدل رگرسیونی شماره ۱ و ۲ می باشد؛ لذا جهت جلوگیری از تکرار مکررات از انعکاس نتایج حاصل از آزمون مفروضات کلاسیک مدل رگرسیونی برای مدل های رگرسیونی شماره ۳، ۴ و ۵ صرف نظر شده است.

الف) بررسی نرمال بودن جزء اختلال

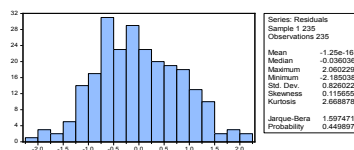
در این پژوهش از آزمون برا و جاریکو (۱۹۸۱) جهت نرمال بودن جملات باقیمانده استفاده شده است. به گونه ای که اگر جملات خطا به صورت نرمال توزیع شده باشد نمودار آن تقریباً به صورت نرمال است و آماره J-B معنی دار نمی باشد.

با توجه به نگاره ۵ از آنجایی که B-J بدست آمده از مدل شماره ۱ (۱۴۸،۷۴) بزرگتر از ۵،۹۶ و مقدار احتمال آن (۰،۰۰۰) کوچکتر از ۰،۰۵ می باشد. لذا فرضیه نرمال بودن جز اختلال مدل رگرسیونی شماره (۱) در سطح اطمینان ۰،۹۵ رد می شود. از همین رو در هنگام برآورد مدل رگرسیونی از متغیر مجازی جهت شناسایی و حذف داده های پرت استفاده شد.



نگاره ۵

با توجه به نگاره ۶ از آنجایی که B-J بدست آمده از مدل شماره ۲ (۱،۵۹۷) کوچکتر از ۵،۹۶ و مقدار احتمال آن (۰،۴۹۹) بزرگتر از ۰،۰۵ می باشد. لذا فرضیه نرمال بودن جز اختلال مدل رگرسیونی شماره (۲) در سطح اطمینان ۰،۹۵ تایید می شود.



نگاره ۶

ب) ثابت بودن واریانس جمله خطا

از آنجایی که ثابت نبودن واریانس جمله خطا، منجر می گردد تا انحراف معیار محاسبه شده جهت تخمین ضرایب مدل رگرسیونی دارای خطا باشد و زمینه های تغییر علامت ضرایب مدل رگرسیونی و متعاقب آن دستیابی به نتایج کاذب را فراهم می آورد. از همین روی در این پژوهش جهت ارزیابی همسانی واریانس جملات خطا از آزمون آرچ ARCH استفاده شده است. در این آزمون اگر جملات خطا دارای واریانس همسان باشند آماره F و X^2 کوچکتر از مقدار بحرانی می باشد و فرضیه صفر تایید می شود. که خلاصه نتایج این آزمون در قالب جدول زیر نمایان شده است.

جدول شماره ۵

$NARN_{it} = a_0 + a_1 RET_{it} + a_2 D + a_3 RET_{it} \times D + a_4 \epsilon_{CAR} + a_5 RET_{it} \times \epsilon_{CAR} + a_6 \epsilon_{CAR} \times D + a_7 \epsilon_{CAR} \times D \times RET_{it} + \epsilon$			
آزمون آرچ ARCH			آزمون
نتیجه	سطح معنی داری	مقدار آماره آزمون	
رد فرضیه صفر	۰.۰۰۰	۱۳۶.۷۴۴۳	برمبنای آماره F
رد فرضیه صفر	۰.۰۰۰	۱۱۳.۲۹۴۷	برمبنای آماره X^2
فرضیه صفر: جملات خطا مدل دارای واریانس همسان می باشد.			
فرضیه یک: جملات خطا مدل دارای واریانس همسان نمی باشد			

با توجه به نتایج مندرج در جدول ۵ در ارتباط با آزمون آرچ ARCH. مدل رگرسیونی شماره (۵) دارای واریانس همسان نمی باشد چرا که مقدار آماره F و X^2 این آزمون در ناحیه بحرانی قرار دارد و سطح معناداری که در مقابل این دو آماره (۰.۰۰۰) کوچکتر از ۰.۰۵ می باشد لذا فرضیه وجود ثابت بودن واریانس جملات خطا رد می شود. رد فرضیه همسانی واریانس جملات خطا موجب گردید تا در هنگام تخمین ضرایب مدل رگرسیونی شماره (۱) به جای استفاده از روش OLS از روش GLS استفاده شود.

جدول شماره ۶

NARN _{it} = a ₀ + a ₁ RET _{it} + a ₂ D + a ₃ ε _{CAR} + ε			آزمون
ARCH آزمون آرچ			
نتیجه	سطح معنی داری	آماره آزمون	
تایید فرضیه صفر	۰.۱۴۲	۱۰.۳۹۹۵	بر مبنای آماره F
تایید فرضیه صفر	۰.۱۵۳	۱۰.۰۳۹۱	بر مبنای آماره X ²
فرضیه صفر: جملات خطا مدل دارای واریانس همسان می باشد .			
فرضیه یک: جملات خطا مدل دارای واریانس همسان نمی باشد			

نتایج منعکس شده در جدول ۶ در ارتباط با این مطلب است که مدل رگرسیونی (۲) دارای واریانس همسان می باشد. چرا که آماره $F(10, 39)$ و آماره $X^2(10, 39)$ در ناحیه بحرانی قرار ندارد.

