فصلنامه علمی پژوهشی
دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت
سال چهارم / شماره ۱٤/ تابستان ۱۳۹٤

بررسی اثر تغییرپذیری اقلام تعهدی و اجزای بنیادی و اختیاری آن بر نوسان بازده متعارف و نامتعارف آتی سهام

مهدی عرب‌صالحی
استادیار و عضو هیئت علمی گروه حسابداری دانشگاه اصفهان (مسئول مکاتبات)
m_arabsalehi@yahoo.com

نرگس حمیدیان
دانشجوی دکتری حسابداری دانشگاه اصفهان
nargeshamidian@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۹۳/۱۱/۸ تاریخ پذیرش: ۹۳/۱۲/۲۳

چکیده

ادبیات موجود نشان می‌دهد که بهبود کیفیت گزارشگری مالی می‌تواند به کاهش نوسان بازده نامتعارف سهام منجر شود. کیفیت گزارشگری مالی نیز متاثر از تغییرپذیری اقلام تعهدی است. لذا هدف این پژوهش بررسی اثر تغییرپذیری اقلام تعهدی و اجزای بنیادی و اختیاری آن بر نوسان بازده متعارف و نامتعارف آتی سهام است.

در این پژوهش تعداد ۱۰۷ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۰ مورد بررسی قرار گرفته است. نوسان بازده نامتعارف سهام با استفاده از مدل فاما و فرنچ و تغییرپذیری اقلام تعهدی نیز در یک بازه زمانی سه ساله محاسبه شده است. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از تحلیل رگرسیون به روش داده‌های ترکیبی استفاده شده است. نتایج بررسی نشان می‌دهد که تغییرپذیری اقلام تعهدی بر نوسان بازده نامتعارف و متعارف آتی سهام تاثیر منفی و معنی‌دار دارد. علاوه‌براین، جزء بنیادی تغییرپذیری اقلام تعهدی نسبت به جزء اختیاری آن، تاثیر قوی‌تری بر نوسان بازده نامتعارف و متعارف آتی سهام دارد.

واژه‌های کلیدی: تغییرپذیری اقلام تعهدی، اجزای بنیادی و اختیاری اقلام تعهدی، نوسان بازده نامتعارف سهام.

۱- مقدمه

در اقتصاد هر کشوری، بازار سهام نقش حیاتی در ارزیابی شرایط اقتصادی آن کشور ایفا می‌کند و بهبود بازده سهام به مفهوم سودآوری بیشتر شرکت‌ها و به تبع آن رشد اقتصادی است. بنابراین آگاهی از عوامل تاثیرگذار بر نوسان[۱] بازده سهام می‌تواند به بهبود تصمیم‌های سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران بازار سرمایه منجر شود.

نوسان بازده سهام را می‌توان به دو جزء نوسان بازده متعارف و نامتعارف[۲] تقسیم کرد. به طور مرسوم نوسان بازده نامتعارف، ریسک نامتعارف[۳] را اندازه‌گیری می‌کند (سانگ[۴]، ۲۰۱۳) که از طریق تنوع‌بخشی مناسب پرتفوی سهام قابل حذف است (زو و مالکیل[۵]، ۲۰۰۱) و نوسان بازده متعارف تفاوت بین نوسان بازده و نوسان بازده نامتعارف می‌باشد. نتایج پژوهش‌هایی از جمله چن و همکاران[۶] (۲۰۱۲) و راجکوپال و ونکاتاچالام[۷] (۲۰۱۱) نشان داده‌اند که بهبود کیفیت گزارشگری مالی می‌تواند به کاهش نوسان بازده نامتعارف سهام منجر شود. به عبارت دیگر افشای رویه‌های حسابداری مرتبط با سود منجر به کیفیت مطلوب‌تر گزارشگری مالی شده که این امر بر محیط اطلاعاتی و ریسک شرکت تاثیرگذار بوده و باعث کاهش نوسان بازده نامتعارف سهام می‌شود. علاوه بر این، هیئت استانداردهای حسابداری مالی[۸] (FASB) معتقد است اطلاعاتی که درباره سود و اجزای آن با استفاده از سیستم حسابداری تعهدی تهیه می شود، شاخص بهتری از سنجش عملکرد شرکت‌ها را فراهم می‌کند (۱۹۷۸، هیئت استانداردهای حسابداری مالی). از آن‌جایی که حسابداری تعهدی با برآورد اقلام تعهدی مرتبط است، تغییرپذیری[۹] اقلام تعهدی می‌تواند بر کیفیت سود و گزارشگری مالی و به تبع آن بر نوسان بازده سهام تاثیر گذارد. از طرفی تغییرپذیری اقلام تعهدی می‌تواند ناشی از عوامل مختلفی از جمله عوامل بنیادی مانند محیط اقتصادی و الگوی تجاری یا عوامل اختیاری مانند دستکاری مدیریت باشد. لذا بررسی تاثیر تغییرپذیری اقلام تعهدی و اجزای آن بر نوسان بازده نامتعارف سهام می‌تواند به آگاهی سرمایه‌گذاران، بهبود تصمیم‌گیری و تخصیص بهینه منابع در بازار سرمایه منجر شود.

بنابراین، در پژوهش حاضر اثر تغییرپذیری اقلام تعهدی و هم چنین اجزای بنیادی و اختیاری آن بر نوسان بازده نامتعارف و متعارف آتی سهام مورد بررسی قرار گرفته است.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینهٔ پژوهش

نوسان بازده سهام می‌تواند بر عوامل مختلفی نظیر پاداش و مزایای مدیران، ریسک پرتفوی سرمایه‌گذاری، هزینه سرمایه شرکت‌ها و... در بازار سرمایه تاثیرگذار باشد. شان و همکاران[۱۰] (۲۰۱۳) معتقدند که نوسان بازده سهام برای مدیران، سهامداران، سرمایه‌گذاران و سایر فعالان بازار سرمایه به دلایلی از جمله وجود ارتباط بین ریسک و هزینه سرمایه (فروت و همکاران[۱۱]، ۱۹۹۲)، ارتباط قیمت اختیار خرید سهام با نوسان بازده سهم (شلیفر و ویشنی[۱۲]، ۱۹۷۷)، میزان کارایی پاداش‌های مبتنی بر قیمت سهام (بایمن و وریچیا[۱۳]، ۱۹۹۵) می‌تواند با اهمیت باشد.

همان‌طور که در مقدمه بیان شد نوسان بازده نامتعارف، ریسک نامتعارف را اندازه‌گیری می‌کند (سانگ، ۲۰۱۳) که از طریق تنوع‌بخشی مناسب پرتفوی سهام قابل حذف است (زو و مالکیل، ۲۰۰۱). نوسان بازده نامتعارف از دهه ۱۹۶۰ تاکنون، روند در حال تغییری داشته است. این نوسان تا قبل از سال ۲۰۰۰، افزایش داشته است (کمپبل و همکاران[۱۴]، ۲۰۰۱)، از سال ۲۰۰۱ تا ۲۰۰۶ کاهش یافته (برانت و همکاران[۱۵]، ۲۰۱۰ و فینک و همکاران[۱۶]، ۲۰۱۰) و به شدت در بحران‌های مالی اخیر افزایش یافته است (چن و همکاران، ۲۰۱۲). با توجه به این‌که نوسان بازده نامتعارف برای موضوعاتی نظیر تنوع‌بخشی پرتفوی سهام، مدیریت پرتفو، رابطه بین ریسک و ارزیابی اختیار خرید سهام دارای پیامدهایی است، بررسی و درک این الگوهای زمانی از اهمیت برخوردار است. با این‌حال، ارائه توضیح و دلیل برای افزایش و کاهش در نوسان بازده نامتعارف سهام چالش برانگیز بوده است. برای مثال برانت و همکاران (۲۰۱۰) نشان داده‌اند که افزایش و کاهش در نوسان بازده نامتعارف سهام تا قبل از سال ۲۰۰۶، مربوط به معاملات سهامِ کم قیمت‌گذاری شده[۱۷] به‌وسیله سرمایه‌گذاران جزء است. در مقابل، ژانگ[۱۸] (۲۰۱۰) این دیدگاه را به چالش کشیده است و معتقد است که بیشتر این افزایش و کاهش‌ها از طریق عوامل بنیادی، به ویژه عدم اطمینان درباره سود جاری و رشد سود آتی توضیح داده می‌شود. چن و همکاران (۲۰۱۲) بیان می‌کنند که کیفیت پایین اطلاعات منجر به نوسان بیشتر بازده نامتعارف سهام خواهد شد و این کیفیت پایین اطلاعات به دلیل نوسان یا تغییرپذیری اقلام تعهدی است. اقلام تعهدی ناشی از به‌کارگیری اصول پذیرفته شده حسابداری است که مشکلات زمان‌بندی و تطابق موجود در جریان‌های نقدی را کاهش می‌دهد به طوری که سبب می‌شود سود حسابداری نسبت به معیار جریان‌های نقدی، معیار بهتری از عملکرد دوره‌ای شرکت باشد (دچو[۱۹]، ۱۹۹۴). هر چند استفاده از اقلام تعهدی به عنوان ابزاری در اختیار مدیریت به منظور علامت‌دهی اطلاعات محرمانه یا دستکاری سود به صورت فرصت طلبانه قرار دارد.

