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 تآخیر 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 طباطبایی
** استادیار حسابداری دانشگاه علامه طباطبایی
*** دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه علامه طباطبایی

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 بازا 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 مجموعه‌ای 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 نگری در بازار وجود دارد و بازار هیچ اطلاعات اثرگذار و با اهمیت را نادیده نمی‌گیرد بنابراین حرکت‌ها و تغییرات بعدی قیمت‌ها غیر قابل پیش بینی است ؛ چرا که تغییرات قیمت تنها به علت جریان اطلاعات جدید در بازار، اتفاق می‌افتد. در نتیجه کسی نمی‌تواند بازده غیرعادی و بالاتر از میانگین داشته باشد.

گـذار در بازدهـی غیـر عـادی، عـدم تقـارن اطلاعاتـی مـی باشـد. اگـر مجموعـه اطلاعاتـی پیـش از ارائه بـه عمـوم در اختیـار فـرد خاصـی قـرار گیـرد او خواهـد توانسـت بـه وسـیله آن اطلاعـات بـه بـازده غیر عـادی دسـت یابـد کـه ایـن امـر تاکیـدی بـر ارزش اطلاعـات اسـت (وانـدا والاس، ۲۰۰۶ بـه نقـل از ودیعـی وحسـینی،۱۳۹۱). اغلـب پژوهشـگران معتقدنـد در صورتـی کـه اطلاعات مـورد نیاز بـه صورت نامتقـارن بیـن افـراد توزیـع شـود، مـی توانـد نتایـج متفاوتـی را نسـبت بـه یـک موضـوع واحـد سـبب گـردد و بدیـن ترتیـب بازدهـی اضافـی را بـرای افـرادی کـه بـه اطلاعـات محرمانـه دسترسـی دارنـد فراهـم مـی آورد. بـر ایـن اسـاس افـرادی مـی تواننـد بازدهـی اضافـی پایـدار بدسـت آورندکـه بـه طـور مـداوم اطلاعـات محرمانـه را در اختیـار داشـته باشـند و یـا توانایـی خاصـی بـرای کسـب بـازده غیـر عـادی پایـدار بـر مبنـای اطلاعـات عمومـی نسـبت بـه دیگـر سـرمایه گـذاران داشـته باشـند (راعـی، تلنگـی– ۱۳۸۷).ازجملـه افـرادی کـه بـه چنیـن اطلاعاتـی دسترسـی دارنـد مـی تـوان بـه مدیـران و افـراد درون سـازمانی اشـاره نمـود. براسـاس تئـوری نمایندگـی بـر گرفتـه شـده از تئـوری بـازی هـا[1] مدیـران بـه عنـوان نماینـدگان سـرمایه گـذاران ممکـن اسـت به گونـه ای عمـل نمایند و یـا تصمیماتی اتخـاذ نماینـد کـه لزوماً در راسـتای بـه حداکثر رسـاندن ثروت سـهامداران نباشـد.

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 سازو 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.

سرمایه گزاران 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 انظباطی 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 واز 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 تئوری‌های مالی مدرن (کلاسیک) در بازارهای مالی و محافل علمی؛ در دهه‌های اخیر استثنائات (خلاف قاعده‌هایی)[1] ظهور یافته که صلابت تئوری مالی مدرن در تبیین و توصیف برخی پدیده‌های مالی با چالش جدی مواجه نموده است از این رو برخی از محققان مالی با پذیرش پدیده‌های رفتاری و روان شناختی تئوری مالی نوین را به عنوان یک پارادایم مالی رفتاری بنا نهاده و نقطه عطف جدیدی در زمینه‌های تحقیقات مالی به وجود آوردند. آن‌ها بر این باورند که سرمایه گذاران در اتخاذ تصمیم‌های مالی خود به مقوله ریسک و قیمت‌های آینده سهام و بازدهی آن‌ها به گونه‌ای کاملاً متفاوت از تئوری‌های مدرن نگاه می کنند. همچنین محققین اخیر معتقدند که ۱) بازارها ناکارا هستند یا حداقل از آن کارآیی که تئوری‌های مدرن[2] بر آن بنا شده‌اند. برخوردار نیستند. ۲) رفتار سرمایه گذاران فردی در انتخاب سبد اوراق بهادار از هم متفاوت است ۳) رابطه معروف بین ریسک و بازده (بازده بیش‌تر مستلزم پذیرش ریسک بیش‌تر است) لزوماً برقرار نیست. در مقابل برخی از طرفداران تئوری مالی مدرن بر این باورند که در بازار می‌تواند استثناهایی وجود داشته باشد. اما مشاهده این استثناها نه شاهدی بر رفتار غیر عقلایی عوامل اقتصادی است و نه نقضی بر کارایی بازار است. بلکه بیشتر به دلیل جمع‌آوری و تحلیل نادرست اطلاعات و یا تعریف نادرست ریسک سیستماتیک است (هان و تانکز،۲۰۰۳). آنها با بهره گیری از نظریه انتخاب عقلانی[3] 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 انتخاب‌هایی خواهند زد که متضمن سود و منفعت بیشتری برای آنان باشد. ریشه اقتصادی نظریه انتخاب عقلانی بر این دیدگاه حاکم است که انسان‌ها به عنوان جستجوگران منطقی به دنبال حداکثر کردن سود خویش هستند .همچنین ریشه جامعه شناسی این نظریهبر دیدگاه حاکم بر نظریه شخصیت اسکینر باز می‌گردد. براساس نظریه شخصیت اسکینر رفتارها و شخصیت انسان عمدتاً بر اساس یادگیری به وجود می‌آیند و تغییر می‌کنند، بنابراین شناخت یا کشف قوانین یادگیری، کلید شناخت رفتار انسان است. (شاملو،۱۳۸۲)

نظریه مطلوبیت مورد انتظار[1] و تاکید بر مدل های رفتاری و فرضیه بازار کارا روشهای را برای بررسی کارایی بازار تعبیه نمودند که درادامه به آنها اشاره شده است .

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

در اوایل قرن بیستم صاحب‌نظران بازارهای اوراق بهادار، اظهار داشتند که نمی‌توان رفتار آینده قیمت را پیش‌گویی 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[2]) ،مدل ساب مارتینگال[3] و مدل گشت تصادفی[4] به بررسی رفتارهای قیمت سهام بپردازند.