۸-۴- انتخاب الگوی مناسب مدل رگرسیونی

با توجه به این موضوع که در صورت وجود ناهمگنی و یا تفاوت فردی بین مشاهدات استفاده از داده های تابلویی منجر به نتایج قابل اتکاتری می شود. لذا در این پژوهش برای تعیین همگنی و یا ناهمگنی بین مشاهدات و متعاقب آن انتخاب الگوی داده تلفیقی و یا داده تابلویی با رویکرد مدل اثرات ثابت از آزمون F لیمر استفاده شده است. اما از آنجایی که در الگوی داده تابلویی علاوه بر رویکرد اثرات ثابت، رویکرد اثرات تصادفی نیز وجود دارد از این رو در صورت رد فرضیه صفر در آزمون F لیمر، لازم است مدل مورد نظر از منظر استفاده و یا عدم استفاده از رویکرد اثرات تصادفی نیز مورد آزمون قرار گیرند تا اطمینان حاصل شود. نتایج حاصل از آزمون F لیمر (استفاده از مدل اثرات ثابت) قابل اتکا می باشد. از این رو و در راستای بررسی این موضوع از آزمون بروش پاگان در این پژوهش استفاده شده است. مسئله قابل اغمصاص این است که در صورتی که به طور همزمان فرضیه صفر در آزمون های F لیمر و بروش پاگان رد شود آنگاه پژوهشگر در انتخاب رویکرد اثرات ثابت و یا اثرات تصادفی در یک دو راهی قرار می گیرد. به همین منظور در این پژوهش در جهت رفع این مسئله از آزمون تصریح هاسمن کمک گرفته شده است.

جدول شماره ۷

خلاصه نتایج حاصل از آزمون های آماری	آزمون هاسمن			آزمون بروش پاگان			آزمون F لیمر			
	نتیجه	سطح معنی داری	آماره هاسمن	نتیجه آزمون	سطح معنی داری	آماره بروش پاگان	نتیجه	سطح معنی داری	آماره F لیمر	مدل رگرسیونی
استفاده از الگوی داده ترکیبی با رویکرد اثرات ثابت	رد فرضیه صفر	۰,۰۰۰۹	۲۴,۵۵۹	رد فرضیه صفر	۰,۰۴۸	۲,۰۴۰	رد فرضیه صفر	۰,۰۰۰	۴,۵۰۹	مدل شماره (۱)
استفاده از الگوی داده تلفیقی	-	-	-	تایید فرضیه صفر	۰,۶۹۶	۰,۳۶۲۹	تایید فرضیه صفر	۰,۹۰۲	۰,۶۹۳	مدل شماره (۲)
-	فرضیه صفر: استفاده از رویکرد اثرات تصادفی			فرضیه صفر: استفاده از الگوی داده تلفیقی			فرضیه صفر: استفاده از الگوی داده تلفیقی			
	فرضیه یک: استفاده از رویکرد اثرات ثابت			فرضیه یک: استفاده از الگوی داده ترکیبی با رویکرد اثرات تصادفی			فرضیه یک: استفاده از الگوی داده ترکیبی با رویکرد اثرات ثابت			

۱- با توجه به مقدار F لیمر (۴,۵۰۹) گزارش شده در ارتباط با مدل رگرسیونی شماره (۱) و همچنین سطح معناداری ارائه شده در مقابل این آماره (۰,۰۰۰) فرض صفر مبنی بر انتخاب روش داده تلفیقی در سطح اطمینان ۰,۹۵ رد می شود. همچنین از آنجایی که آماره بروش پاگان در مقدار بحرانی قرار دارد و سطح معناداری ارائه شده در مقابل این آماره (۰,۰۴۸) کوچکتر از ۰,۰۵ می باشد. لذا فرضیه استفاده از روش داده تابلویی با رویکرد اثرات تصادفی در سطح اطمینان ۰,۹۵ نیز تایید می شود. بدین ترتیب با توجه به رد فرضیه استفاده از روش داده تلفیقی در آزمون F لیمر و رد فرضیه استفاده از روش داده تابلویی با رویکرد تصادفی در آزمون بروش پاگان. آزمون هاسمن با هدف تعیین استفاده از روش داده تابلویی با رویکرد اثرات ثابت و رویکرد اثرات تصادفی انجام گردید. نتایج این آزمون حاکی از رد فرض صفر مبنی بر استفاده از رویکرد اثرات تصادفی در سطح خطا ۰,۰۵ بوده است. بدین ترتیب در این پژوهش از روش داده تابلویی با رویکرد اثرات ثابت جهت تخمین این مدل رگرسیونی شماره (۱) استفاده شده است.

۲- با توجه به مقدار F لیمر (۰,۶۹۳) گزارش شده در ارتباط با مدل رگرسیونی شماره (۲) و سطح معناداری ارائه شده در مقابل این آماره (۰,۹۰۲). فرض انتخاب روش داده تلفیقی در سطح اطمینان ۰,۹۵ تایید می شود. همچنین از آنجایی سطح معناداری ارائه شده در مقابل آماره بروش پاگان (۰,۶۹۶) بزرگتر از ۰,۰۵ می باشد؛ لذا فرضیه استفاده از روش داده تابلویی با رویکرد اثرات تصادفی در سطح اطمینان ۰,۹۵ رد می شود. بنابراین با توجه به تایید فرضیه استفاده از روش داده تلفیقی در آزمون F لیمر و رد فرضیه استفاده از روش داده تابلویی با رویکرد تصادفی در آزمون بروش پاگان در این پژوهش از روش داده تلفیقی جهت تخمین این مدل رگرسیونی شماره (۲) استفاده شده است.

۸-۵- برآورد مدل رگرسیونی فرضیه های گروه اول

در این پژوهش از آماره F به منظور تعیین معنی دار بودن مدل رگرسیونی و همچنین از آماره T به منظور تعیین معنی دار بودن ضرایب رگرسیونی استفاده شده است که خلاصه نتایج در جداول زیر نمایان شده است.