در اکثر مطالعات موجود در زمینه اقلام تعهدی فرض می‌شود که مدیران شرکت‌ها از طریق تعدیل اقلام تعهدی، نسبت به رویدادهای اقتصادی واکنش نشان می‌دهند. لذا این قبیل مطالعات به طور معمول بر سطح اقلام تعهدی تمرکز می‌کنند. به دلیل ماهیت برگشت‌پذیر اقلام تعهدی، سطح بالاتر اقلام تعهدی باید با تغییرپذیری بالاتر اقلام تعهدی همراه باشد. در پژوهش حاضر از یک معیار مبتنی بر تغییرپذیری اقلام تعهدی به دلیل مزایای آن استفاده شده است. شان و همکاران (۲۰۱۳) برخی از مزایای انتخاب تغییرپذیری اقلام تعهدی به شرح زیر بیان می‌کنند:

- تغییرپذیری اقلام تعهدی دارای یک مفهوم اقتصادی، کاملا متفاوت با ویژگی‌های معمول اقلام تعهدی است. تغییرپذیری بیشتر اقلام تعهدی باعث می‌شود که سطح نسبتا بالاتری از دستکاری سود رخ دهد بدون اینکه این دستکاری به عنوان مدیریت سود شناسایی شود. از این‌رو، معیار تغییرپذیری اقلام تعهدی برای بررسی موضوعاتی نظیر کیفیت سود، ماهیت محیط اطلاعاتی و اثرات ناشی از وضع مقررات حسابداری مفید خواهد بود.
- معیار مبتنی بر تغییرات اقلام تعهدی می‌تواند معیار مناسبی از ریسک سود باشد. یی[۲۰] (۲۰۰۶) معتقد است که ریسک کیفیت سود می‌تواند ناشی از خطای اقلام تعهدی باشد در حالی‌که دچو و دیچو[۲۱] (۲۰۰۲) معتقدند کیفیت بهتر اقلام تعهدی به عنوان میزانی است که اقلام تعهدی در جریان‌های نقدی گذشته، حال و آینده نمود پیدا می‌کند.

تغییرپذیری اقلام تعهدی می‌تواند ناشی از دو عامل باشد. عامل اول، عدم اطمینان بنیادی[۲۲] است که در نتیجه شوک‌های اقتصادی ناشی از الگوی تجاری شرکت، ساختار سازمانی و محیط عملیاتی ایجاد می‌شود که منجر به نوسان[۲۳] در جریان‌های نقدی عملیاتی می‌شود. باتوجه به نقش اقلام تعهدی در هموارسازی جریان‌های نقدی و فراهم کردن معیار بهتری از عملکرد، چنین شوک‌های اقتصادی در اقلام تعهدی نهفته است. عامل دوم، جزء اختیاری[۲۴] اقلام تعهدی است که منعکس‌کننده دستکاری و انتخاب‌های مدیریت در فرآیند حسابداری تعهدی است. با فرض کارایی بازار سرمایه، اگر اقلام تعهدی دوره جاری منعکس کننده عدم اطمینان بیشتری باشد یا به عبارتی تغییرپذیری بیشتری داشته باشد، نشان‌دهنده عدم اطمینان فزاینده درباره عایدات بازده[۲۵] در دوره آتی است و بنابراین انتظار می‌رود بازده آتی سهام دارای نوسان بیشتری باشد (شان و همکاران، ۲۰۱۳).

با این‌حال، بخش گسترده‌ای از ادبیات حسابداری نشان می‌دهد که اعضای بازار سرمایه در شناسایی ویژگی‌های سری زمانی سود که از طریق اطلاعات حسابداری منتشر می‌شود ناتوان هستند که این موضوع باعث می‌شود در تاریخ اعلام سود، بازده‌های غیرعادی با اهمیتی ایجاد شود (به عنوان مثال، برنارد و توماس[۲۶]، ۱۹۹۰). هرچند براون و هان[۲۷] (۲۰۰۰) معتقدند که بازار سرمایه کاملا ناآگاهانه برخورد نمی‌کند، بلکه پارامترهای صحیح را کمتر از حد ارزیابی می‌کند. بنابراین، در پژوهش حاضر در فرضیه اول و دوم، به بررسی رابطه بین تغییرپذیری اقلام تعهدی و نوسان بازده نامتعارف و متعارف آتی سهام پرداخته شده است.

گای و همکاران[۲۸] (۱۹۹۶)، سابرامانیام[۲۹] (۱۹۹۶) و فرانسیس و همکاران[۳۰] (۲۰۰۵) بیان می‌کنند که اقلام تعهدی اختیاری احتمالا هم منعکس‌کننده فرصت طلبی مدیریتی[۳۱] است که عدم اطمینان اطلاعاتی[۳۲] را تشدید می‌کند و هم منعکس کننده اندازه‌گیری عملکرد[۳۳] است که عدم اطمینان اطلاعاتی را کاهش می‌دهد. در نتیجه، این اثرات ضد و نقیض سبب می‌شود که تاثیر جزء اختیاری اقلام تعهدی نسبت به جزء بنیادی آن کمتر شود. از سوی دیگر، یی(۲۰۰۶) و چن و همکاران (۲۰۰۸) با بسط تجزیه و تحلیل فرانسیس و همکاران (۲۰۰۵) نشان دادند که اثر اقلام تعهدی اختیاری بر قیمت سهام و هزینه سرمایه به سطح بنیادی اقلام تعهدی بستگی دارد. کیم و کی[۳۴] (۲۰۱۰) و لیو و ویسوکی[۳۵] (۲۰۰۷) نیز استدلال می‌کنند که رابطه بین کیفیت اقلام تعهدی و هزینه سرمایه قبل از هر عاملی ناشی از جزء بنیادی اقلام تعهدی است که کمتر در معرض دستکاری مدیریتی قرار دارد. علاوه براین، مطالعات قبلی نظیر گای و همکاران (۱۹۹۶)، سابرامانیام (۱۹۹۶) اشاره می‌کنند که تغییرپذیری اجزای بنیادی و اختیاری اقلام تعهدی تاثیر متفاوتی بر قیمت‌ها و نوسان بازده سهام خواهد داشت. بنابراین، انتظار می‌رود که جزء بنیادی اقلام تعهدی، نسبت به جزء اختیاری تاثیر قوی‌تری بر نوسان بازده نامتعارف و متعارف آتی سهام داشته باشد که این موضوع در فرضیه سوم و چهارم مورد بررسی قرار گرفته است.

در پژوهش حاضر از یک معیار ریسک مبتنی بر اقلام تعهدی یعنی تغییرپذیری (واریانس) اقلام تعهدی استفاده شده است و ارتباط آن با نوسان بازده نامتعارف و متعارف آتی سهام مورد بررسی قرار گرفته است که نتایج این بررسی به غنی‌تر شدن ادبیات حسابداری موجود در خصوص نقش معیارهای ریسک مبتنی بر حسابداری کمک خواهد نمود. در ادامه به برخی از مطالعات مرتبط در زمینه پژوهش حاضر اشاره شده است.

شان و همکاران (۲۰۱۳) در پژوهشی به بررسی ارتباط بین تغییرپذیری اقلام تعهدی و نوسان بازده آتی سهام پرداختند. آنها در این پژوهش از مدل فاما و فرنچ[۳۶] (۱۹۹۳) برای اندازه‌گیری نوسان بازده نامتعارف استفاده کردند. نتایج بررسی آنها نشان داد که بین تغییرپذیری اقلام تعهدی و نوسان بازده نامتعارف و متعارف آتی سهام رابطه مثبت و معنی‌دار وجود دارد. علاوه بر این، آنها با تفکیک تغییرپذیری اقلام تعهدی به اجزای بنیادی و اختیاری آن دریافتند که جزء بنیادی اقلام تعهدی، نسبت به جزء اختیاری تاثیر قوی‌تری بر نوسان بازده نامتعارف و متعارف آتی سهام شرکت‌ها دارد. سانگ (۲۰۱۳) به بررسی ارتباط بین رشد دارایی و نوسان بازده نامتعارف پرداخت. وی نشان داد که نرخ رشد دارایی‌های شرکت با نوسان بازده نامتعارف رابطه‌ای مثبت دارد. دات و جنر[۳۷] (۲۰۱۳) در پژوهشی به بررسی ارتباط بین نوسان بازده سهام، عملکرد عملیاتی و بازده سهام پرداختند. آنها دریافتند که سهام شرکت‌هایی که نوسان پایینی دارند، بازده‌های بالاتری نسبت به سهام‌های دارای نوسان بالا کسب می‌کنند. هم‌چنین شرکت‌هایی با نوسان پایین قیمت سهام، عملکرد عملیاتی بالاتری خواهند داشت. کامونوری[۳۸] (۲۰۱۲) در پژوهشی به بررسی کیفیت گزارشگری مالی و نوسان بازده خاص شرکت‌ها پرداخت. وی نوسان بازده را از طریق مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای اندازه‌گیری کرد و دریافت که کیفیت سود با کیفیت گزارشگری مالی ارتباط مثبت دارد و شرکت‌هایی با کیفیت سود پایین، نوسان بازده بالاتری دارند. چن و همکاران(۲۰۱۲) در پژوهشی به بررسی نوسان بازده نامتعارف و کیفیت اطلاعات تحت اعمال اختیارات مدیریتی پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که نوسان بازده نامتعارف در اثر نوسان اقلام تعهدی اختیاری ایجاد شده است و این نتایج با کنترل نمودن عواملی مانند عدم اطمینان پیرامون عملیات شرکت، فرصت‌های رشد، تغییرات چرخه تجاری، عمر شرکت و تاثیرات صنعت تقویت می‌شود. گو و همکاران[۳۹] (۲۰۰۴) در پژوهشی به بررسی عوامل تعیین‌کننده تغییرپذیری اقلام تعهدی پرداختند. آنها در این پژوهش بررسی کردند که آیا تغییرپذیری اقلام تعهدی با عوامل خاص شرکت‌ها و هم‌چنین عوامل محیطی ارتباط دارد؟ نتایج پژوهش آنها نشان داد که تغییرپذیری اقلام تعهدی با اندازه شرکت، اهرم مالی، نوسان جریان‌های نقدی، چرخه عملیاتی و رشد مرتبط است.