طبق مدل بازی منصفانه با فرض در دسترس بودن اطلاعات، بازده مورد انتظار اوراق بهادار تابعی از ریسک آن‌ها می باشد (فاما،۱۹۶۵) در این شرایط سرمایه‌گذاران متخصص نمی‌توانند 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 نمی‌توانند انتظار داشته باشند که بازده سرمایه گذاری آن‌ها 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 قیمت‌ها در روز آینده برابر یا بزرگ‌تر از قیمت‌های امروز می باشد. به عبارت دیگر در این شرایط قیمت اوراق بهادار در برابر اطلاعات جدید به صورتی سریع و دقیق واکنش نشان می‌دهد (هاگن، ۱۹۹۸). یک از تحقیقات انجام گرفته در این ارتباط توسط فاما، فیشر،جنسن و رال[5] انجام شده است. آنان با استفاده از داده‌های ماهانه در مورد تجزیه سهام شرکت های بورس نیویورک در طی سال‌های ۱۹۵۷ - ۱۹۲۷، واکنش قیمت سهم 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 می‌گیرد مشاهده می شود یا خیر که نتیجه بررسی آنان با الگوی بازار کارا سازگار بود (فاما و سایرین ، ۱۹۶۹). در مقابل این تحقیق ، سینایی و ادریسی 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 می‌شود 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 می‌گذارد. از این رو افرادی که بخردانه تصمیم می‌گیرند ریسک گریزند و افراد ریسک گریز بین ریسک و بازده مورد انتظار نوعی مصالحه به وجود می‌آورند. (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 سرمایه گذاران غیر مطلع نیز می‌توانند نرخ بازدهی مشابه سرمایه گذاران مجرب و متخصص کسب نمایند (بورتن و مالکیل۲۰۰۳،[1]). بدین معنا که در بازارهای کارا قیمت سهام باید در طول زمان دارای نوسان تصادفی می باشند 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 گونه ای 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 مدل های تبیین شده بر مبنای آن‌ها از جمله الگوی تک عاملی قیمت گذاری دارایی های سرمایه‌ای CAPM[2] استفاده می‌نمودند. اما در چند دهه گذشته محققانی همچون بانز[3] (۱۹۸۱) هانداری[4](۱۹۸۸). استاتمن[5](۱۹۸۰).روزنبرگ و لانشتن[6](۱۹۸۵) شواهد تجربی را در ارتباط با نقص مدل CAMP را فراهم نمودند به گونه‌ای که فاما و فرنچ[7] (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 آربیتراژ APT به عنوان یکی از جذاب‌ترین مدل های جایگزین CAMP را ارائه نمودند. همچنین در سال ۲۰۰۷ برن هولت[8] با استفاده از قواعد مدلCAPM و تجربیات مدلAPT 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

محافظـه کاری[1] یکـی از ویژگی‌هـای برجسـته گزارشـگری مالـی بـه شـمار مـی‌رود کـه در قالـب یـک میثـاق محدودکننـده در چارچـوب اصـول و مفاهیـم حسـابداری، ایفاگـر نقـش مهمـی در محـدود کـردن رفتارهـای فرصت‌طلبانـه مدیـران در جایـگاه تهیـه کننـدگان اطلاعـات می‌باشـند و در چنـد دهـه اخیـر بـه واسـطه رسـوایی هـای مالـی شـرکت هایـی همچـون انـرون و ورلـد کام ایـن مهـم بیـش از پیـش توجـه جامعـه حسـابداری را بـه خـود جلـب نمـوده اسـت. اهمیـت ایـن مفهـوم بـدان انـدازه اسـت کـه باسـو (۱۹۹۷)، اسـترینگ (۱۹۷۰) محافظـه کاری را مؤثرتریـن اصـل ارزشـیابی در حسـابداری می‌دانند.بـا ایـن وجـود پیشـگامان ایـن مفهـوم هنـوز نتوانسـته‌اند بـه یـک تعریـف واحـدی دسـت پیـدا نماینـد بـه گونـه‌ای کـه برخـی از آن‌هـا از جملـه فلسـام و اوهلسـون (۱۹۹۵) بـا اسـتفاده از رویکـرد جانبـداری در ارائـه کمتر از واقع نشـان دادن ارزش دفتری سـهام نسـبت بـه ارزش بـازار، اقـدام بـه تعریف مفهـوم محافظـه کاری می‌نمایند و برخی دیگـر از جمله باسـو (۱۹۹۷) بـا اسـتفاده از رویکـرد تسـریع بخشـیدن در شناسـایی زیان‌هـا و بـه تعویـق انداختن شناسـایی سـودها تعاریفـی را در ارتبـاط بـا محافظـه کاری ارائـه می‌نمایند.بـه عنـوان نمونـه فلسـام و اوهلسـون[2]- ۱۹۹۵ معتقدنـد محافظـه کاری بـه معنـای انتظـار اینکـه خالـص ارزش دارایـی های گزارش شـده توسـط یک شـرکت، در بلنـد مـدت از ارزش بـازار آن کمتـر باشـد. هندریکسـون و ون بـردا – ۱۹۹۲ محدودیت کلی ابهـام را بـه عنـوان مبنایـی بـرای ارائـه مفهوم محافظـه کاری در حسـابداری سـنتی می‌داننـدو معتقدند هـر چنـد ممکـن اسـت برآوردهـا و پیـش بینی‌هـای مربـوط در حسـابداری بـه طور کامـل نباشـند. اما می‌بایسـت معیـار هـای مبتنـی بـر برآوردهای گذشـته را به دقـت انجـام داد و بـا اسـتفاده از برآوردهای جدیـد و قابـل اتـکا تـر آن‌هـا را تعدیـل نمـود. همچنیـن آنهـا بـر ایـن موضـوع تاکیـد مـی کننـد کـه از لحـاظ واکنـش بـازار اوراق بهـادار نسـبت بـه سـودهای گـزارش شـده، نظریـه بازارهـای کارا نشـان می‌دهنـد کـه بـه طـور سیسـتماتیک روش‌های مختلـف اصـول عمومـی پذیرفته شـده در حسـابداری[3] موجـب گمراهـی سـرمایه گـذاران در محاسـبه سـودهای عملیاتـی گـزارش شـده نمی‌شـوند از ایـن رو سـرمایه گـذاران بایـد درجـه‌ای از محافظـه کاری را در قالـب انتظـارات خـود از کاربرد سـود حسـابداری بـرای بـرآورد جریان‌هـای نقـدی آتـی بـکار گیرنـد . بـا ایـن وجـود تاکنـون انتقاداتـی توسـط گروه‌هایی همچـون فعـالان بـازار سـرمایه، اسـتاندارد گـذاران و محققـان آکادمیـک نسـبت بـه محافظـه کاری صـورت گرفتـه اسـت. یکـی از ایـن انتقـادات مربـوط بـه رفتـار نامتناسـب حسـابداری محافظـه کارانـه در خصـوص شناسـایی عایـدات و زیان‌هـا مـی باشـد ؛ چـرا کـه عـدم شناسـایی سـود جـاری در اثـر کمتـر شناسـایی کـردن خالـص دارایـی هـا منجـر بـه شناسـایی سـود در دوره هـای مـی شـود کـه ارتباطـی بـه آن دوره نـدارد (واتـز، ۲۰۰۳). پیتـون و لیتلتـون بـا مقایسـه روش بهـای تمـام شـده بـا