جدول شماره ۸

$NARN_{it} = a_0 + a_1 RET_{it} + a_2 D + a_3 RET_{it} \times D + a_4 \epsilon_{CAR} + a_5 RET_{it} \times \epsilon_{CAR} + a_6 \epsilon_{CAR} \times D + a_7 \epsilon_{CAR} \times D \times RET_{it} + \epsilon$				
نام متغیر	ضرایب	مقدار آماره t	سطح معناداری	با توجه اینکه ضریب $\epsilon_{CAR} \times D \times RET_{it}$ منفی و در سطح اطمینان ۰.۹۵ معنادار می باشد بنابراین فرضیه اول پژوهش تایید می شود.
C	۰.۱۴۷۵	۲.۸۶۳۵	۰.۰۰۴۳	
RET_{it}	۰.۰۰۲۱۶	۰.۳۷۵۲	۰.۷۰۷۶	
D	-۰.۱۳۹۸	-۱.۳۲۸	۰.۱۸۴۶	
$RET_{it} \times D$	-۰.۰۰۰۶۶	۰.۱۷۰۰۵	۰.۸۶۵	
ϵ_{CAR}	-۰.۱۸۲۴	-۳.۲۲۵۴	۰.۰۰۱۳	
$\epsilon_{CAR} \times D$	۰.۰۷۰۷۴۴	۰.۶۵۲۶	۰.۵۱۴	
$RET_{it} \times \epsilon_{CAR}$	۰.۰۰۰۵۳۴	۱.۱۴۶۷	۰.۲۶۰۳۵	
$\epsilon_{CAR} \times D \times RET_{it}$	-۰.۱۵۴۲۰۴	-۲.۸۹۱۷	۰.۰۰۰۴	
مقدار آماره F		۴.۶۱۶	سطح معناداری آماره F	۰.۰۰۰
مقدار آماره دوربین - واتسون		۱.۸۲۷۱	ضریب تعیین (R^2)	۰.۴۷۱۲

همانگونه که در جدول ۸ نشان داده شده است سطح معناداری آماره F در مدل رگرسیونی شماره (۱) برابر با (۰,۰۰۰) می باشد که این موضوع مبین معنادار بودن مدل رگرسیونی در سطح اطمینان ۰,۹۵ می باشد و مقدار آماره دوربین - واتسون برابر با (۱,۸۲۷۱) می باشد که این مقدار بیانگر عدم خودهمبستگی بین متغیرهای استفاده شده در این مدل می باشد. همچنین با توجه به منفی بودن ضریب و سطح معناداری این ضریب (۰,۰۰۰۴)، فرضیه وجود ارتباط منفی بین محافظه کاری و بازدهی غیر عادی در سطح اطمینان ۰,۹۵ تایید می شود.

جدول شماره ۹

$NARN_{it} = a_0 + a_1 RET_{it} + a_2 D + a_3 \epsilon_{CAR}$				
نام متغیر	ضرایب	مقدار آماره t	سطح معناداری	با توجه اینکه ضریب ϵ_{CAR} منفی و در سطح اطمینان ۰.۹۵ معنادار می باشد بنابراین فرضیه ۱-۲ پژوهش تایید می شود.
C	۱.۰۲۲	۱۰.۵۰۵	۰.۰۰۰	
RET_{it}	۰.۰۰۵۳۹	-۲.۱۱۰	۰.۰۳۵۹	
D	۰.۸۱۲۳	۱۳.۱۹۴۵	۰.۰۰۰	
ϵ_{CAR}	-۰.۰۲۵۸	-۰.۵۰۲۶	۰.۰۶۱۵	
مقدار آماره F		۳۵.۷۲۴	سطح معناداری آماره F	۰.۰۰۰
مقدار آماره دوربین - واتسون		۱.۵۶۶	ضریب تعیین (R^2)	۰.۱۹۶۲

همانگونه که در جدول ۹ نشان داده شده است سطح معناداری آماره F در مدل رگرسیونی شماره (۲) برابر با (۰,۰۰۰) می باشد که این موضوع مبین معنادار بودن مدل رگرسیونی در سطح اطمینان ۰,۹۵ می باشد و مقدار آماره دوربین -واتسون برابر با (۱,۵۶۶) می باشد که این مقدار بیانگر عدم خودهمبستگی بین متغیرهای استفاده شده در این مدل می باشد. همچنین با توجه به منفی بودن ضریب و سطح معنادار این ضریب (۰,۰۶۱۵). فرضیه وجود ارتباط منفی بین اعلام خبرهای بد و بازدهی غیر عادی در سطح اطمینان ۰,۹۵ تایید می شود.

جدول شماره ۱۰

$NARN_{it} = a_0 + a_1 RET_{it} + a_2 \epsilon_{CAR}$				
نام متغیر	ضرایب	مقدار آماره t	سطح معناداری	با توجه اینکه ضریب ϵ_{CAR} مثبت و در سطح اطمینان ۰,۹۵ معنادار می باشد بنابراین فرضیه ۱-۳ پژوهش تایید می شود.
C	۰,۱۱۸۸	۲,۳۲	۰,۰۲۱	
RET_{it}	۰,۰۰۰۲۶	۰,۰۵۲	۰,۰۶۲	
ϵ_{CAR}	۰,۷۰۰۰۶۳	۲۱,۷۵	۰,۰۰۰	
مقدار آماره F		۱۰,۸۴	سطح معناداری آماره F	۰,۰۰۰
مقدار آماره دوربین -واتسون		۱,۶۲	ضریب تعیین (R^2)	۰,۲۵

همانگونه که در جدول ۱۰ نشان داده شده است سطح معناداری آماره F در مدل رگرسیونی شماره (۲) برابر با (۰,۰۰۰) می باشد که این موضوع مبین معنادار بودن مدل رگرسیونی در سطح اطمینان ۰,۹۵ می باشد و مقدار آماره دوربین -واتسون برابر با (۱,۶۲) می باشد که این مقدار بیانگر عدم خودهمبستگی بین متغیرهای استفاده شده در این مدل می باشد. همچنین با توجه به مثبت بودن ضریب و سطح معنادار این ضریب (۰,۰۶۱۵). فرضیه وجود ارتباط منفی بین اعلام خبرهای خوب و بازدهی غیر عادی در سطح اطمینان ۰,۹۵ تایید می شود.