قربانی و همکاران(۱۳۹۲) در پژوهشی به بررسی تاثیر کیفیت گزارشگری مالی بر نوسان بازده غیرمتعارف بازده سهام در طی دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹پرداختند. آنها برای اندازه‌گیری نوسان بازده غیرمتعارف از مدل فاما و فرنچ استفاده کردند و معیار کیفیت سود را به عنوان معیار کیفیت گزارشگری مالی درنظر گرفتند. نتایج پژوهش آنها نشان می‌دهد که کیفیت گزارشگری مالی بر نوسان بازده غیرمتعارف سهام تاثیری معکوس دارد. کرمی و قربان‌زاده (۱۳۹۲) در پژوهشی به بررسی تاثیر اصل تطابق بر عدم اطمینان اطلاعاتی پرداختند. آنها در این پژوهش از معیارهای نوسان بازده هر سهم و خطای پیش‌بینی سود هر سهم به عنوان عدم اطمینان اطلاعاتی استفاده کردند. نتایج پژوهش آنها برای دوره زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۰ نشان داد که هرچه تطابق بین درآمدها و هزینه‌ها بیشتر باشد، نوسان بازده و خطای پیش‌بینی سود هر سهم کمتر خواهد بود. رحمانی و همکاران (۱۳۹۰) در پژوهشی به بررسی محتوای اطلاعاتی نوسانات توضیح داده نشده بازده سهام پرداختند. آنها در پژوهش خود از مدل فاما و فرنچ برای اندازه‌گیری نوسانات توضیح داده نشده بازده سهام استفاده کردند. نتایج بررسی آنها در طی دوره زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۸ نشان داد که نوسانات توضیح داده نشده بازده سهام با اندازه شرکت رابطه مثبت و با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و بازدهی رابطه منفی دارد. فخاری و طاهری (۱۳۸۹) در پژوهشی به بررسی رابطه بین سرمایه‌گذاران نهادی و نوسان‌پذیری بازده سهام در سال مالی ۱۳۸۷پرداختند. یافته‌های پژوهش آنها نشان داد که حضور سرمایه‌گذاران نهادی موجب افزایش نظارت بر عملکرد مدیران شده و از عدم تقارن اطلاعاتی کاسته و با افزایش درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی، نوسان‌پذیری بازده کاسته می‌شود.

۳- فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مطالب بیان شده در بخش مبانی نظری، فرضیه‌های پژوهش حاضر به شرح زیر است:

فرضیه ۱: تغییرپذیری اقلام تعهدی بر نوسان بازده نامتعارف آتی سهام تاثیر دارد.

فرضیه ۲: تغییرپذیری اقلام تعهدی بر نوسان بازده متعارف آتی سهام تاثیر دارد.

فرضیه ۳: جزء بنیادی تغییرپذیری اقلام تعهدی نسبت به جزء اختیاری، بر نوسان بازده نامتعارف آتی سهام تاثیر قوی‌تری دارد.

فرضیه ۴: جزء بنیادی تغییرپذیری اقلام تعهدی نسبت به جزء اختیاری، بر نوسان بازده متعارف آتی سهام تاثیر قوی‌تری دارد.

۴- روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از لحاظ هدف کاربردی و از لحاظ ماهیت جزء پژوهش‌های همبستگی است که نتایج آن می تواند برای طیف گسترده‌ای از سرمایه‌گذاران، تحلیل گران و فعالان بازار سرمایه مفید باشد. داده‌های مورد نیاز از صورت‌های مالی حسابرسی شدهٔ شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، بانک‌های اطلاعاتی«تدبیرپرداز»، «ره آورد نوین» و پایگاه اینترنتی «مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی سازمان بورس اوراق بهادار» جمع‌آوری شده است. برای محاسبه متغیرها از صفحه گستردهٔ اکسل و برای آزمون فرضیه‌های پژوهش و تحلیل آنها از نرم افزار Eviews نسخه ۷ استفاده شده است.

جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۰ است. در این پژوهش، نمونه گیری با استفاده از روش حذف سیستماتیک انجام شده است. لذا نمونه انتخابی شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده که شرایط زیر را دارا باشند:

- سال مالی آن‌ها منتهی به ۲۹ اسفند ماه هر سال باشد.
- شرکت‌های صنایع واسطه گری مالی، سرمایه گذاری و بانک ها به دلیل ماهیت متفاوت عملیات آنها، نباید جزء نمونه انتخابی باشند.
- اطلاعات صورت‌های مالی آنها به طور کامل و پیوسته در دسترس باشد.
- سهام شرکت حداقل ۵۰ روز در طی هر یک از سال‌های دوره زمانی پژوهش در بورس اوراق بهادار تهران مورد معامله قرار گرفته باشد. انتخاب تعداد روزهای معامله بیشتر از ۵۰ روز، موجب حذف تعداد زیادی از شرکت‌های نمونه شده و قابلیت اتکا و تعمیم نتایج را کاهش می‌دهد.[1]

با در نظرگرفتن محدودیت‌های فوق تعداد ۱۰۷ شرکت در طی دوره زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۰ انتخاب گردید. با توجه به اینکه برای محاسبه برخی از متغیرهای پژوهش، اطلاعات سال‌های قبل مورد نیاز است، سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۵ بدین منظور در نظر گرفته شده است. علاوه بر این، برای آزمون فرضیه‌ها باید نوسان نامتعارف و متعارف بازده آتی سهام در نظر گرفته شود در نتیجه اطلاعات سال ۱۳۹۱ نیز لحاظ شده است.

۴-۱- مدل‌های پژوهش

در پژوهش حاضر، به پیروی از پژوهش شان و همکاران (۲۰۱۳) برای آزمون فرضیه‌های اول تا چهارم پژوهش به ترتیب از مدل‌های رگرسیونی به شرح روابط (۱) تا (۴) استفاده شده است. متغیرهای وابسته شامل نوسان متعارف و نامتعارف بازده آتی سهام و متغیرهای مستقل شامل تغییرپذیری اقلام تعهدی و اجزای بنیادی و اختیاری اقلام تعهدی است. هم‌چنین از متغیرهای بازده حقوق صاحبان سهام، بازده سالانه سهام، اندازه شرکت، اهرم مالی و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به عنوان متغیرهای کنترلی استفاده شده است. در ادامه ابتدا این مدل‌ها بیان شده و سپس نحوه محاسبه متغیرهای وابسته و مستقل تشریح شده است. هم‌چنین، جهت آزمون فرضیه‌ها از داده‌های ترکیبی استفاده گردیده است. به منظور تعیین روش تخمین مدل‌ها (روش تلفیقی یا تابلویی) از آزمون F لیمر و در صورت انتخاب روش تابلویی، از آزمون هاسمن برای انتخاب یکی از روش‌های اثرات ثابت یا اثرات تصادفی استفاده شده است. تجزیه و تحلیل نتایج با استفاده از آزمون‌های t، آماره F فیشر، دوربین ـ واتسون و ضریب تعیین انجام شده است.

$$Idios\ Vol_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 VACC_{i,t} + \alpha_2 ROE_{i,t} + \alpha_3 Ret_{i,t} + \alpha_4 Size_{i,t} + \alpha_5 Lev_{i,t} + \alpha_6 BM_{i,t} + \varepsilon_{it}$$