1- Conservatism
2- Feltham & Ohlsons
3- Generally Accepted Accounting Principles ,GAAP

روش اقـل بهـای تمـام شـده و قیمـت بـازار، بـه ایـن موضـوع اشـاره مـی کننـد و معتقدنـد شناسـایی کمتـر دارایـی در دوره جـاری باعـث خواهـد شـد تـا در دوره هـای بعـد درآمـد اضافـی شناسـایی شـود (پیتـون و لیتلـون۱۹۴۰،[1]) . اسـترلینگ معتقـد اسـت محافظـه کاری منجـر به نفـی اصول حسـابداری[2] مـی شـود چـرا کـه هـر گاه محافظـه‌کاری بـا یـک اصـل حسـابداری تضـاد داشـته باشـد بـه آن چیـره مـی شـود. بـه عنـوان مثـال اصـل بهـای تمـام شـده تاریخـی (در مقابـل اقـل بهـای تمـام شـده یـا بـازار)، شـناخت درآمـد بـر مبنـای فـروش (در مقابـل مبنـای اقسـاطی شـناخت درآمـد) ،اصـل تطابـق (در مقابـل بـه هزینـه منظـور کـردن مخـارج تحقیـق و توسـعه) ،اصـل ثبـات رویـه (در مقابـل تغییـر از بهـای تمـام شـده بـه قاعـده اقـل بهـای تمـام شـده یـا قیمـت بـازار) ،اصـل افشـا (در مقابـل کمتـر از واقـع بیـان کـردن ارزش دارایـی هـا). بـا وجـود چنیـن انتقادهایـی، طرفـداران محافظـه کاری عقیـده دارنـد کـه کمـاکان از محافظـه‌کاری در عمـل پیـروی مـی شـود. زیـرا سـال‌ها تجربـه بـه حسـابداران نشـان داده کـه محافظـه‌کاری میثاقـی محتاطانـه و مفیـد در محیطـی پـر از ابهـام اسـت. آنهـا بـا ایـن اسـتدلال کـه مدیـران و مالـکان بـه طـور طبیعـی گرایـش دارنـد کـه نسـبت بـه واحـد تجـاری بیـش از انـدازه خوش‌بیـن باشـند. محافظـه‌کاری را نوشـداروی لازم بـرای ایـن خوش‌بینـی بیـش از حـد مـی دانـد .

۳-۳- 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 می‌شوند 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 دوره‌های پس از شناخت اولیه اقلام دارایی و بدهی است. در دوره‌های 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) بخش‌های موقت را تأخیر و بخش دائمی را سو گیری حسابداری نامیدند ولی در سال ۲۰۰۵ دو اصطلاح محافظه کاری شرطی (محافظه کاری پیش رویدادی[3] و یا محافظه کاری مستقل از اخبار[4]) و محافظه کاری غیر شرطی (پس رویدادی[5] و یا محافظه کاری وابسته به اخبار) جایگزین اصطلاحات قبلی نمودند. دیدگاه فلتهام و اوهلسون (۱۹۹۵) در انطباق محافظه کاری شرطی می باشد چرا

1- William patan and A.c.Littleton,
2- Contradicition 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 تعابیر 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 تعابیر محافظه کاری دارد. به گونه ای 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 شرکت ها 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. جیامبولو۱۹۹۴،[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. اسکنر (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 & jiambloly

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 اعتباردهندگان 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[1](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- پژوهش های 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 می نماید. این پژوهشگران استدلال کردند که شرکت ها دارای ریسک عملیاتی بالا ، بهینه ترین درجه حسابداری محافظه کارانه را انتخاب می کنند و به این نتیجه رسیدندکه شرکت هایی که در سطح پایین تری از ریسک عملیاتی هستند به نسبت شرکت هایی که سطح ریسک عملیاتی بالایی دارند با احتمال بیشتری بر اتخاذ سیاست های محافظه کاری تاکید می کنند.نتایج تحقیق این حاکی از آن است که بین حسابداری محافظه کارانه و سیگنالهای بازار تعادل وجود دارد.

سرادا و کرنجکرای (۲۰۱۳) در مقاله ای 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 می گردد . رابطه بین حسابداری محافظه کارانه و فرصتهای سرمایه گذاری را در دوره زمانی ۲۰۱۱-۲۰۰۵ مورد قرار دادند .نتایج این تحقیق نشان می دهد که محافظه کاری ارتباط مثبت و معناداری با فرصت های سرمایه گذاری در آینده دارد ، که این مهم مبین نقش اطلاعاتی محافظه کاری در کاهش هزینه های 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 شرکت های که 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 پژوهشکر 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 داند .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 اعتباردهند گان و سرمایه گذاران پرداختند آنها مدعی شدندکه 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- عزینه 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 ۲۰۰۴-۱۹۹۶به 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

محافظـه کاری در شناسـایی اخبـار بـد و خـوب اقتصـادی بر اقـلام تعهدی غیـر عملیاتی و نسـبت بازده دارایـی هـا در طـی سـالهای ۱۳۸۷-۱۳۷۹ مورد بررسـی قرار گرفتـه اند. که نتایج این پژوهش نشـان می دهـد بـا افزایش محافظه کاری میانگیـن و چولگی توزیع متغیرهای اقلام تعهدی اختیاری و نسـبت بازده دارایـی هـا منفی تر می شـوند و انحراف معیار بیشـتر خواهد شـد .