۹- برآورد مدل های رگرسیونی فرضیه های گروه دوم

با توجه به تایید فرضیه های گروه اول مبنی بر وجود ارتباط منفی بین محافظه کاری و بازده غیر عادی؛ در این گروه از فرضیه های آماری جهت این ارتباط مورد بررسی قرار گرفته است تا مشخص شود که آیا محافظه کاری بر بازدهی غیر عادی تاثیر می گذارد یا بازدهی غیر عادی بر میزان محافظه کاری تاثیر می گذارد.

جدول شماره ۱۱

$NARN_{it} = a_0 + a_1 RET_{it} + a_2 D + a_3 RET_{it} \times D + a_4 \epsilon_{CAR_{T-2}} + a_5 \epsilon_{CAR_{T-2}} \times RET_{it} + a_6 \epsilon_{CAR_{T-2}} \times D + a_7 \epsilon_{CAR_{T-2}} \times D \times RET_{it} + a_8 \Delta \epsilon_{CAR_{T-1}} + a_9 \Delta \epsilon_{CAR_{T-1}} \times RET_{it} + a_{10} \Delta \epsilon_{CAR_{T-1}} \times D + a_{11} \Delta \epsilon_{CAR_{T-1}} \times RET_{it} \times D + \epsilon$				
از آنجایی که ضریب $\Delta \epsilon_{CAR_{T-1}} \times RET_{it} \times D + \epsilon$ منفی نمی باشد لذا فرضیه ۳ در سطح اطمینان ۰.۹۵ رد می شود.	بررسی فرضیه تاثیر بازدهی غیر عادی بر محافظه کاری			
	نام متغیر	ضرایب	مقدار آماره t	سطح معناداری
	C	۰.۷۰۸	۱۶.۴۴	۰.۰۰۰
	RET _{it}	۲.۷۱	۰.۰۵۳	۰.۹۵۷
	D	۰.۱۴۴	۱.۶۵۳	۰.۰۹۹
	RET _{it} × D	-۰.۰۰۷	-۲.۶۸۵	۰.۰۰۷
	ε _{CAR_{T-2}}	-۰.۱۲۴	-۱.۳۵۳	۰.۱۷۶۷
	ε _{CAR_{T-2}} × RET _{it}	۰.۰۱۷۱	۰.۱۰۵	۰.۹۱
	ε _{CAR_{T-2}} × D	۰.۰۰۱۷۸	۱.۵۸	۰.۱۱
	ε _{CAR_{T-2}} × D × RET _{it}	-۰.۰۰۴۷	-۱.۰۱۷۵	۰.۳۰۹
	Δε _{CAR_{T-1}}	-۰.۰۵۳	-۱.۰۱۵۶	۰.۳۱۰
	Δε _{CAR_{T-1}} × RET _{it}	۰.۰۰۰۸۳	۱.۶۸۹	۰.۰۹۱۷
	ε _{CAR_{T-1}} × D	۰.۰۴۹۳	۰.۴۴۷	۰.۶۵۴
	Δε _{CAR_{T-1}} × RET _{it} × D + ε	۰.۰۰۰۲	۰.۰۷۰۵	۰.۰۹۴
مقداره آماره دوربین - واتسون				
آماره h دوربین- واتسون ($1 - \frac{DW}{2}$)				
۰.۴۷۵۵				

جدول شماره ۱۲

$NARN_{it} = a_0 + a_1 RET_{it} + a_2 D + a_3 RET_{it} \times D + a_4 \epsilon_{CAR_T} + a_5 \epsilon_{CAR_T} \times RET_{it} + a_6 \epsilon_{CAR_T} \times D + a_7 \epsilon_{CAR_T} \times D \times RET_{it} + a_8 \Delta \epsilon_{CAR_{T+1}} + a_9 \Delta \epsilon_{CAR_{T+1}} \times RET_{it} + a_{10} \Delta \epsilon_{CAR_{T+1}} \times D + a_{11} \Delta \epsilon_{CAR_{T+1}} \times RET_{it} \times D + \epsilon$				
از آنجایی که ضریب $\Delta \epsilon_{CAR_{T+1}} \times RET_{it} \times D + \epsilon$ منفی نمی باشد لذا فرضیه ۴ در سطح اطمینان ۰.۹۵ رد می شود.	بررسی فرضیه تاثیر محافظه کاری بر بازدهی غیر عادی			
	نام متغیر	ضرایب	مقدار آماره t	سطح معناداری
	C	۰.۶۶۵۲	۱۵.۸۶۸	۰.۰۰۰
	RET _{it}	۰.۰۰۰۴۷	۰.۷۹۵۳	۰.۴۲۶۸
	D	۰.۱۴۳۴	۱.۸۶۱۵	۰.۰۶۳۲
	RET _{it} × D	-۰.۰۰۳۷	-۱.۴۹۸۸	۰.۱۳۴۵
	ε _{CAR_T}	-۰.۱۶۴	-۲.۲۵۵۶	۰.۰۲۴۵
	ε _{CAR_T} × RET _{it}	۰.۰۰۰۲۸۵	۰.۶۸۳۶	۰.۴۹۴۵
	ε _{CAR_T} × D	-۰.۱۲۶۰	۰.۹۴۴۲	۰.۳۴۵۴
	ε _{CAR_T} × D × RET _{it}	-۰.۰۰۵۰۵	-۱.۵۴۶۶	۰.۱۲۲۵
	Δε _{CAR_{T+1}}	-۰.۰۷۶۵	-۱.۶۳۹۴	۰.۱۰۱۷
	Δε _{CAR_{T+1}} × RET _{it}	۰.۰۰۰۵	۱.۰۲۴۸	۰.۳۰۱
	Δε _{CAR_{T+1}} × D	۰.۰۲۰۲	۲.۲۵۷	۰.۰۲۴۴