(رابطهٔ ۱)

$$Sys\ Vol_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 VACC_{i,t} + \alpha_2 ROE_{i,t} + \alpha_3 Ret_{i,t} + \alpha_4 Size_{i,t} + \alpha_5 Lev_{i,t} + \alpha_6 BM_{i,t} + \varepsilon_{it}$$

(رابطه ۲)

$$Idios\ Vol_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 (Fund\ VAC_{i,t}) + \alpha_2 (Disc\ VAC_{i,t}) + \alpha_3 ROE_{i,t} + \alpha_5 Size_{i,t} + \alpha_6 Lev_{i,t} + \alpha_7 BM_{i,t} + \varepsilon_{it}$$

(رابطه ۳)

$$Sys\ Vol_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 (Fund\ VAC_{i,t}) + \alpha_2 (Disc\ VAC_{i,t}) + \alpha_3 ROE_{i,t} + \alpha_4 Ret_{i,t} + \alpha_5 Size_{i,t} + \alpha_6 Lev_{i,t} + \alpha_7 BM_{i,t} + \varepsilon_{it}$$

(رابطه ۴)

که در روابط ذکر شده در بالا:

$Idios\ Vol_{i,t+1}$: نوسان بازده نامتعارف سهام شرکت i در سال t+1

$Sys\ Vol_{i,t+1}$: نوسان بازده متعارف سهام شرکت i در سال t+1

$VACC_{i,t}$: لگاریتم تغییرپذیری اقلام تعهدی شرکت i در سال t

$FundVAC_{i,t}$: جزء بنیادی تغییرپذیری اقلام تعهدی شرکت i در سال t

$DiscVAC_{i,t}$: جزء اختیاری تغییرپذیری اقلام تعهدی شرکت i در سال t

$ROE_{i,t}$: بازده حقوق صاحبان سهام شرکت i در سال t که برابر است با سود خالص دوره جاری تقسیم بر حقوق صاحبان سهام دوره قبل.

$Ret_{i,t}$: بازده سالانه سهام شرکت i در سال t.

$Size_{i,t}$: اندازه شرکت i در سال t که از طریق لگاریتم ارزش بازار سهام شرکت در پایان سال t بدست می‌آید.

$Lev_{i,t}$: اهرم مالی شرکت i در سال t که عبارت است از (کل بدهی‌های بلندمدت + حصه جاری بدهی بلند مدت) تقسیم بر کل دارایی‌ها.

$BM_{i,t}$: نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام شرکت i در سال t.

ε_{it}: باقیمانده مدل

۴-۲- نحوه محاسبه نوسان نامتعارف و متعارف بازده سهام

برای اندازه‌گیری نوسان بازده نامتعارف سهام، مطابق پژوهش‌هایی نظیر شان و همکاران (۲۰۱۳) و راجکوپال و ونکاتاچالام (۲۰۱۱) از مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) به شرح رابطه (۵) استفاده شده است:

$$R_{i,t} - R_{f,t} = a_i + b_i (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_i (SMB_t) + h_i (HML_t) + \varepsilon_{it}$$

(رابطه ۵)

که در آن:

$R_{i,t} - R_{f,t}$: صرف ریسک سهام شرکت i در ماه t

$R_{m,t} - R_{f,t}$: صرف ریسک بازار در ماه t

SMB_t : عامل اندازه شرکت‌ها در ماه t

HML_t : عامل نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در ماه t

ε_{it} : پسماند ماهانه شرکت i در ماه t

پس از برآورد مدل سه عاملی فاما و فرنچ و به دست آوردن پسماندهای ماهانه، واریانس سالانه پسماندهای ماهانه به شرح رابطه (۶) محاسبه گردیده و به عنوان معیار نوسان بازده نامتعارف سهام (Idios Vol) استفاده شده است:

$$Idios\ Vol_{i,t} = \sigma^2 \varepsilon_{it} \quad (t = 1, 2, \ldots, 12)$$

(رابطه ۶)

نوسان بازده متعارف سهام (Sys Vol) عبارت است از تفاوت بین نوسان بازده سهام و نوسان بازده نامتعارف سهام که به شرح رابطه (۷) محاسبه شده است:

$$Sys\ Vol_{i,t} = Vol_{i,t} - Idios\ Vol_{i,t}$$

(راابطه ۷)

که در آن:

$Vol_{i,t}$: نوسان بازده سهام شرکت i در سال t است که از طریق رابطه (۸) بدست می‌آید:

$$Vol_{i,t} = \frac{1}{Dt} \sum_{d=1}^{Dt} (r^i_{d,t} - AR^i_t)^2$$

رابطه۸)

$r^i_{d,t}$: بازده روزانه سهام i در روز d از سال t

AR^i_t : میانگین بازده روزانه سهام i در سال t

D_t : تعداد روزهای مبادله سهام در سال t

$Idios\ Vol_{i,t}$: نوسان بازده نامتعارف سهام شرکت i در سال t

همانطور که بیان شد پژوهش حاضر به دنبال بررسی تاثیر تغییرپذیری اقلام تعهدی و اجزای آن بر نوسان بازده نامتعارف و متعارف آتی سهام می‌باشد. از آنجایی که استفاده‌کنندگان، اطلاعات مربوط به اقلام تعهدی را از آخرین صورت‌های مالی منتشر شده در هر سال استخراج می کنند، لذا بازده‌های روزانه در هر سال از آخرین تاریخ مجاز برای انتشار صورت‌های مالی به بعد یعنی از تاریخ ۵/۱ (اول مرداد) هر سال تا ۴/۳۱ (پایان تیرماه) سال بعد در نظر گرفته شده‌اند.

۴-۳- نحوه محاسبه تغییرپذیری اقلام تعهدی و اجزای بنیادی و اختیاری آن

تغییرپذیری اقلام تعهدی (VACC) برابر است با واریانس اقلام تعهدی در طی سه سال گذشته. برای محاسبه اقلام تعهدی از معیار نرخ رشد خالص دارایی‌های عملیاتی(NOA) مطابق پژوهش کالن و سگال[۴۰] (۲۰۰۴) و شان و همکاران(۲۰۱۳) به شرح رابطه (۹) استفاده شده است.

$$ACC_t = (NOA_t / NOA_{t-1}) - 1$$

(رابطه۹)

که در آن:

ACC_t: اقلام تعهدی

NOA : خالص دارایی‌های عملیاتی که از تفاوت بین دارایی‌ها و بدهی‌های عملیاتی بدست آمده است.

برای محاسبه اجزای بنیادی و اختیاری تغییرپذیری اقلام تعهدی از روشی مشابه پژوهش شان و همکاران(۲۰۱۳) استفاده شده است. بدین منظور مدل رگرسیونی به شرح رابطه(۱۰) به صورت مقطعی برای سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۰ برآورد شده است:

$$Log(VACC_i) = \alpha_0 + \alpha_1 Size_i + \alpha_2 VCFO_i + \alpha_3 VRev_i + \alpha_4 Oper\ Cycle_i + \alpha_5 Neg\ Earn_i + \varepsilon_i$$

(رابطه۱۰)

که در آن:

VACC: تغییر پذیری اقلام تعهدی

Size: لگاریتم کل دارایی‌ها

VCFO: تغییرپذیری (نوسان) جریان‌های نقد عملیاتی که برابر است با لگاریتم واریانس جریان‌های نقد عملیاتی طی سه سال

که از طریق تقسیم بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام سال قبل مقیاس زدایی شده است.

VRev: تغییرپذیری فروش که برابر است با لگاریتم واریانس درآمد فروش طی سه سال که از طریق تقسیم بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام سال قبل مقیاس زدایی شده است.

Oper Cycle: لگاریتم چرخه عملیاتی که از طریق رابطه (۱۱) محاسبه می‌شود.

$$\text{Operating cycle} = \text{Log}\left(\frac{360}{\frac{\text{خالص فروش}}{\text{میانگین حساب ها ی دریافتنی}}} + \frac{360}{\frac{\text{بهای تمام شده کالای فروخته شده}}{\text{میانگین موجودی کالا}}}\right)$$

(رابطه ۱۱)

Neg Earn: مجموع تعداد سال‌هایی که یک شرکت در یک دوره زمانی سه ساله زیان داشته است تقسیم بر ۳.

ε_i: باقیمانده مدل.

باقیمانده مدل رگرسیونی(۱۰) به عنوان جزء اختیاری تغییرپذیری اقلام تعهدی در نظر گرفته شده و جزء بنیادی تغییرپذیری اقلام تعهدی از تفاوت بین جزء اختیاری با کل تغییرپذیری اقلام تعهدی بدست آمده است.

۵- یافته‌های پژوهش

انجام آزمون فرضیه‌ها، مستلزم برقراری فرض‌های نرمال بودن متغیر وابسته، همسانی واریانس و عدم خود همبستگی و مانایی متغیرهای مورد استفاده می‌باشد. زیرا در صورت عدم برقراری موارد مذکور، نتایج بدست آمده قابلیت اتکا ندارند و این امر موجب استنتاج‌های نادرست می‌شود. پس از اطمینان از برقراری فروض کلاسیک رگرسیون و مانایی متغیرها به آزمون فرضیه‌های پژوهش پرداخته شده است.