خدامی 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 انداز ه 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 سالهای۱۳۸۸-۱۳۸۵ 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 دربین 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 دست‌کاری اطلاعات حسابداری. تقلیل و بدین ترتیب هزینه‌های نمایندگی ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی را کاهش می‌دهد اقدام به بررسی رابطه محافظه کاری و عدم تقارن اطلاعاتی پرداختند. آن‌ها با استفاده از اطلاعات مربوط به نمونه‌ای 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 آزمون‌های 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 می‌دهد 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 می‌یابد. 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[1] (۲۰۰۶) وگیوتی و هاین (۲۰۰۰) و اطلاعات شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در یک دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۸۹ آزمون نمودید. نتایج تحقیق آن‌ها 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- گزاره‌های تحقیق

با توجه به استدلال‌های 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 می‌گیرند 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 می گردد.

الف) فرضیه گروه اول :

فرضیه ۱ : بازده غیر عادی با میزان محافظه کاری ارتباط منفی دارد.

فرضیه ۲-۱:اعلام به موقع خبرهای بد با بازده غیر عادی رابطه منفی دارد.

فرضیه ۳-۱:اعلام به موقع خبرهای خوب با بازده غیر عادی رابطه مثبتی دارد.

ب) فرضیه گروه دوم :

فرضیه ۲: تغیردر بازده غیر عادی موجب تغییر در میزان محافظه کاری می شود.

فرضیه ۳: تغیر در میزان محافظه کاری موجب تغییر در بازده غیر عادی می شود.

فرضیه۴ : بین تغیر 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 می شود . 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 رویه های محافظه کارانه مورد بررسی قرار می گیرد 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 نمونه گیری و تخمین حجم نمونه

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

این پژوهش عبارتند از:

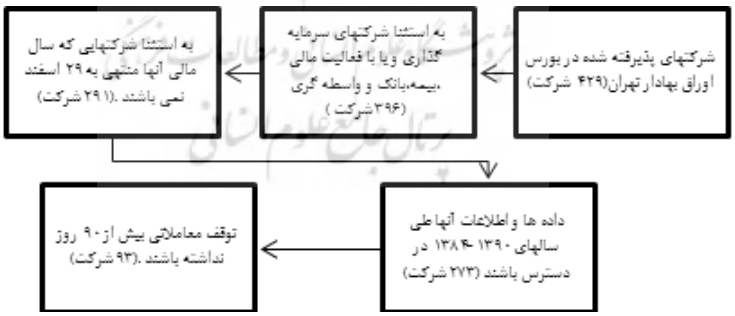
۱- شرکت سرمایه گذاری یا با فعالیت خاص (بیمه، واسطه گری مالی، بانک ، لیزینگ) نباشند. به دلیل آنکه ماهیت فعالیت این شرکت ها تفاوت قابل ملاحظه‌ای با شرکت های تولیدی و بازرگانی دارد.

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 مبتی 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 هاینگ۱۹۹۸[1]، 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)



۶-۲- 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 تحلیل‌های توصیفی مناسب، از رگرسیون چند متغیره به نمایندگی از

1- Huang

تحلیل‌های استنباطی به صورت زیر کمک گرفته می شود.

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

۲- استفاده از تکنیک داده پانل جهت تعیین نمودن مدل های رگرسیونی مناسب. به کمک آزمونF 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 B-J

۴- تایید و یا رد فرضیه های 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 می باشد؛ گروه بندی متغیرهای پژوهش به متغیرهای مستقل و وابسته امکان پذیر نمی باشد. 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 کاربردترین و معمول‌ترین معیار محاسبه بازده مورد انتظار و به تبع آن معیار محاسبه بازده غیر عادی ، استفاده ازالگوی شناخته شده بازار CAPM ویلیام شارپ می باشد . وی با کمک گرفتن از الگوی هری مارکویتز و تاکید بر این فرض که امکان قرض دادن و قرض گرفتن توسط سرمایه گذاران و با نرخی برابر با نرخ دارایی های بدون ریسک وجود دارد ، نظریه پرتفلیوی را بسط و تعمیم داد و مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای را جهت محاسبه قیمت دارایی های ریسک دار استخراج نمود. بدین ترتیب در این پژوهش برای محاسبه نرخ بازده غیر عادی از الگوی قیمت گذاری دارایی سرمایه‌ایCAPM (معادله ۱) استفاده شده است . این مدل در پژوهش های زها (۲۰۱۱) ، لوئیس (۲۰۰۹) ، خدامی پور و مالکی نیا (۱۳۹۱) ، بدری و اصیلزاده (۱۳۹۰)نیز مورد استفاده قرار گرفته است .

معادله ۱

$$A_{jt} = r_{jt} - E(r_{jt})$$

معادله ۲

$$E(r_{jt}) = \tilde{a} + \tilde{\beta}\, r_{rm}$$

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

معادله ۳

$$r_{jt} = \tilde{a}_j + \tilde{\beta}_{jt}\, r_{mt} + e_{jt}$$

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)،خدامی 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

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

$\mathbf{NARN_{it}}$ ،سود خالص تقسیم بر لگاریتم ارزش بازار حقوق صاحبان سهام

$\mathbf{D}$ یک ، یک متغیر مجازی است که در صورتی که RET مثبت باشد صفر و در غیر این صورت یک

$\mathbf{RET_{it}}$ بازده خرید و نگهداری سهام می باشد که بر اساس معادله شماره ۵ محاسبه می‌گردد.

معادله۵

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

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 می‌دهد. ضریب α۲ نشان دهنده به هنگام بودن سود با توجه به اخبار خوب و ضریب (α۳ + α۲) نشان دهنده به هنگام بودن زیان با توجه به اخبار بد اقتصادی است و ضریب α۳ بیانگر عدم تقارن زمانی سود بوده که باسو آن را به عنوان معیاری برای محافظه کاری می‌داند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۷-۲-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

SPREAD شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام که به صورت زیر محاسبه می شود. $\frac{AP_{it} - BP_{it}}{(AP_{it} + BP_{it)/2}} \quad 100$	میانگین قیمت پیشنهادی خرید برای ۵ روز قبل از توقف نماد معاملاتی و ۵روز 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	**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 برخودار 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 کارکنترلی 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 .
LEV نسبت کل بدهی ها به ارزش جاری حقوق صاحبان سهام		**به نمایندگی از تأثیر قرار دادهای بدهی بر محافظه کاری:** ازآنجا 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 اعتباردهندگان 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 .

MB نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام	**به نمایندگی از تأثیر رشد عملیاتی بر محافظه کاری:** شرکت های با نرخ MB بالاتر ، فرصتهای 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.
LN SALE لگاریتم طبیعی فروش	**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 ازاندازه 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. 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 لکاریتم 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 .
INSIDERPCT درصد مالکان نهادی	**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[1] (۲۰۰۶) ،چی و همکاران (۲۰۰۹) از این متغیر به عنوان یکی از عوامل موثر در تعیین درجه محافظه کاری نام می برنند .