۱- در مدل‌های رگرسیونی پویا (مدلهایی که علاوه بر رابطه بین مقدار جاری متغیرها، بین مقدار آن‌ها در طی زمان‌های مختلف نیز ارتباط برقرار شده است) برای بررسی خود همبستگی باید از آزمون h دوربین که از رابطه $\sqrt{\frac{n}{1-2 \text{var}(q)}}$ بدست می آید، استفاده نمود. به گونه ای که اگر نتایج حاصل بین (۱.۹۶ و ۱.۹۶-) باشند؛ وجود همبستگی رد می شود. (سوری، ۱۳۹۱)

جدول شماره ۱۳

$NARN_{it} = a_0 + a_1 RET_{it} + a_2 D + a_3 RET_{it} \times D + a_4 \epsilon_{CAR_{T-1}} + a_5 \epsilon_{CAR_{T-1}} \times RET_{it} + a_6 \epsilon_{CAR_{T-1}} \times D + a_7 \epsilon_{CAR_{T-1}} \times D \times RET_{it} + a_8 \Delta \epsilon_{CAR_T} + a_9 \Delta \epsilon_{CAR_T} \times RET_{it} + a_{10} \Delta \epsilon_{CAR_T} \times D + a_{11} \Delta \epsilon_{CAR_T} \times RET_{it} \times D + \epsilon$				
از آنجایی که ضریب $\Delta \epsilon_{CAR_T} \times RET_{it} \times D + \epsilon$ منفی می باشد لذا فرضیه ۵ در سطح اطمینان ۰.۹۵ تایید می شود. که این موضوع بیانگر وجود ارتباط متقابل (دوسویه) بین حسابداری محافظه کارانه و بازدهی غیر عادی می باشد.	بررسی فرضیه ارتباط متقابل بین محافظه کاری و بازدهی غیر عادی			
	نام متغیر	ضرایب	مقدار آماره t	سطح معناداری
	C	۰.۶۸۵۷	۱۷.۹۸۴	۰.۰۰۰
	RET_{it}	۱.۰۲	۰.۰۲۳۲	۰.۹۸۱۵
	D	۰.۱۸۶۴	۲.۳۸۷	۰.۰۱۷۳
	$RET_{it} \times D$	-۰.۰۰۵۳۴	-۱.۹۶۳	۰.۰۵۰
	$\epsilon_{CAR_{T-1}}$	-۰.۱۰۳۷	-۱۰.۵۰۶	۰.۱۳۲۶
	$\epsilon_{CAR_{T-1}} \times RET_{it}$	-۰.۱۳۶	-۰.۸۹۲۸	۰.۳۷۲۴
	$\epsilon_{CAR_{T-1}} \times D$	۰.۰۰۰۳	۰.۶۳۸	۰.۵۲۳۳
	$\epsilon_{CAR_{T-1}} \times D \times RET_{it}$	-۰.۰۰۰۸	-۱.۷۰۹	۰.۰۸۷۹
	$\Delta \epsilon_{CAR_T}$	-۰.۰۵۲۹	-۱.۱۹۲۴	۰.۲۳۳۶
	$\Delta \epsilon_{CAR_T} \times RET_{it}$	-۰.۰۰۰۲	-۰.۶۱۹۳	۰.۵۳۵۹
	$\Delta \epsilon_{CAR_T} \times D$	-۰.۱۳۶۳	-۱.۴۳۴۵	۰.۱۵۲۰
	$\Delta \epsilon_{CAR_T} \times RET_{it} \times D$	-۰.۰۰۷۴۱	-۲.۵۷۳۱	۰.۰۱۰۳
	مقداره آماره دوربین - واتسون			
	آماره h دوربین - واتسون $(1 - \frac{DW}{2})$			
	۱.۰۸۱			
	۰.۴۵۹۵			

۱۰- نتیجه گیری و پیشنهادات

در این پژوهش با بهره گیری از مبانی نظری مطرح در حسابداری و تحقیقات صورت پذیرفته شده توسط پژوهشگران داخلی و خارجی، رابطه بین بازده غیر عادی و میزان محافظه کاری در گزارشگری مالی با استفاده از دادهای مربوط به سالهای ۱۳۹۰-۱۳۸۳ شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در قالب دو گروه فرضیه آماری مورد بررسی و ارزیابی قرار گرفته است. که خلاصه نتایج آن به شرح جدول شماره ۱۴ می باشد.

جدول شماره ۱۴

فرضیه پژوهش	یافته های تحقیق
فرضیه گروه اول	بازده غیر عادی با میزان محافظه کاری رابطه منفی دارد.
	اعلام به موقع خبرهای بد با بازده غیر عادی رابطه منفی دارد
	اعلام به موقع خبرهای خوب با بازده غیر عادی رابطه مثبت دارد
فرضیه گروه دوم	تغییر در بازده غیر عادی موجب تغییر در میزان محافظه کاری می شود
	تغییر در میزان محافظه کاری موجب تغییر در بازده غیر عادی می شود.
	بین تغییر در بازده غیر عادی و میزان محافظه کاری رابطه متقابل وجود دارد.

۱- شواهد حاصل از آزمون فرضیه گروه اول این پژوهش که در جدول شماره ۱۴ نشان داده شده است، وجود رابطه منفی و معنی دار بین میزان محافظه کاری در گزارش های مالی و بازده غیرعادی را در سطح اطمینان ۹۵٪ تایید می کند. بر اساس نتایج حاصل از آزمون فرضیه گروه اول این تحقیق که در انطباق با نتایج پژوهش های زها (۲۰۱۱)، لوئیس (۲۰۰۹)، خدای پور و مالکی نیا (۱۳۹۱) و رضا زاده و همکاران (۱۳۸۷) می باشد، می توان اینگونه استدلال نمود که میزان بازده غیر عادی در شرکت هایی که سیاستهای محافظه کارانه تری بکار می گیرند نسبت به سایر شرکت ها کمتر می باشد؛ که این امر بیانگر نقش برجسته و غیر قابل انکار حسابداری محافظه کارانه به عنوان یکی از ویژگی های کیفی اطلاعات مالی می باشد. شواهد پژوهش نشان می دهد که استفاده کنندگان صورت های مالی برای اطلاعات محافظه کارانه ارزش قائلند؛ چرا که اینگونه اطلاعات موجب کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه گذاران و مدیران و در نتیجه کاهش هزینه های نمایندگی می گردد.