۵-۱- نتایج آزمون F لیمر و هاسمن برای مدل‌های پژوهش

مدل‌های رگرسیونی (۱) تا (۴) با استفاده از داده‌های ترکیبی برآورد شده‌اند. برای برآورد، به منظور انتخاب بین روش داده‌های تابلویی و تلفیقی از آزمون F لیمراستفاده شده است. در صورت انتخاب داده‌های تابلویی، با توجه به اینکه داده‌های تابلویی به دو روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی قابل تخمین است، برای تعیین نوع روش برآورد داده‌های تابلویی از آزمون هاسمن استفاده شده است. نتایج آزمون F لیمر و هاسمن در جدول (۱) ارائه شده است.

اگر احتمال آماره F لیمر کمتر از ۰/۰۵ باشد از داده‌های تابلویی و در غیر این صورت از داده‌های تلفیقی استفاده می‌شود. هم‌چنین اگر احتمال آماره هاسمن کمتر از ۰/۰۵ باشد باید از روش اثرات ثابت در داده‌های تابلویی استفاده شود. با توجه به نتایج آزمون آزمون F لیمر و هاسمن که در جدول فوق ارائه شده است، مدل‌های رگرسیونی (۱)، (۳) و (۴) به روش تابلویی با اثرات ثابت تخمین و مدل رگرسیونی (۱) به روش تلفیقی برآورد شده است.

۵-۲- نتایج آزمون فرضیه اول

براساس فرضیه اول تغییرپذیری اقلام تعهدی بر نوسان بازده نامتعارف آتی سهام تاثیر دارد. برای آزمون این فرضیه، مدل رگرسیونی (۱) به روش تابلویی با اثرات ثابت تخمین زده شده است. خلاصه نتایج برآورد مدل رگرسیونی (۱) در جدول (۲) ارائه گردیده است.

جدول ۱: نتایج آزمون F لیمر و هاسمن

آزمون مدل	آزمون F لیمر		آزمون هاسمن		نتیجه
	آماره	احتمال آماره	آماره	احتمال آماره	
مدل رگرسیونی (۱)	۱/۸۲۷	۰/۰۰۰	۳۵/۴۸۵	۰/۰۰۰	تابلویی با اثرات ثابت
مدل رگرسیونی (۲)	۱/۱۱۲	۰/۲۳۳	-	-	تلفیقی
مدل رگرسیونی (۳)	۲/۹۶۸	۰/۰۰۰	۷۶/۸۳۲	۰/۰۰۰	تابلویی با اثرات ثابت
مدل رگرسیونی (۴)	۱/۴۰۰	۰/۰۱۲	۳۵/۰۸۶	۰/۰۰۰	تابلویی با اثرات ثابت

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۲: نتایج برآورد مدل رگرسیونی (۱)

Idios Vol i,t+1 = α0 + α1 VACC i,t + α2 ROE i,t + α3 Ret i,t + α4 Size i,t + α5 Lev i,t + α6 BM i,t + εit				
نام متغیر	نماد متغیر	ضریب	آماره t	احتمال آماره t
عرض از مبدا	C	-۰/۰۲۳۶	-۲/۰۶۱	۰/۰۳۹
تغییرپذیری اقلام تعهدی	VACC	-۰/۰۰۱۰	-۳/۰۳۸	۰/۰۰۲
بازده حقوق صاحبان سهام	ROE	-۰/۰۰۱۰	-۰/۸۵۳	۰/۳۹۳
بازده سالانه سهام	Ret	-۰/۰۰۲۶	-۴/۷۱۸	۰/۰۰۰
اندازه	Size	۰/۰۰۵۶	۲/۸۸۵	۰/۰۰۴
اهرم مالی	Lev	۰/۰۰۶۴	۱/۵۸۸	۰/۱۱۳
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	BM	۰/۰۰۶۳	۵/۲۵۴	۰/۰۰۰
ضریب تعیین تعدیل شده R2	۰/۴۱۱	آماره F		۴/۲۷۳
آماره دوربین ـ واتسون	۲/۱۳۷	معناداری آماره F		۰/۰۰۰

منبع: یافته های پژوهش

برای بررسی عدم خود همبستگی در نتایج مدل رگرسیونی(۱) از آماره دوربین واتسون استفاده شده است. طبق جدول(۲) آماره دوربین واتسون برابر با ۲/۱۳۷ بوده که این مقدار بین مقادیر بحرانی ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد، بنابراین بین باقیمانده‌ها مشکل خود همبستگی وجود ندارد. جهت تشخیص وجود هم‌خطی، واضح‌ترین علامت وجود هم‌خطی زمانی است که R^2 بسیار بالا باشد ولی هیچ یک از ضرایب متغیرهای رگرسیون از لحاظ آماری براساس آزمون t معنی‌دار نباشند (گجراتی، ۱۳۸۶). با توجه به عدم وجود چنین حالتی در نتایج جدول(۲)، احتمال وجود هم خطی بین متغیرهای پژوهش وجود ندارد. مشکل ناهمسانی واریانس در داده‌های مقطعی مطرح است. در پژوهش حاضر از آنجایی که برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از داده‌های ترکیبی استفاده شده است، به منظور رفع ناهمسانی واریانس احتمالی، از روش GLS استفاده شده است. برای بررسی معنی‌داری کل مدل از آزمونF استفاده گردید (بیدرام، ۱۳۸۱). با توجه به جدول(۲) سطح معنی‌داری آماره F برابر با ۰/۰۰۰ بوده که کمتر از ۵ درصد بوده و لذا کل مدل برآورد شده معنی‌دار است. ضریب تعیین(R^2) درصد تغییرات کل در متغیر وابسته را که از طریق مدل رگرسیون توضیح داده شده است را بیان می‌کند. با توجه به جدول (۲) مشاهده می‌شود که ضریب تعیین تعدیل شده برابر با ۰/۴۱۱ است که نشان می‌دهد تقریبا ۴۱ درصد تغییرات نوسان بازده نامتعارف آتی سهام از طریق مدل رگرسیونی(۱) توضیح داده شده است.

با توجه به نتایج منعکس شده در جدول (۲) مشاهده می شود که احتمال آماره t برای ضریب متغیر تغییرپذیری اقلام تعهدی ۰/۰۰۲ است که از ۵ درصد کمتر بوده که بیانگر وجود رابطه معنی‌دار بین تغییرپذیری اقلام تعهدی و نوسان بازده نامتعارف آتی سهام است. هم‌چنین با توجه به ضریب منفی متغیر تغییرپذیری اقلام تعهدی می‌توان نتیجه گرفت که تغییرپذیری اقلام تعهدی بر نوسان بازده نامتعارف آتی سهام تاثیر منفی دارد. در نتیجه فرضیه اول پژوهش رد نمی‌شود. همان‌طور که نتایج آزمون فرضیه اول نشان داد، بین تغییرپذیری اقلام تعهدی با نوسان بازده آتی بازده سهام رابطه منفی دارد که این ارتباط منفی با پژوهش شان و همکاران(۲۰۱۳) همخوانی ندارد. علت این امر می‌تواند ناشی از عواملی نظیر عدم کارایی بازار سرمایه و رفتار غیر عقلایی سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران باشد که این موضوع در بخش نتیجه‌گیری به تفصیل توضیح داده شده است.

۵-۳- نتایج آزمون فرضیه دوم

براساس فرضیه دوم تغییرپذیری اقلام تعهدی بر نوسان بازده متعارف آتی سهام تاثیر دارد. برای آزمون این فرضیه، مدل رگرسیونی (۲) به روش تلفیقی تخمین زده شده است. خلاصه نتایج برآورد مدل رگرسیونی (۲) در جدول (۳) ارائه گردیده است.

طبق جدول(۳) آماره دوربین واتسون برابر با ۱/۷۵۲ بوده که این مقدار بین مقادیر بحرانی ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد، بنابراین بین باقیمانده‌ها مشکل خود همبستگی وجود ندارد. جهت تشخیص وجود هم‌خطی، واضح‌ترین علامت وجود هم‌خطی زمانی است که R^2 بسیار بالا باشد ولی هیچ یک از ضرایب متغیرهای رگرسیون از لحاظ آماری براساس آزمون t معنی‌دار نباشند (گجراتی، ۱۳۸۶). با توجه به عدم وجود چنین حالتی در نتایج جدول(۳)، احتمال وجود هم خطی بین متغیرهای پژوهش وجود ندارد. همچنین به منظور رفع ناهمسانی واریانس

احتمالی، از روش GLS استفاده شده است. برای بررسی معنی‌داری کل مدل از آزمونF استفاده گردید. با توجه به جدول(۳) سطح معنی‌داری آماره F برابر با ۰/۰۰۰ بوده که کمتر از ۵ درصد بوده و لذا کل مدل برآورد شده معنی‌دار است. با توجه به جدول (۳) مشاهده می‌شود که ضریب تعیین تعدیل شده برابر با ۰/۱۲۲ است که نشان می‌دهد حدود ۱۲ درصد تغییرات نوسان بازده متعارف آتی سهام از طریق مدل رگرسیونی(۲) توضیح داده شده است. با توجه به نتایج منعکس شده در جدول (۳) مشاهده می شود که احتمال آماره t برای ضریب متغیر تغییرپذیری اقلام تعهدی ۰/۰۰۸ است که از ۵ درصد کمتر بوده که بیانگر وجود رابطه معنی‌دار بین تغییرپذیری اقلام تعهدی و نوسان بازده متعارف آتی سهام است. هم‌چنین با توجه به ضریب منفی متغیر تغییرپذیری اقلام تعهدی می‌توان نتیجه گرفت که تغییرپذیری اقلام تعهدی بر نوسان بازده متعارف آتی سهام تاثیر منفی دارد. در نتیجه فرضیه دوم پژوهش رد نمی‌شود.