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

1- astami & tower

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 می‌گیرند.

معادله ۶

$$\mathbf{CAR_t = a_0 + a_1 LEV + a_2 MB + a_3 LNSALE + a_4 SPREAD + a_5 INSIDERPCT + \varepsilon_{CAR}}$$

$\boldsymbol{\varepsilon_{CAR}}$ جز باقیمانده رگرسیون که به نمایندگی از بازده غیر عادی در آزمون فرضیه ها به عنوان معیار بازده غیر عای 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) وپایایی(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 .

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول شماره ۲

فرضیه پژوهش		مدل آزمون
بازده غیر عادی با میزان محافظه کاری ارتباط منفی دارد.	مدل شماره۱	$NARN_{it} = a_0 + a_1 RET_{it} + a_2 D + a_3 RET_{it} \times D + a_4 \varepsilon_{CAR} + a_5 RET_{it} \times \varepsilon_{CAR} + a_6 \varepsilon_{CAR} \times D + a_7 \varepsilon_{CAR} \times D \times RET_{it} + \varepsilon$
اعلام به موقع خبرهای بد با بازده غیر عادی رابطه منفی دارد.(RETمنفی باشد)	مدل شماره ۲	$NARN_{it} = a_0 + a_1 RET_{it} + a_2 D + a_3 \varepsilon_{CAR}$
اعلام به موقع خبرهای خوب با بازده غیر عادی رابطه مثبت دارد(RETمثبت باشد)		
تغییر در بازده غیر عادی موجب تغییر در میزان محافظه کاری می‌شود	مدل شماره ۳	$NARN_{it} = a_0 + a_1 RET_{it} + a_2 D + a_3 RET_{it} \times D + a_4 \varepsilon_{CAR_{T-2}} + a_5 \varepsilon_{CAR_{T-2}} \times RET_{it} + a_6 \varepsilon_{CAR_{T-2}} \times D + a_7 \varepsilon_{CAR_{T-2}} \times D \times RET_{it} + a_8 \Delta\varepsilon_{CAR_{T-1}} + a_9 \Delta\varepsilon_{CAR_{T-1}} \times RET_{it} + a_{10} \varepsilon_{CAR_{T-1}} \times D + a_{11} \Delta\varepsilon_{CAR_{T-1}} \times RET_{it} \times D + \varepsilon$
تغییر در میزان محافظه کاری موجب تغییر در بازده غیر عادی می‌شود.	مدل شماره ۴	$NARN_{it} = a_0 + a_1 RET_{it} + a_2 D + a_3 RET_{it} \times D + a_4 \varepsilon_{CAR_T} + a_5 \varepsilon_{CAR_T} \times RET_{it} + a_6 \varepsilon_{CAR_T} \times D + a_7 \varepsilon_{CAR_T} \times D \times RET_{it} + a_8 \Delta\varepsilon_{CAR_{T+1}} + a_9 \Delta\varepsilon_{CAR_{T+1}} \times RET_{it} + a_{10} \Delta\varepsilon_{CAR_{T+1}} \times D + a_{11} \Delta\varepsilon_{CAR_{T+1}} \times RET_{it} \times D + \varepsilon$
بین تغییر در بازده غیر عادی و میزان محافظه کاری رابطه متقابل وجود دارد .	مدل شماره ۵	$NARN_{it} = a_0 + a_1 RET_{it} + a_2 D + a_3 RET_{it} \times D + a_4 \varepsilon_{CAR_{T-1}} + a_5 \varepsilon_{CAR_{TX-1}} \times RET_{it} + a_6 \varepsilon_{CAR_{T-1}} \times D + a_7 \varepsilon_{CAR_{T-1}} \times D \times RET_{it} + a_8 \Delta\varepsilon_{CAR_T} + a_9 \Delta\varepsilon_{CAR_T} \times RET_{it} + a_{10} \Delta\varepsilon_{CAR_T} \times D + a_{11} \Delta\varepsilon_{CAR_T} \times RET_{it} \times D + \varepsilon$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

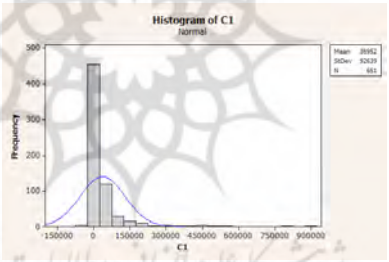
۸-۱- بررسی نرمال بودن متغیرهای وابسته مدل های رگرسیونی

با توجه به اینکه در جامعه‌های با توزیع نرمال. روش‌های پارامتریک و در جامعه‌های با توزیع غیر نرمال. روش‌های نا پارامتریک به کار گرفته می شود. لذا در این پژوهش ابتدا نرمال یا غیر نرمال بودن متغیر های 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 می گیرد. در این آزمون هر گاه سطح معناداری کمتر از ۵٪ باشد فرض صفر مبنی بر نرمال بودن متغیرهای مورد آزمون رد می گردد همچنین با توجه به اینکه در مدل های رگرسیونی مندرج در جدول شماره ۳ تنها متغیر به عنوان متغیر وابسته به شمار می روند . لذا خلاصه نتایج این آزمون در قالب جدول زیر نمایان شده است .

جدول شماره ۳

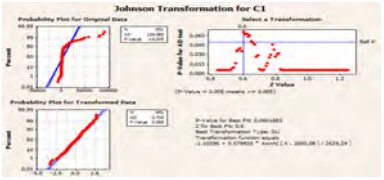
نماد متغیر مورد آزمون	مقدار آماره KS	سطح معناداری	نتیجه
$NARA_{it}$	۳۲۶.	۰,۰۰۰	رد فرضیه صفر
فرضیه صفر : متغیر مورد آزمون نرمال است			
فرضیه یک : متغیر مورد آزمون نرمال نیست			

همانگونه که در جدول شماره ۳ نمایان است سطح معناداری کمتر از ۰,۰۵می 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 (نگاره۳) در خواهیم یافت که متغیر مذبور از یک توزیع نرمال پیروی نمی نمایند .لذا این متغیر با استفاده ازروش جانسون و به کمک نرم افزار minitabe 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) وپایایی(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