از این حیث پیشنهاد می شود تا استفاده کنندگان اطلاعات حسابداری علی الخصوص ذی نفعان شامل سرمایه گذاران بالفعل و بالقوه، اعتبار دهندگان در پیش بینی های مالی، تصمیمات سرمایه گذاری و اعتباری به سطح محافظه کاری بکار گرفته شده توسط مدیران توجه نمایند. همچنین علی رغم رویکردهای جدید حاکم بر استانداردهای حسابداری مالی بین المللی IFRS مبنی بر کاهش استفاده از محافظه کاری (بینگی و همکاران، ۲۰۱۳) با توجه به شرایط اقتصادی حاکم بر ایران تا زمان اجرای صحیح و دقیق اصل ۴۴ (خصوصی سازی) و انتقال مالکیت سهام از مالک عمده (دولت) به طیف گسترده ای از سرمایه گذاران و

بهبود معیارهای حاکمیت شرکتی، توصیه می شود تدوین کنندگان استانداردهای حسابداری ایران کماکان بر محافظه کاری به عنوان یکی از ویژگی های کیفی گزارش های مالی تاکید نمایند.

۲- شواهد حاصل از آزمون فرضیه های گروه دوم این پژوهش، مندرج در جدول شماره ۱۴ وجود ارتباط متقابل بین بازده غیر عادی و میزان محافظه کاری را در سطح اطمینان ۹۵٪ تایید می نماید. با توجه به نتایج حاصل از آزمون فرضیه های گروه دوم که در انطباق با پژوهش های زها (۲۰۱۱)، فخاری و رسولی (۱۳۹۱) می باشد میتوان اینگونه استدلال نمود؛ اگر چه اعمال محافظه کاری در حسابداری دارای مزایای غیرقابل انکار در کاهش نامتقارن بودن اطلاعات، تعدیل رفتارهای فرصت طلبانه مدیران و در نهایت قابلیت اتکای اطلاعات تهیه شده بر مبنای استانداردهای حسابداری است لیکن همواره باید این مهم را نیز مورد توجه قرار داد که استفاده بی رویه از استانداردهای محافظه کارانه منجر به کاهش پایداری سود و مربوط بودن اطلاعات می گردد. لذا استفاده از سطح مناسب و معقولی از محافظه کاری در کنار دیگر سازو کارهای کنترلی از جمله بکارگیری مکانیزم های حاکمیت شرکتی، برای بهبود سطح کارایی بازار لازم می باشد. از این حیث پیشنهاد می شود تا تدوین کنندگان مبانی نظری گزارشگری مالی و استانداردهای حسابداری (سازمان حسابرسی) در راستای تعیین سطح مناسب و معقول محافظه کاری در چارچوب های نظری و متعاقب آن استانداردهای حسابداری، تعامل سازنده ای با تدوین کنندگان قوانین و مقررات نظارتی (سازمان بورس اوراق بهادار)، داشته باشند.

۱۱- محدودیت های پژوهش

در یک پژوهش علمی نظیر هر فعالیت دیگری مشکلاتی وجود دارد که مانع از روند فعالیت در شرایط عادی می شود و نتایج تحقیق را تحت تاثیر قرار می دهد. محدودیتهای زیر در راستای انجام پژوهش حاضر قابل ذکر است.

۱- بازار کوچک و کم عمق

با توجه به اینکه تعداد شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به نسبت بورس های توسعه یافته کم می باشد لذا به نظر می رسد نمونه مورد بررسی برای انجام تحقیق پایین تر از تحقیقات مشابه در کشورهای توسعه یافته است.

۲- متوقف کننده خودکار

وجود متوقف کننده خودکار نظیر دامنه نوسانات قیمت بر برخی از متغیرهای این پژوهش تاثیر دارد که امکان اندازه گیری و کنترل آن مقدور نیست.

۳- شرایط خاص اقتصادی. سیاسی

در دوره مورد بررسی به دلیل شرایط اقتصادی و سیاسی خاص حاکم بر کشور شرایط رکود تورمی در کشور حاکم بوده است که این شرایط بر متغیرهای مورد استفاده در مدل های پژوهش تاثیر سو یی داشته است