۵-۴- نتایج آزمون فرضیه سوم

براساس فرضیه سوم جزء بنیادی تغییرپذیری اقلام تعهدی نسبت به جزء اختیاری آن، بر نوسان بازده نامتعارف آتی سهام تاثیر قوی‌تری دارد. برای آزمون این فرضیه، مدل رگرسیونی (۳) به روش تابلویی با اثرات ثابت تخمین زده شده است. خلاصه نتایج برآورد مدل رگرسیونی (۳) در جدول (۴) ارائه گردیده است.

طبق جدول(۴) آماره دوربین واتسون برابر با ۱/۷۴۹ بوده که این مقدار بین مقادیر بحرانی ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد، بنابراین بین باقیمانده‌ها مشکل خود همبستگی وجود ندارد. با توجه به معنی‌دار بودن بیشتر متغیرهای پژوهش و عدم بالا بودن R^2 احتمال وجود هم‌خطی بین متغیرهای پژوهش وجود ندارد. هم‌چنین به منظور رفع ناهمسانی واریانس احتمالی، از روش GLS استفاده شده است. برای بررسی معنی‌داری کل مدل از آزمونF استفاده گردید. با توجه به جدول(۴) سطح معنی‌داری آماره F برابر با ۰/۰۰۰ بوده که کمتر از ۵ درصد بوده و لذا کل مدل برآورد شده معنی‌دار است. با توجه به جدول (۴) مشاهده می‌شود که ضریب تعیین تعدیل شده برابر با ۰/۳۸۱ است که نشان می‌دهد حدود ۳۹ درصد تغییرات نوسان بازده نامتعارف آتی سهام از طریق مدل رگرسیونی(۳) توضیح داده شده است.

با توجه به نتایج منعکس شده در جدول (۴) مشاهده می‌شود که احتمال آماره t برای ضریب متغیر جزء بنیادی تغییرپذیری اقلام تعهدی ۰/۰۰۰ است که از ۵ درصد کمتر بوده که بیانگر وجود رابطه معنی‌دار بین جزء بنیادی تغییرپذیری اقلام تعهدی و نوسان بازده نامتعارف آتی سهام است. علاوه‌براین، احتمال آماره t برای جزء اختیاری تغییرپذیری اقلام تعهدی برابر با ۰/۰۲۲ است که کمتر از ۵ درصد بوده و از نظر آماری معنی‌دار می‌باشد. بنابراین هر دو جزء تغییرپذیری اقلام تعهدی با نوسان بازده نامتعارف آتی سهام رابطه معنی‌دار دارد. قدر مطلق ضریب متغیر جزء بنیادی تغییرپذیری اقلام تعهدی برابر با ۰/۰۱۶۴ بوده که این مقدار بیشتر از قدر مطلق ضریب متغیر جزء اختیاری تغییرپذیری اقلام تعهدی یعنی ۰/۰۱۱۸ می‌باشد. این موضوع نشان می‌دهد که با اینکه هر دو جزء بنیادی و اختیاری تغییرپذیری اقلام تعهدی با نوسان بازده نامتعارف آتی سهام رابطه معنی‌دار دارند ولی تاثیر جزء بنیادی نسبت به جزء اختیاری بر نوسان بازده نامتعارف آتی سهام بیشتر است. بنابراین فرضیه سوم پژوهش نیز رد نمی‌شود. هم‌چنین علامت منفی ضرایب اجزای بنیادی و اختیاری تغییرپذیری اقلام تعهدی حاکی از یک ارتباط منفی بین اجزای تغییرپذیری اقلام تعهدی و نوسان بازده نامتعارف آتی سهام است.

جدول ۳: نتایج برآورد مدل رگرسیونی (۲)

Sys Vol i,t+1 = α0 + α1 VACC i,t + α2 ROE i,t + α3 Ret i,t + α4 Size i,t + α5 Lev i,t + α6 BM i,t + εit				
نام متغیر	نماد متغیر	ضریب	آماره t	احتمال آماره t
عرض از مبدا	C	۰/۰۴۲۷	۱/۱۴۲	۰/۲۵۳
تغییرپذیری اقلام تعهدی	VACC	-۰/۰۰۶۴	-۲/۶۵۱	۰/۰۰۸
بازده حقوق صاحبان سهام	ROE	-۰/۰۱۷۲	-۳/۲۶۰	۰/۰۰۱
بازده سالانه سهام	Ret	-۰/۰۱۰۲	-۴/۴۹۶	۰/۰۰۰
اندازه	Size	-۰/۰۰۶۷	-۱/۲۵۴	۰/۲۱۰
اهرم مالی	Lev	۰/۰۰۸۵	۰/۴۴۹	۰/۶۵۳
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	BM	۰/۰۴۶۵	۴/۴۱۸	۰/۰۰۰
ضریب تعیین تعدیل شده R2	۰/۱۲۲	آماره F		۱۳/۱۸۲
آماره دوربین ـ واتسون	۱/۷۵۲	معناداری آماره F		۰/۰۰۰

جدول ۴: نتایج برآورد مدل رگرسیونی (۳)

Idios Vol i,t+1 = α0 + α1 (Fund VAC i,t) + α2 (Disc VAC i,t) + α3ROE i,t + α4 Reti,t + α5 Size i,t + α6 Lev i,t + α7 BM i,t + εit				
نام متغیر	نماد متغیر	ضریب	آماره t	احتمال آماره t
عرض از مبدا	C	-۰/۴۰۷	-۴/۷۰۵	۰/۰۰۰
جزء بنیادی تغییرپذیری اقلام تعهدی	FundVAC	-۰/۰۱۶۴	-۳/۸۰۲	۰/۰۰۰
جزء اختیاری تغییرپذیری اقلام تعهدی	DiscVAC	-۰/۰۱۱۸	-۲/۲۹۷	۰/۰۲۲
بازده حقوق صاحبان سهام	ROE	۰/۰۰۴۹	۱/۴۱۹	۰/۱۵۶
بازده سالانه سهام	Ret	-۰/۰۰۴۵	-۱/۱۲۲	۰/۲۶۲
اندازه	Size	۰/۰۵۵۲	۳/۷۲۳	۰/۰۰۰
اهرم مالی	Lev	۰/۲۷۳۱	۹/۹۳۳	۰/۰۰۰
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	BM	۰/۰۲۸۶	۳/۴۴۵	۰/۰۰۰
ضریب تعیین تعدیل شده R2	۰/۳۸۱	آماره F		۳/۸۱۷
آماره دوربین ـ واتسون	۱/۷۴۹	معناداری آماره F		۰/۰۰۰

منبع: یافته های پژوهش

۵-۵- نتایج آزمون فرضیه چهارم

براساس فرضیه چهارم جزء بنیادی تغییرپذیری اقلام تعهدی نسبت به جزء اختیاری آن، بر نوسان بازده متعارف آتی سهام تاثیر قوی‌تری دارد. برای آزمون این فرضیه، مدل رگرسیونی (۴) به روش تابلویی با اثرات ثابت تخمین زده شده است. خلاصه نتایج برآورد مدل رگرسیونی (۴) در جدول (۵) ارائه گردیده است.

طبق جدول(۵) آماره دوربین واتسون برابر با ۱/۷۵۹ بوده که این مقدار بین مقادیر بحرانی ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد، بنابراین بین باقیمانده‌ها مشکل خود همبستگی وجود ندارد. با توجه به معنی‌دار بودن اکثر متغیرهای پژوهش و عدم بالا بودن R^2 احتمال وجود هم‌خطی بین متغیرهای پژوهش وجود ندارد. هم‌چنین به منظور رفع ناهمسانی واریانس احتمالی، از روش GLS استفاده شده است. با توجه به جدول(۵) سطح معنی‌داری آماره F برابر با ۰/۰۰۰ بوده که کمتر از ۵ درصد بوده که نشان می‌دهد کل مدل برآورد شده از نظر آماری معنی‌دار است. با توجه به جدول (۵) مشاهده می‌شود که ضریب تعیین تعدیل شده برابر با ۰/۱۶۲ است که نشان می‌دهد حدود ۱۶ درصد تغییرات نوسان بازده متعارف آتی سهام از طریق مدل رگرسیونی(۴) توضیح داده شده است.