نماد متغیر مورد آزمون	آزمون دیگی فولر			آزمون آزمونLLC			آزمون PP FISHER		
	آماره آزمون	سطح معنی داری	نتیجه	آماره آزمون	سطح معنی داری	نتیجه	آماره آزمون	سطح معنی داری	نتیجه
RET_{it}	۲۶۴،۹۸۰	۰،۰۰۰	رد فرضیه صفر	-۳۶،۲۱۳۴	۰،۰۰۰	رد فرضیه صفر	۲۴۷،۸۱۳	۰،۰۰۰	رد فرضیه صفر
D	۱۹،۸۶۵۲	۰،۴۶۶۴	تایید فرضیه صفر	-۳،۴۸۲	۰،۰۰۰۲	رد فرضیه صفر	۴۱،۶۳۷۷	۰،۰۰۳۱	رد فرضیه صفر
E_{CAR}	۳۱۲،۵۷۹	۰،۰۰۰	رد فرضیه صفر	-۲۷،۴۰۰۶	۰،۰۰۰	رد فرضیه صفر	۵۷۸،۵۲۱	۰،۰۰۰	رد فرضیه صفر
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 متغیرD در سطح اطمینان ۰،۹۵ رد می شود . همچنین با توجه به اینکه سطح معناداری متغیرD در آزمون FISHERو 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 بکارگرفته شده در مدل رگرسیونی تایید می شود .

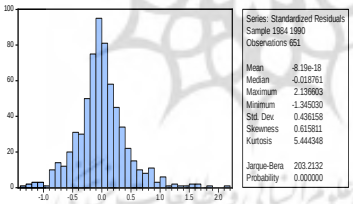
۸-۳- بررسی مفروضات کلاسیک مدل رگرسیونی

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،۴و ۵ بر گرفته شده از مدل رگرسیونی شماره ۱و۲ می باشد؛ لذا جهت جلوگیری از تکرار مکررات از انعکاس نتایج حاصل از آزمون مفروضات کلاسیک مدل رگرسیونی برای مدل های رگرسیونی شماره ۳،۴و ۵ صرفنظر شده است.

الف) بررسی نرمال بودن جزء اختلال

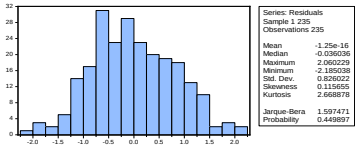
در این پژوهش از آزمون برا و جاریکو (۱۹۸۱) جهت نرمال بودن جملات باقیمانده استفاده شده است . به گونه ای که اگر جملات خطا به صورت نرمال توزیع شده باشد نمودار آن تقریبا به صورت نرمال است و آماره B-J معنی دار نمی باشد .

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 X۲کوچکتر از مقدار بحرانی می باشد و فرضیه صفر تایید می شود .که خلاصه نتایج این آزمون در قالب جداول زیر نمایان شده است .

جدول شماره ۵

$$NARN_{it} = a_0 + a_1 RET_{it} + a_2 D + a_3 RET_{it} \times D + a_4 \varepsilon_{CAR} + a_5 RET_{it} \times \varepsilon_{CAR} + a_6 \varepsilon_{CAR} \times D + a_7 \varepsilon_{CAR} \times D \times RET_{it} + \varepsilon$$

آزمون	آزمون آرچARCH		
	مقدارآماره آزمون	سطح معنی داری	نتیجه
برمبنای آماره **F**	۱۳۶.۷۴۴۳	۰.۰۰۰	رد فرضیه صفر
برمبنای آماره X^2	۱۱۳.۲۹۴۷	۰.۰۰۰	رد فرضیه صفر
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 وx۲ این آزمون در ناحیه بحرانی قرار دارد وسطح 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 روشGLS استفاده شود .

جدول شماره ۶

$$NARN_{it} = a_0 + a_1 RET_{it} + a_2 D + a_3 \varepsilon_{CAR} + \varepsilon$$

آزمون	آزمون آرچ ARCH		
	آماره آزمون	سطح معنی داری	نتیجه
برمبنای آماره **F**	۱۰.۳۹۹۵	۰.۱۴۲	تایید فرضیه صفر
برمبنای آماره X^2	۱۰.۰۳۹۱	۰.۱۵۳	تایید فرضیه صفر
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 (۱۰,۳۹)و آماره X2 (۱۰,۰۳۹۱) 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 ازآنجایی که درالگوی 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 اغماض 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 منظوردر این پژوهش در جهت رفع این مسئله از آزمون تصریح هاسمن کمک گرفته شده است .

جدول شماره ۷

مدل رگرسیونی	آزمون F لیمر			آزمون بروش پاگان			آزمون هاسمن			خلاصه نتایج حاصل از آزمون های آماری
	نتیجه	سطح معنی داری	آماره F لیمر	نتیجه آزمون	سطح معنی داری	آماره بروش پاگان	نتیجه	سطح معنی داری	آماره هاسمن	
مدل شماره (۱)	ردفرضیه صفر	۰,۰۰۰	۴,۵۰۹	ردفرضیه صفر	۰,۰۴۸	۲,۰۴۰	ردفرضیه صفر	۰,۰۰۰۹	۲۴,۵۵۹	استفاده از الگوی داده ترکیبی با رویکرد اثرات ثابت
مدل شماره (۲)	تایید فرضیه صفر	۰,۹۰۲	۰,۶۹۳	تایید فرضیه صفر	۰,۶۹۶	۰,۳۶۲۹	-	-	-	استفاده از الگوی داده تلفیقی
فرضیه صفر : استفاده از الگوی داده تلفیقی				فرضیه صفر : استفاده از الگوی داده تلفیقی			فرضیه صفر : استفاده از رویکرد اثرات تصادفی			-
فرضیه یک : استفاده از الگوی داده ترکیبی با رویکرد اثرات ثابت				فرضیه یک : استفاده از الگوی داده ترکیبی با رویکرد اثرات تصادفی			فرضیه یک : استفاده از 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 ۰,۵ 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 آزمونF 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 .