منابع فارسی

- ۱- ابراهیمی کردلر، علی. شهریاری، علیرضا. ۱۳۸۸. بررسی رابطه بین هزینه های سیاسی و محافظه کاری (فرضیه سیاسی) در بورس اوراق بهادار تهران. بررسی های حسابداری و حسابرسی. دوره ۱۶. شماره ۵۷. صص ۱۶-۳
- ۲- اسدی، غلامحسین. جلالیان، رامین. ۱۳۹۱. تاثیر ساختار سرمایه. سهامداران و بزرگی شرکت بر میزان محافظه کاری. بررسی های حسابداری و حسابرسی. دوره ۱۹ شماره ۶۷. صص ۱۴-۱
- ۳- بدری، احمد. اصلیزاده، محمد. ۱۳۹۰. فراواکنشی و دامنه نوسان قیمت: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران، تحقیقات حسابداری و حسابرسی، شماره ۹
- ۴- بهرامفر، نقی. شمس عالم، سیدحسام. ۱۳۸۳. "بررسی تاثیر متغیر های حسابداری بر بازده غیر عادی آتی سهام". بررسی های حسابداری و حسابرسی. شماره ۳۷. صص ۵۰-۲۳
- ۵- ثقفی، علی. سدیدي، مهدی. ۱۳۸۶. تاثیر محافظه کاری حسابداری بر کیفیت سود و بازده سهام. فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی. شماره ۱۸
- ۶- جعفر نکونام، جعفر، نکونام، محمد. ۱۳۹۱، بررسی رابطه بین ساختار مالکیت و محافظه کاری حسابداری، دهمین همایش ملی حسابداری ایران، حسابداری و بازار سرمایه، جلد دوم، دانشگاه الزهراء، تهران
- ۷- حجازی، رضوان. خادمی، صابر. ۱۳۹۲. تاثیر عوامل اقتصادی و ویژگی های شرکت ها بر ساختار سرمایه شرکت های پذیرفته شده در بورس. مجله پژوهشهای حسابداری مالی، شماره ۲. شماره پیاپی ۱۶.
- ۸- حیدرعلی، هومن. ۱۳۸۶. شناخت روش علمی در علوم رفتاری. تهران. سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاهها (سمت).
- ۹- خالقی مقدم، حمید. احمدخان بیگی، مصطفی. ۱۳۹۰. رابطه محافظه کاری و به هنگام بودن سود خالص با اندازه شرکت و اندازه مؤسسه حسابرسی. بررسی های حسابداری و حسابرسی. دوره ۱۸. شماره ۶۴. صص ۱۸-۱۰
- ۱۰- خانی، عبدالله. ۱۳۸۶. رابطه بین رقم سود حسابداری و بازده غیرعادی سهام در بورس تهران. مجله دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان. شماره ۱
- ۱۱- خدای پور، احمد. مالکی نیا، رحیمه. ۱۳۹۱. بررسی رابطه بین محافظه کاری شرطی و اخبار منفی آینده در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. دانش حسابداری. سال سوم. شماره ۱۰، صص ۲۷-۷

- ۱۲- خواجهی، شکراله، ولی پور، هاشم، حاکمی، بهروز. ۱۳۸۹. "بررسی تاثیر ساختار سرمایه بر بازده غیر عادی انباشته در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران". مجله مطالعات مالی. شماره ۵.
- ۱۳- دلاور، علی. ۱۳۸۷. مبانی نظری و عملی پژوهش در علوم انسانی و اجتماعی. تهران. رشد. ص ۷۶- ۸۰
- ۱۴- رضا زاده، جواد. آزاد، عبدالله. ۱۳۸۷. رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و محافظه کاری در گزارش های مالی. بررسی های حسابداری و حسابرسی. شماره ۵۴. ص ۶۳- ۸۰
- ۱۵- فتحی، زاده، امیرحسینی، زهرا، احمدی نیا، حامد. ۱۳۹۱. مروری بر مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای با نگرش بر مدل اقتصادی نوین مبتنی بر آن. مجله اقتصادی بررسی مسائل و سیاست های اقتصادی. شماره ۷. ص ۲۷- ۴۶
- ۱۶- فخاری، حسین، رسولی، شادی. ۱۳۹۱. بررسی اثر محافظه کاری و کیفیت اقلام تعهدی بر کارایی سرمایه گذاری. پژوهش های تجربی حسابداری. سال دوم. شماره ۸، صص ۱۰۰- ۸۱
- ۱۷- فروغی، داریوش، عباسی، جواد. ۱۳۹۰. بررسی عوامل موثر بر اعمال محافظه کاری حسابداری. فصلنامه پژوهشی تجربی حسابداری مالی. سال اول. شماره ۱
- ۱۸- قائمی، محمدحسین، وطن پرست، محمدرضا، ۱۳۸۴، بررسی نقش اطلاعات حسابداری در کاهش عدم تقارن اطلاعاتی در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه بررسیهای حسابداری و حسابرسی، سال دوازدهم، شماره ۴۱، صص ۱۰۳- ۸۵
- ۱۹- کردستانی، غلامرضا، ایرانشاهی، محمد. ۱۳۹۱. تاثیر محافظه کاری بر میزان مربوط بودن اطلاعات حسابداری به ارزش سهام. فصلنامه دانش حسابرسی، شماره ۴۶
- ۲۰- کردستانی، غلامرضا، امیریگی لنگرودی، حبیب. ۱۳۸۷. محافظه کاری در گزارشگری مالی: بررسی رابطه MTB و عدم تقارن زمانی سود به عنوان دو معیار ارزیابی محافظه کاری. بررسیهای حسابداری حسابرسی. دوره ۱۵. شماره ۵۲. صص ۱۰۶- ۸۹
- ۲۱- مدیریت سرمایه گذاری پیشرفته. نویسنده: رضاراعی، احمد تلنگی. ۱۳۸۷. مدیریت سرمایه گذاری پیشرفته. انتشارات سمت
- ۲۲- مهرانی، کوه، وافی ثانی، جلال، حلاج، محمد (۱۳۸۹)، رابطه ی قراردادهای بدهی و اندازه ی شرکت با محافظه کاری در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، بررسی های حسابداری و حسابرسی. دوره ۱۷. شماره ۵۹. صص ۱۱۲- ۹۷
- ۲۳- مهرانی، کوه، ابراهیمی کردلر، علی، حلاج، محمد. ۱۳۹۰. بررسی رابطه بین اقلام تعهدی غیرمنتظره و محافظه کاری در حسابداری در بورس اوراق بهادار تهران. بررسی های حسابداری و حسابرسی. دوره ۱۸. شماره ۶۳. صص ۱۱۳- ۱۳۲
- ۲۴- نمازی، محمد. شوشتریان، زکویه. ۱۳۷۷. نظریه ها الگوها و روش های آزمون کارایی بازار سرمایه. مجله علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز. دوره ۱۴. شماره ۱. پیاپی ۲۷
- ۲۵- ودیعی، محمد حسین. حسینی، سید محمد. ۱۳۹۱. رابطه معیارهای ارزیابی عملکرد و بازده غیر عادی سهام. فصلنامه پژوهشهای تجربی حسابداری. دوره ۱، شماره ۴. صص ۸۴- ۷۳

منابع لاتین

- 1- Abarbanal. J, Bushee.B, 1998, Abnormal Returns to a Fundamental Analysis Strategy , University of Pennsylvania , The Accounting Reviwe, Vol. 73 pp. 19-45
- 2- Acker, D. M, Stalker and Tonks 2002, 'Daily closing inside spreads and trading volumes around earnings announcements', Journal of Business Finance and Accounting. Vol 29, pp1149 - 1179.