جدول ۵: نتایج برآورد مدل رگرسیونی (۴)

Sys Vol i,t+1 = α0 + α1 (Fund VAC i,t) + α2 (Disc VAC i,t) + α3ROE i,t + α4 Reti,t + α5 Size i,t + α6 Lev i,t + α7 BM i,t + εit				
نام متغیر	نماد متغیر	ضریب	آماره t	احتمال آماره t
عرض از مبدا	C	-۳/۰۲۶۹	-۵/۷۳۴	۰/۰۰۰
جزء بنیادی تغییرپذیری اقلام تعهدی	FundVAC	-۰/۱۸۰۱	-۵/۱۴۸	۰/۰۰۰
جزء اختیاری تغییرپذیری اقلام تعهدی	DiscVAC	-۰/۰۷۳۸	-۲/۴۳۶	۰/۰۱۵
بازده حقوق صاحبان سهام	ROE	-۰/۰۷۰۸	-۳/۰۱۳	۰/۰۰۲
بازده سالانه سهام	Ret	-۰/۰۶۸۴	-۲/۴۳۸	۰/۰۱۵
اندازه	Size	۰/۴۶۷۳	۵/۱۹۰	۰/۰۰۰
اهرم مالی	Lev	۰/۰۳۸۷	۰/۱۷۸	۰/۸۵۸
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	BM	۰/۲۹۰۳	۵/۴۲۴	۰/۰۰۰
ضریب تعیین تعدیل شده R2	۰/۱۶۲	آماره F		۱/۸۸۸
آماره دوربین ـ واتسون	۱/۷۵۹	معناداری آماره F		۰/۰۰۰

منبع: یافته های پژوهش

با توجه به نتایج منعکس شده در جدول (۵) مشاهده می‌شود که احتمال آماره t برای ضریب متغیر جزء بنیادی تغییرپذیری اقلام تعهدی ۰/۰۰۰ است که از ۵ درصد کمتر بوده که بیانگر وجود رابطه معنی‌دار بین جزء بنیادی تغییرپذیری اقلام تعهدی و نوسان بازده متعارف آتی سهام است. علاوه‌براین، احتمال آماره t برای جزء اختیاری تغییرپذیری اقلام تعهدی برابر با ۰/۰۱۵ است که کمتر از ۵ درصد بوده و از نظر آماری معنی‌دار می‌باشد. بنابراین هر دو جزء تغییرپذیری اقلام تعهدی با نوسان بازده متعارف آتی سهام رابطه معنی‌دار دارد. قدر مطلق ضریب متغیر جزء بنیادی تغییرپذیری اقلام تعهدی برابر با ۰/۱۸۰۱ بوده که این مقدار بیشتر از قدر مطلق ضریب متغیر جزء اختیاری تغییرپذیری اقلام تعهدی یعنی ۰/۰۷۳۸ می‌باشد. این موضوع نشان می‌دهد که با اینکه هر دو جزء بنیادی و اختیاری تغییرپذیری اقلام تعهدی با نوسان بازده متعارف آتی سهام رابطه معنی‌دار دارند ولی تاثیر جزء بنیادی نسبت به جزء اختیاری بر نوسان بازده متعارف آتی سهام بیشتر است. بنابراین فرضیه چهارم پژوهش نیز رد نمی‌شود.

۶- نتیجه‌گیری و بحث

در پژوهش حاضر به بررسی تاثیر تغییرپذیری اقلام تعهدی بر نوسان بازده نامتعارف و متعارف آتی سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شد. هم‌چنین از آنجایی که تغییرپذیری اقلام تعهدی تحت تاثیر عوامل بنیادی(مانند الگوی تجاری و ساختار سازمانی) و اختیاری(مانند تصمیم‌گیری و اختیارات مدیریتی) قرار دارد با تفکیک تغییرپذیری اقلام تعهدی به اجزای بنیادی و اختیاری، تاثیر این اجزاء بر نوسان بازده نامتعارف و متعارف آتی سهام شرکت نیز مورد بررسی قرار گرفت.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول و دوم پژوهش نشان داد که تغییرپذیری اقلام تعهدی بر نوسان بازده نامتعارف و متعارف آتی سهام تاثیر منفی و معنی‌دار دارد. این ارتباط معنی‌دار با نتایج پژوهش شان و همکاران (۲۰۱۳) مطابقت دارد ولی منفی بودن این تاثیر با پژوهش مذکور هم‌خوانی ندارد. دلیل این امر می‌تواند ناشی از عواملی مانند عدم کارایی بازار سرمایه و رفتار غیر عقلایی سرمایه‌گذاران و ... باشد. نتایج پژوهش‌هایی نظیر چن و جیانگ[۴۱] (۲۰۰۵) نشان می‌دهد که واکنش افراد در بازار سهام نسبت به اخبار و اطلاعات متفاوت است. در برخی موارد واکنش افراد عقلایی نیست که این امر باعث افزایش بیش یا کمتر از حد قیمت‌ها می‌شود. برخی از محققان با اشاره به گرایش‌های رفتاری نظیر محافظه‌کاری (باربریس و همکاران[۴۲]، ۱۹۹۸) و اطمینان بیش از حد[۴۳] (دنیل و همکاران[۴۴]، ۱۹۹۸) معتقدند سرمایه‌گذارانی که در معرض این قبیل رفتارها هستند به اطلاعات و یافته‌های پیشین خود بیش از حد اتکا کرده و در مواجهه با اطلاعات جدید واکنش کمتر از حد نشان داده و انتظارات قبلی خود درباره عملکرد و قیمت آتی سهام شرکت‌ها را تغییر نمی‌دهند. بنابراین، سرمایه‌گذاران اگرچه تغییرپذیری اقلام تعهدی را درک می‌کنند ولی نسبت به تغییرپذیری بیشتر اقلام تعهدی، واکنش کمتر از حد نشان می‌دهند و متناسب با این تغییرپذیری بیشتر که منعکس‌کننده عدم اطمینان بیشتر در کسب عایدات آتی است انتظارات خود درباره قیمت و بازده سهام را تعدیل نمی‌کنند. در نتیجه تغییرپذیری بالای اقلام تعهدی شرکت‌ها، نوسان پایین بازده نامتعارف و متعارف آتی سهام را به همراه خواهد داشت.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم و چهارم پژوهش نیز نشان داد که جزء بنیادی تغییرپذیری اقلام تعهدی، نسبت به جزء اختیاری تاثیر قوی‌تری بر نوسان بازده نامتعارف و متعارف آتی سهام دارد. این موضوع به طور مستقیم با نتایج پژوهش شان و همکاران (۲۰۱۳) و به طور غیر مستقیم با نتایج پژوهش‌هایی نظیر کیم و کی (۲۰۱۰) و لیو ویسوکی (۲۰۰۷) هم‌خوانی دارد. دلیل تاثیر قوی‌تر جزء بنیادی تغییرپذیری اقلام تعهدی نسبت به جزء اختیاری آن می‌تواند ناشی از ماهیت هر یک از این اجزاء باشد. همان‌طور که در بخش مبانی نظری بیان شد، جزء بنیادی اقلام تعهدی تحت تاثیر عوامل بنیادی نظیر ساختار سازمانی، محیط اطلاعاتی، الگوی تجاری شرکت و ... می‌باشد که نسبت به جزء اختیاری اقلام تعهدی کمتر در معرض دستکاری و انتخاب های مدیریتی قرار دارد و لذا تاثیر قوی‌تری بر نوسان بازده نامتعارف و متعارف آتی سهام دارد.

با توجه به نتایج پژوهش حاضر، به سرمایه گذاران بازار سرمایه پیشنهاد می شود به منظور اجتناب از ریسک بالاتر و هم‌چنین در هنگام ارزیابی عملکرد آتی شرکت‌ها به روند تغییرات یا تغییرپذیری اقلام تعهدی در طی سال‌های گذشته یک شرکت توجه کافی نمایند. علاوه بر این، توجه به عوامل بنیادی تاثیرگذار بر فعالیت شرکت‌ها می‌تواند سرمایه‌گذاران را در تصمیم‌گیری بهینه یاری رساند.

با توجه به این که در زمینه تاثیر تغییرپذیری اقلام تعهدی بر نوسان نامتعارف و متعارف بازده آتی سهام در بازار سرمایه ایران پژوهشی انجام نشده است، لذا ذکر موارد زیر می تواند برای پژوهشگرانی که تمایل دارند در این حوزه فعالیت نمایند، مفید واقع گردد.

- با توجه به اینکه در پژوهش حاضر از خالص دارایی‌های عملیاتی به عنوان معیار اقلام تعهدی استفاده گردید، در پژوهش‌های آتی از سایر معیارها از جمله اقلام تعهدی سرمایه در گردش استفاده شود.
- پژوهش حاضر در سطح کل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام شده است. فرضیه‌های این پژوهش می‌تواند در سطح صنایع مختلف مورد بررسی قرار گیرد.
- در پژوهش حاضر برای اندازه‌گیری نوسان بازده نامتعارف سهام از مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) استفاده گردید. در پژوهش‌های آتی از مدل‌های دیگر در این حوزه استفاده شود.