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

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

$$NARN_{it} = a_0 + a_1 RET_{it} + a_2 D + a_3 RET_{it} \times D + a_4 \varepsilon_{CAR} + a_5 RET_{it} \times \varepsilon_{CAR} + a_6 \varepsilon_{CAR} \times D + a_7 \varepsilon_{CAR} \times D \times RET_{it} + \varepsilon$$

نام متغیر	ضرایب	مقدار آماره t	سطح معناداری	
C	۰.۱۴۷۵	۲.۸۶۳۵	۰.۰۰۴۳	با توجه اینکه ضریب $\varepsilon_{CAR} \times D \times RET_{it}$ منفی و در سطح اطمینان ۰.۹۵ معنادار می باشد بنابراین فرضیه اول پژوهش تایید می شود .
RET_{it}	۰۰۰۲۱۶.	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	
$\varepsilon_{CAR} \times D$	۰.۰۷۰۷۴۴	۰.۶۵۲۶	۰.۵۱۴	
$RET_{it} \times \varepsilon_{CAR}$	۰.۰۰۰۵۳۴	۱.۱۲۶۷	۰.۲۶۰۳۵	
$\varepsilon_{CAR} \times D \times RET_{it}$	-۰.۱۵۴۲۰۴	-۲.۸۹۱۷	۰.۰۰۰۴	
مقدار آماره F		۴۶۱۶	سطح معنا داری 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 باشدو مقدارآماره 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 معنا داری 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

$$NARN_{it} = a_0 + a_1 RET_{it} + a_2 D + a_3 \varepsilon_{CAR}$$

نام متغیر	ضرایب	مقدار آماره t	سطح معناداری	
C	۱.۰۲۲	۱۰.۵۰۵	۰.۰۰۰	با توجه اینکه ضریب ε_{CAR}منفی و در سطح اطمینان ۰.۹۵ معنادار می باشد بنابراین فرضیه ۲-۱ پژوهش تایید می شود .
RET_{it}	۰.۰۰۵۳۹	-۲.۱۱۰	۰.۰۳۵۹	
D	۰۸۱۲۳	۱۲.۱۹۴۵	۰.۰۰۰	
ε_{CAR}	-۰.۰۲۵۸	-۰.۵۰۲۶	۰.۰۶۱۵	
مقدار آماره F		۳۵.۷۲۴	سطح معنا داری 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 باشدو مقدارآماره دوربین –واتسون برابر با (۵۶۶. ۱) 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 معنا دار ی 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

$NARN_{it} = a_0 + a_1 RET_{it} + a_2 \varepsilon_{CAR}$				
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 ۳-۱ 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 معنا داری 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 آمارهF 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 باشدو مقدارآماره دوربین –واتسون برابر با (۶۲. ۱) می باشد که این مقدار بیانگر عدم خودهمبستگی بین متغیرهای استفاده شده در این مدل می باشد . همچنین با توجه به مثب بودن ضریب و سطح معنا دار ی این ضریب (۰,۰۶۱۵) .فرضیه وجود ارتباط منفی بین اعلام خبرهای خوب و بازدهی غیر عادی در سطح اطمینان ۰,۹۵ تایید می شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

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

$$NARN_{it} = a_0 + a_1 RET_{it} + a_2 D + a_3 RET_{it} \times D + a_4 \varepsilon_{CAR_{T-2}} + a_5 \varepsilon_{CAR_{T-2}} \times RET_{it} + a_6 \varepsilon_{CAR_{T-2}} \times D + a_7 \varepsilon_{CAR_{T-2}} \times D \times RET_{it} + a_8 \Delta\varepsilon_{CAR_{T-1}} + a_9 \Delta\varepsilon_{CAR_{T-1}} \times RET_{it} + a_{10} \varepsilon_{CAR_{T-1}} \times D + a_{11} \Delta\varepsilon_{CAR_{T-1}} \times RET_{it} \times D + \varepsilon$$

بررسی فرضیه تاثیر یازدهی 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
$RET_{it} \times D$	-۰.۰۰۷	-۲.۶۸۵	۰.۰۰۷
$\varepsilon_{CAR_{T-2}}$	-۰.۱۲۴	-۱.۳۵۳	۰.۱۷۶۷
$\varepsilon_{CAR_{T-2}} \times RET_{it}$	۰.۰۱۷۱	۰.۱۰۵	۰.۹۱
$\varepsilon_{CAR_{T-2}} \times D$	۰.۰۰۱۷۸	۱.۵۸	۰.۱۱
$\varepsilon_{CAR_{T-2}} \times D \times RET_{it}$	-۰.۰۰۴۷	-۱.۰۱۷۵	۰.۳۰۹
$\Delta\varepsilon_{CAR_{T-1}}$	-۰.۰۵۳	-۱.۰۱۵۶	۰.۳۱۰
$\Delta\varepsilon_{CAR_{T-1}} \times RET_{it}$	۰.۰۰۰۸۳	۱.۶۸۹	۰.۰۹۱۷
$\varepsilon_{CAR_{T-1}} \times D$	۰.۰۴۹۳	۰.۴۴۷	۰.۶۵۴
$\Delta\varepsilon_{CAR_{T-1}} \times RET_{it} \times D + \varepsilon$	۰.۰۰۰۲	۰.۰۷۰۵	۰.۰۹۴
مقداره آماره دوربین – واتسون			۱.۰۴۹
آماره h دوربین- واتسون $(1 - \frac{DW}{2})$			۰.۴۷۵۵

از آنجایی که ضریب $\Delta\varepsilon_{CAR_{T-1}} \times RET_{it} \times D + \varepsilon$ منفی نمی باشد لذا فرضیه ۳ در سطح اطمینان ۰.۹۵ رد می شود.

جدول شماره ۱۲

$$NARN_{it} = a_0 + a_1 RET_{it} + a_2 D + a_3 RET_{it} \times D + a_4 \varepsilon_{CAR_T} + a_5 \varepsilon_{CAR_T} \times RET_{it} + a_6 \varepsilon_{CAR_T} \times D + a_7 \varepsilon_{CAR_T} \times D \times RET_{it} + a_8 \Delta\varepsilon_{CAR_{T+1}} + a_9 \Delta\varepsilon_{CAR_{T+1}} \times RET_{it} + a_{10} \Delta\varepsilon_{CAR_{T+1}} \times D + a_{11} \Delta\varepsilon_{CAR_{T+1}} \times RET_{it} \times D + \varepsilon$$

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
$RET_{it} \times D$	-۰.۰۰۳۷	-۱.۴۹۸۸	۰.۱۳۴۵
ε_{CAR_T}	-۰.۱۶۴	-۲.۲۵۵۶	۰.۰۲۴۵
$\varepsilon_{CAR_T} \times RET_{it}$	۰.۰۰۰۴۸۵	۰.۶۸۳۶	۰.۴۹۴۵
$\varepsilon_{CAR_T} \times D$	-۰.۱۲۶۰	-۰.۹۴۴۲	۰.۳۴۵۴
$\varepsilon_{CAR_T} \times D \times RET_{it}$	-۰.۰۰۵۰۵	-۱.۵۴۶۶	۰.۱۲۲۵
$\Delta\varepsilon_{CAR_{T+1}}$	-۰.۰۷۶۵	-۱.۶۳۹۴	۰.۱۰۱۷
$\Delta\varepsilon_{CAR_{T+1}} \times RET_{it}$	۰.۰۰۰۵	۱.۰۳۴۸	۰.۳۰۱
$\Delta\varepsilon_{CAR_{T+1}} \times D$	۰.۲۰۲	۲.۲۵۷	۰.۰۲۴۴

از آنجایی که ضریب $\Delta\varepsilon_{CAR_{T+1}} \times RET_{it} \times D + \varepsilon$ منفی نمی باشد لذا فرضیه ۴در سطح اطمینان ۰.۹۵ رد می شود.