- 3- Armstrong .Ch. S ,Barth. M.E, Jagolinzer A. D, Riedl E. J., 2010, 'Market Reaction to the Adoption of IFRS in Europe', The Accounting Review, vol 85, pp 31-61
- 4- Beaver, W. and S. Ryan. 2004. Conditional and Unconditional Conservatism: Concepts and Modeling. Working paper, Review of Accounting Studies Conference
- 5- Ball, R., and L. Shivakumar. 2006. The role of accruals in asymmetrically timely gain and loss recognition. Journal of Accounting Research 44: 207-242.
- 6- Ball. R, and L. Shivakumar, 2006, The role of accruals in asymmetrically timely gain and loss recognition, Journal of Accounting Research 44, pp 207-242.
- 7- Ball. R, Bushman. R.M and Vasvari. F.P, 2008, The debt-contracting value of accounting information and loan syndicate structure, Journal of Accounting Research, Volume 46, Issue 2, pp 247-287
- 8- Basu. S, 2001, Discussion of on the asymmetric recognition of good and bad news in France, Germany and the United Kingdom, Journal of Business Finance and Accounting 28: 1333-1349.
- 9- Bin Ke, Danqing ,Y. and Zili Zhuang. 2013. Mandatory IFRS Adoption and Accounting Conservatism . asia-conference-in-accounting
- 10- Chi, Wuchun, Liu, Chiawen. and Wang, Taychang, (2009), "What Affects Accounting Conservatism: A Corporate Governance Perspective", Journal of Contemporary Accounting & Economics, Vol.5(1), pp.47-59.
- 11- Duellman, A. S, 2007, Accounting conservatism and board of director characteristics: An empirical analysis, Journal of Accounting and Economics vol. 43, pp.411-437
- 12- Francis, J.R, LaFond. R.Z, Olsson. P and Schipper .K, 2003, "Costs of Capital and Earnings Attributes", The Accounting Review, pp 967-1010
- 13- Francis. J and X. Martin, 2010, Acquisition profitability and timely loss recognition. Journal of Accounting and Economics 49, pp 179-183.
- 14- Francis. J.R, Martin. X, 2010, Acquisition profitability and timely loss recognition, Journal of Accounting and Economics, Available at URL <http://www.ssrn.com>
- 15- Huang, yen-sheng., 1998, "stock price reaction to daily limit moves: Evidence from the Taiwan stock Exchange", Journal of business Finance & accounting, 25, 469-483.
- 16- LaFond. R and Watts.R, 2008, "The Information Role of Conservatism", The Accounting Review (forthcoming), Available at URL: <http://www.ssrn.com>
- 17- LaFond. R, Watts. R.L, 2008, The Information Role of Conservatism. The Accounting Review, vol. 83, p. 447-478
- 18- Lara. J.M.G, Osama. B.G, Penalva. F, 2009, Accounting conservatism and corporate governance, Review of Accounting Studies, Volume 14, Issue 1, pp 161-201
- 19- Manuel, C., and N.N. Manuel. 2011. Consistent estimation of conditional conservatism. Working Paper: University of Jaen and Universidad Carlos III de Madrid.
- 20- Matthew .T.B, YU.M, 2012, Asymmetric Information and Open Market Share Repurchases , Available at URL: <http://ssrn.com/abstract1785708>

- 21- Ohlson, J. A., 1995. Accounting Earning, Book Value and Dividends in Equity valuation. *Contemporary Accounting Research*, 11(2), pp. 661-687.
- 22- Scott. W. R, 2008, Financial Accounting Theory, Prentice Hall Edition
- 23- Sirada. N and Kriengkrai . B. U, 2013, Accounting Conservatism and Future Investment opportunities: Empirical Evidence from Thailand . *Proceedings of Global Business and Finance Research Conference* .ISBN: 978-1-922069-34-4
- 24- Slonki.T, Zawadzki . B. M , 2012, The Signaling Effect and Abnormal Returns of Open Market share purchases in Poland, *Journal of Accounting Research*, Available at URL <http://ssrn.com/abstract=2081991>
- 25- Venkatesh, P. C., and R. Chiang, 1986, "Information Asymmetry and the Dealer's Bid-Ask Spread: A Case Study of Earnings and Dividend Announcements", *The Journal of Finance* 41, 5: 1089-1102
- 26- Watts, R. L, 2003. Conservatism in Accounting Part II: Evidence and Research Opportunities. *Accounting Horizons*, pp287-301.
- 27- Watts. R. L, 2003, Conservatism in Accounting Part I: Explanations and Implications. *Accounting Horizons*, pp 207-221
- 28- Zhang. J, 2008, The contracting benefits of accounting conservatism to lenders and borrowers, *Journal of Accounting and Economics* 45, pp27-5.
- 29- Zhe Wang .R,(2013), Operating Risk and Accounting Conservatism: An Empirical Study, *the International Journal of Business and Finance Research*, vol 7 , pp55-68
- 30- Zhen, Qi,(2011), SYSTEMATIC RISK AND ACCOUNTING CONSERVATISM, ProQuest LLC, MI 48106 – 1346