فهرست منابع

* بیدرام، رسول(۱۳۸۱). *Eviews همگام با اقتصاد سنجی*. انتشارات منشور بهره وری.
* رحمانی، علی، پاکیزه، کامران و علیمردانی، الهام. (۱۳۹۰). محتوای اطلاعاتی نوسانات توضیح داده نشده بازده سهام. *پژوهش‌های تجربی حسابداری مالی*، ش. ۲، صص ۶۱-۴۶.
* فخاری، حسین و طاهری، عصمت السادات. (۱۳۸۹). بررسی رابطه سرمایه گذاران نهادی و نوسان پذیری بازده سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ش. ۶، صص ۱۷-۱۵۹.
* قربانی، بهزاد، فروغی، داریوش، امیری، هادی و هاشمی، سید عباس. (۱۳۹۲). کیفیت گزارشگری مالی و نوسان بازده غیر متعارف سهام. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ش. ۱۷، صص ۶۱-۴۵.
* کرمی، غلامرضا و قربان‌زاده، علیرضا. (۱۳۹۲). تاثیر اصل تطابق بر عدم اطمینان اطلاعاتی. *دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت*، ش. ۶، صص ۱۱-۱.
* گجراتی، دامودار(۱۳۸۶). «*مبانی اقتصاد سنجی*». ترجمه حمید ابریشمی. انتشارات دانشگاه تهران، چاپ چهارم.
* Baiman, S., and R. Verrecchia. (1995). "Earnings and Price-based Compensation Contracts in the Presence of Discretionary Trading and Incomplete Contracting". Journal of Accounting and Economics, Vol. 20, No. 1, Pp. 93-121.
* Barberis, N., A. Shleifer, and R. Vishny. (1998). "A model of investor sentiment". Journal of Financial Economics, Vol. 49, No. 3, Pp. 307–43.
* Bernard, V., and J. K. Thomas. (1989). "Post-Earnings-announcement Drift: Delayed Price Response or Risk Premium?" Journal of Accounting Research, Vol. 27, Pp. 1-27.
* Brandt, M. W.; A. Brav; J. R. Graham; and A. Kumar. (2010) "The Idiosyncratic Volatility Puzzle: Time Trend or Speculative Episode?" Review of Financial Studies, Vol. 23, Pp. 863–899.
* Brown, L.D., and J. Han. (2000). "Do Stock Prices Fully Reflect the Implications of Current Earnings for Future Earnings for AR1 Firms?" Journal of Accounting Research, Vol. 38, No. 1, Pp. 149- 164.
* Callen, J. L., and D. Segal. (2004). "Do Accruals Drive Firm-Level Stock Returns? A Variance Decomposition Analysis". Journal of Accounting Research, Vol. 42, No. 3, Pp. 527-560.
* Chen, C., Huang, A.G. and Jha, R. (2012). "Idiosyncratic Return Volatility and the Information Quality Underlying Managerial Discretion". Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 47, Pp. 873-899.
* Campbell, J. Y.; M. Lettau; B. G. Malkiel; and Y. Xu. (2001). "Have Individual Stocks Become More Volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk." Journal of Finance, Vol. 56, Pp.1–43.
* Chen, L. H., D. S. Dhaliwal and M. A. Trombley. (2008). "The Effect of Fundamental Risk on the Market Pricing of Accruals Quality". Journal of Accounting, Auditing and Finance, Vol. 23, No. 4, Pp. 1-29.
* Chen, Q. and Jiang, W. (2006). "Analaysts' weighting of private and public information". Review of Financial Studies, Vol. 19, No.1, Pp. 319-355.
* Daniel, K., D. Hirshleifer, and A. Subrahmanyam. (1998). "Investor psychology and security market under- and over-reactions". The Journal of Finance, Vol. 53, No. 6, Pp. 1839–85.
* Dechow, P. (1994.) "Accounting Earnings and Cash Flows as Measures of Firm Performance: The Role of Accounting Accruals". Journal of Accounting and Economics, Vol. 26, Pp. 1-34.
* Dechow, P., and I. Dichev. (2002). "the Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors". The Accounting Review, Vol. 77, Pp.35-59.
* Dutt, T. and M. h. Jenner. (2013). "Stock return volatility, operating performance and stock returns: International evidence on drivers of the 'low volatility' anomaly". Journal of Banking & Finance, Vol. 37, Pp. 999-1017.
* Fama, E. F., and K. R. French. (1993). 'Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds', Journal of Financial Economics, Vol. 33, No. 1, Pp. 3-56.
* FASB. (1978). "Objective of financial reporting by business enterprises". Statement of Financial Accounting Concepts, No.1.
* Fink, J.; K. Fink; G. Grullon; and J. Weston. (2010). "What Drove the Increase in Idiosyncratic Volatility during the Internet Boom?" Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol.45, Pp. 1253–1278.
* Francis, J., R. LaFond, P. Olsson and K. Schipper. (2010). "The Market Pricing of Accruals Quality". Journal of Accounting and Economics, Vol. 39, No. 2, Pp.295-327.

* Froot, K. A., A. F. Perold and J. C. Stein. (1992). "Shareholder Trading Practices and Corporate Investment Horizons". Journal of Applied Corporate Finance, Vol. 5, No. 2, Pp. 42-58.
* Guay, W. R., S. P. Kothari and R. L. Watts. (1996). "A Market-based Evaluation of Discretionary Accruals Models". Journal of Accounting Research, Vol. 34, Pp. 83-105.
* Gu, Z., C. Lee and J. G. Rosett. (2004). "What Determines the Variability of Accounting Accrual?" Working Paper.
* Kim, D., and Y. Qi. (2010). "Accruals Quality, Stock Returns, and Macroeconomic Conditions". The Accounting Review, Vol. 85, No. 3. Pp. 937-978.
* Kommunuri, J. (2012). "Financial Reporting Quality and Firm Specific Return Volatility: New Zealand Evidence". Working Paper. AUT University.
* Liu, M., and P. Wysocki. (2007). "Cross-sectional Determinants of Information Quality Proxies and Cost of Capital Measures". Working Paper.
* Rajgopal, S. and Venkatachalam, M. (2011). "Financial Reporting Quality and Idiosyncratic Return Volatility". Journal of Accounting and Economics, Vol. 51, Pp.1-20.
* Shan, Y, Taylor, S. and Walter, T. (2013). "Fundamentals or Managerial Discretion? The Relationship between Accrual Variability and Future Stock Return Volatility". Journal of Accounting, Finance and Business Studies (ABACUS), Vol. 49, No. 4, Pp. 441-475.
* Shleifer, A., and R.W. Vishny. (1997). "The Limits of Arbitrage". Journal of Finance, Vol. 52, No. 1, Pp. 35-55.
* Song, Z. (2013). "Asset Growth and Idiosyncratic Return Volatility". Working Paper. Cheung Kong Graduate School of Business.
* Subramanyam, K. R. (1996). "The Pricing of Discretionary Accruals". Journal of Accounting and Economics, Vol. 22, Pp. 249-281.
* Xu, Y. and Malkiel, B. G. (2003). Investigating the Behavior of Idiosyncratic Volatility". Journal of Business, Vol. 76, No. 4, Pp. 613-644.
* Yee, K. K. (2006). "Earnings Quality and the Equity Risk Premium: A Benchmark Model". Contemporary Accounting Research, Vol. 23, No. 3, Pp. 833-877.
* Zhang, C. (2010). "A Re-examination of the Causes of Time-Varying Stock Return Volatilities." Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol.45, Pp. 663–684

یادداشت‌ها

1. Volatility
2. Idiosyncratic and Systematic Return Volatility

۳. ریسک نامتعارف گاهی اوقات، ریسک خاص، ریسک غیرسیستماتیک یا ریسک قابل تنوع‌بخشی نامیده می‌شود.

4. Song
5. Xu and Malkiel
6. Chen et al.
7. Rajgopal et al.
8. Financial Accounting Standards Board
9. Variability
10. Shan et al.
11. Froot et al.
12. Shleifer and Vishny
13. Baiman and Verrecchia
14. Campbell et al.
15. Brandt et al.
16. Fink et al.
17. low-priced stocks
18. Zhang
19. Dechow
20. Yee
21. Dechow and Dichev
22. Fundamental
23. Fluctuation
24. Discretionary Component
25. Payoffs
26. Bernard and Thomas
27. Brown and Han
28. Guay et al.
29. Subramanyam
30. Francis et al.
31. Managerial Opportunism
32. Information Uncertainty
33. Performance Measurement
34. Kim and Qi
35. Liu and Wysocki
36. Fama and French
37. Dutt & Jenner
38. Kommunuri
39. Gu et al.
40. Callen and Segal
41. Chen & Jiang
42. Barberis et al.
43. Overconfidence
44. Daniel et al.