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

جدول شماره ۱۳

$$NARN_{it} = a_0 + a_1 RET_{it} + a_2 D + a_3 RET_{it} \times D + a_4 \varepsilon_{CAR_{T-1}} + a_5 \varepsilon_{CAR_{T-1}} \times RET_{it} + a_6 \varepsilon_{CAR_{T-1}} \times D + a_7 \varepsilon_{CAR_{T-1}} \times D \times RET_{it} + a_8 \Delta\varepsilon_{CAR_T} + a_9 \Delta\varepsilon_{CAR_T} \times RET_{it} + a_{10} \Delta\varepsilon_{CAR_T} \times D + a_{11} \Delta\varepsilon_{CAR_T} \times RET_{it} \times D + \varepsilon$$

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
$\varepsilon_{CAR_{T-1}}$	-۰.۱۰۳۷	-۱۰۵۰۶	۰.۱۳۲۶
$\varepsilon_{CAR_{T-1}} \times RET_{it}$	-۰.۱۳۶	-۰.۸۹۲۸	۰.۳۷۲۴
$\varepsilon_{CAR_{T-1}} \times D$	۰.۰۰۰۳	۰.۶۳۸	۰.۵۲۳۳
$\varepsilon_{CAR_{T-1}} \times D \times RET_{it}$	-۰.۰۰۸	-۱.۷۰۹	۰.۰۸۷۹
$\Delta\varepsilon_{CAR_T}$	-۰.۰۵۲۹	-۱.۱۹۲۴	۰.۲۳۳۶
$\Delta\varepsilon_{CAR_T} \times RET_{it}$	-۰.۰۰۰۲	-۰.۶۱۹۳	۰.۵۳۵۹
$\Delta\varepsilon_{CAR_T} \times D$	-۰.۱۳۶۳	-۱.۴۳۴۵	۰.۱۵۲۰
$\Delta\varepsilon_{CAR_T} \times RET_{it} \times D$	-۰.۰۰۷۴۱	-۲.۵۷۳۱	۰.۰۱۰۳
مقداره آماره دوربین -واتسون			۱.۰۸۱
آماره h دوربین- واتسون $(1 - \frac{DW}{2})$			۰.۴۵۹۵

از آنجایی که ضریب $\Delta\varepsilon_{CAR_T} \times RET_{it} \times D + \varepsilon$ 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 .

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

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) ، خدامی 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 قا ئلند ؛ 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 بکارگرفته شده توسط مدیران توجه نمایند. همچنین علی رغم رویکردهای جدید حاکم بر استانداردهای حسابداری مالی بین المللی IFRS مبنی برکاهش 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 ۱۴وجود 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 درانطباق با پژوهش های زها (۲۰۱۱)، فخاری و رسولی (۱۳۹۱) می باشد مبتوان اینگونه استدلال نمود ؛ اگر چه اعمال محافظه کاری در حسابداری دارای مزایای غیرقابل انکار درکاهش 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 اندازگیری و کنترل آن مقدور نیست .

۳- شرایط خاص اقتصادی .سیاسی

در دوره مورد بررسی به دلیل شرایط اقتصادی و سیسیاسی 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 .صص۱۶-۳

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 . صص۱۴ -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 حسابداری و حسابرسی .شماره۳۷.ص ۵۰-۲۳

۵- ثقفی ، علی . سدیدی ، مهدی.۱۳۸۶. تأثیر محافظه کاری حسابداری بر کیفیت سود و بازده سهام.فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی . شماره۱۸

۶- جعفر نکونام. جعفر ، نکونام. محمد ،۱۳۹۱ ، بررسی رابطه بین ساختار مالکیت و محافظه کاری حسابداری ، دهمین همایش ملی حسابداری ایران ،حسابداری وبازار 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 به‌هنگام بودن سود خالص با اندازه شرکت و اندازه مؤسسه حسابرسی . بررسی های حسابداری و حسابرسی. دوره ۱۸. شماره ۶۴. صص۱۸-۱۰

۱۰- خانی، عبداله. ۱۳۸۶. رابطه بین رقم سود حسابداری و بازده غیرعادی سهام در بورس تهران .مجله دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان. شماره ۱

۱۱- خدامی 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 ، صص۲۷ -۷

۱۲- خواجوی ، شکراله. ولی پور، هاشم . حاکمی ، بهروز . ۱۳۸۹."بررسی تاثیر ساختار سرمایه بر بازده غیر عادی انباشته در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادارتهران "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، زادااله. 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. ص۲۷-۴۶

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. امیربیگی لنگرودی، حبیب.۱۳۸۷. محافظه کاری در گزارشگری مالی: بررسی رابطهMTB و عدم تقارن زمانی سود به عنوان دو معیار ارزیابی محافظه کاری. بررسیهای حسابداری حسابرسی . دوره ۱۵. شماره ۵۲ . صص ۱۰۶-۸۹

۲۱- مدیریت سرمایه‌گذاری پیشرفته. نویسنده: رضا راعی، احمد تلنگی. ۱۳۸۷. مدیریت سرمایه گذاری پیشرفته . انتشارات سمت

۲۲- مهرانی ، کاوه . 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.ص۱۱۲-۹۷

۲۳- مهرانی ،کاوه.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،زکیه. 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- B eaver, 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- Duelmanhmed.A , Duellman. S, 2007، Accounting conservatism and board of director characteristics: An empirical analysis, Journal of Accounting and Economics vol، 43،p،411-437
12- Francis, J.r, LaFond. R.Z, Olsson. P and Schipper .K, 2003، "Costs of Capital and Earnings Attributes," , The Accounting Reviwe,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, Availble 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)، Availble 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 , Availble 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 pportunities: 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 epurchases in Poland, Journal of Accounting Research, Availble 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

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی