پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی
سال سیزدهم / شماره ۴۹ / بهار ۱۴۰۰
صفحه ۳۱ تا ۵۱

۲۰,۱۰۰۱,۱,۲۳۸۳۰۳۷۹,۱۴۰۰,۱۳,۴۹,۲,۷http;//dorl.net/dor/

تأثیر کیفیت اقلام تعهدی بر نوسانات بازده سهام

سلاله فیض اللهی[۱]
مریم لشکری زاده[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۰/۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۲/۰۷

چکیده

نوسان‌پذیری بازده سهام به عنوان برآوردی از ریسک بازار سهام، یکی از مهمترین عوامل تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران و مبنایی برای ارزیابی عملکرد مدیران است. عوامل مختلفی بر نوسانات بازده سهام تأثیر دارند. هدف اصلی این پژوهش بررسی تأثیر کیفیت اقلام تعهدی به عنوان معیار کیفیت سود، بر ریسک بازدهی سهام است. بدین منظور نمونه‌ای متشکل از ۱۵۵ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انتخاب گردید. در این راستا از مدل‌های ناهمسان واریانس شرطی پانلی پویای نامتوازن جهت برآورد و آزمون فرضیه استفاده شده است. نتایج نشان داد کیفیت اقلام تعهدی بر ریسک بازده سهام، تأثیر منفی و معنادار دارد. بدین معنی که با افزایش کیفیت اقلام تعهدی نوسان‌پذیری بازده سهام افزایش می‌یابد.

واژه‌های کلیدی: کیفیت اقلام تعهدی، نوسان‌پذیری شرطی پانلی پویا، نوسان پذیری بازده سهام.

۱- گروه حسابداری، واحد تهران‌غرب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران
۲- گروه اقتصاد، واحد تهران غرب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. نویسنده مسئول. lashkarizadehm@yahoo.com

۱- مقدمه

یکی از موضوع‌های مهم و بحث برانگیز مالی، نوسان‌پذیری بازده سهام است که در سال‌های اخیر مورد توجه محققان بازار سرمایه قرار گرفته است. اهمیت موضوع به ارتباط بین نوسان‌پذیری قیمت و به تبع آن بازده و تأثیر آن بر عملکرد بخش مالی و در نتیجه کل اقتصاد برمی‌گردد. فایده‌ی مطالعه نوسان‌پذیری بازده سهام برای سرمایه‌گذاران محاسبه میزان ریسک و برای خطی-مشی‌گذاران بازار سرمایه به‌عنوان ابزاری برای اندازه‌گیری میزان آسیب‌پذیری بازار سهام است (ظفر[1] و همکاران، ۲۰۰۸). از این رو، مطالعه و بررسی عوامل مؤثر بر نوسان‌پذیری بازده سهام می-تواند در اتخاذ بسیاری از تصمیمات بازار سرمایه مفید و راهگشا بوده و نتیجه آن برای فعالان بورس اعم از نهادهای مالی، مدیران شرکت‌ها، ناظران سیستم‌های اقتصادی و سرمایه‌گذاران عادی قابل استفاده باشد (فخاری و طاهری، ۱۳۸۹).

از سویی دیگر، کیفیت اقلام تعهدی عبارت است از میزانی که اقلام تعهدی سرمایه در گردش با تحقق جریان‌های نقدی عملیاتی مرتبط می‌باشد. از آنجا که این اقلام تحت تأثیر برآوردها و دستکاری‌ها قرار می‌گیرند، برخی از استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی ممکن است به کیفیت اقلام تعهدی به دیده تردید بنگرند. به علت اینکه اقلام تعهدی تأثیر مستقیم بر سود دارند، کیفیت و قابل اتکاء بودن این اقلام برای مالکان (سرمایه‌گذاران)، خصوصاً مالکان نهادی که مبلغ قابل توجهی را در شرکت‌ها سرمایه‌گذاری می‌کنند، اهمیت دارد. یکی از عوامل مؤثر در تصمیم‌گیری، اطلاعات مناسب و مرتبط با موضوع تصمیم است. در صورتی که اطلاعات مورد نیاز به صورتی نامتقارن بین افراد توزیع شود، می‌تواند نتایج متفاوتی را نسبت به موضوع واحد سبب شود. عدم تقارن اطلاعاتی، زمانی وجود دارد که اطلاعات در اشکال گوناگون و در زمان‌های مختلف در بازار توزیع می‌گردد که این امر زمینه سودهای غیرمجاز و رانتی را فراهم می‌نماید (موسوی شیری و همکاران،۱۳۹۴). اطلاعاتی که درباره سود و اجزای آن با استفاده از سیستم حسابداری تعهدی تهیه می‌شود، شاخص بهتری از سنجش عملکرد شرکت‌ها را فراهم می‌کند و از آنجایی که حسابداری تعهدی با برآورد اقلام تعهدی و کیفیت آن‌ها مرتبط است، می‌تواند بر کیفیت سود و گزارشگری مالی و در نتیجه بازدهی و نوسان پذیری سود شرکت مؤثر باشد. همچنین کیفیت سود می‌تواند قیمت سهام را تحت تأثیر قرار دهد. شرکت‌هایی که اطلاعات مالی را با کیفیت سود بالاتر ارائه می‌دهند، اطلاعات دقیق‌تر و شفاف‌تری برای سرمایه‌گذاران فراهم می‌کنند، در نتیجه در این شرکت‌ها قیمت‌گذاری نادرست نسبت به شرکت‌های با کیفیت سود پایین، کمتر است. قیمت‌گذاری نادرست می‌تواند نوسانات بازده سهام را افزایش دهد. بر اساس مدل‌های اندازه‌گیری بازده‌های مورد انتظار، دو دلیل عمده برای ایجاد نوسانات بازده وجود دارد. اولین دلیل، عدم

اطمینان ذاتی نسبت به سودآوری عملیات شرکت و دومین دلیل، قیمت‌گذاری نادرست بازار است. (پروتی و واگنهوفر،۲۰۱۴). شرکت‌های با کیفیت سود پایین در دوره پس از گزارشگری سود، دچار افت بازدهی می‌شوند زیرا سرمایه‌گذاران به مسئله کیفیت سود پایین شرکت‌ها پی برده و قیمت سهام را متناسب با آن تعدیل می‌کنند در نتیجه کیفیت و پایداری سود پایین باعث افزایش نوسانات بازدهی سهام می‌شود. از آنجا که کیفیت اقلام تعهدی می‌تواند بر ریسک بازدهی سهام تأثیر گذارد در مطالعه حاضر تلاش می‌شود به این سؤال پاسخ داده شود که آیا کیفیت اقلام تعهدی که بیانگر کیفیت سود است، بر نوسانات بازدهی سهام در ایران تأثیر معنی‌دار دارد؟ بدین منظور و در ادامه مبانی نظری تحقیق بیان شده در بخش سوم پیشینه تحقیق و در بخش چهارم و پنجم روش تحقیق و نتایج آورده شده است.

۲- مبانی نظری

در اقتصاد هر کشوری، بازار سهام نقش اساسی در ارزیابی شرایط اقتصادی آن کشور ایفا می‌کند اصلی‌ترین و مهم‌ترین ویژگی بازار سهام، کارا بودن آن است (صمدی و همکاران، ۱۳۸۶). بازار کارا بازاری است که در آن، اطلاعات موجود بلافاصله بر قیمت تأثیر می‌گذارد. امروزه توجه سرمایه‌گذاران به رقم سود زیاد شده است. سودهای پیش‌بینی شده به طور گسترده منتشر می‌شوند. اگر سود شرکتی کمتر از میزان مورد انتظار شود، این کاهش می‌تواند قیمت سهام شرکت را کاهش دهد. همچنین دستیابی به سودهای بالاتر از رقم پیش‌بینی‌شده خبر خوبی محسوب می‌شود که بر بازده سهام شرکت تأثیر بسزایی دارد (رهنمای رودپشتی و صالحی، ۱۳۸۹). رشد و توسعه شرکت‌ها به سودآوری آن‌ها کمک می‌کند. لازمه رشد شرکت‌ها، توسعه‌ی سرمایه‌گذاری است. توسعه‌ی سرمایه‌گذاری از یک سو موجب جذب سرمایه و از طرفی موجب هدایت آن به سمت شرکت‌هایی خواهد شد که بازدهی بیشتر و ریسک کمتری داشته باشند. لذا شرکت‌ها برای جذب سرمایه‌ها باید ترکیب بهینه‌ای از ریسک و بازدهی را در شرکت خود به وجود آورند. یکی از مهم‌ترین عواملی که در تعیین ریسک و بازدهی شرکت‌ها توسط سرمایه‌گذاران مورد بررسی قرار می‌گیرد نوسان‌پذیری بازده سهام است. سرمایه‌گذاران نوسان‌پذیری بازده سهام را به‌عنوان ابزاری جهت اندازه‌گیری میزان آسیب‌پذیری بازار سهام از وجود رابطه نامتقارن بین بازده سهام و نوسانات بازده سهام تعریف می‌کنند (ظفر[۲] و همکاران، ۲۰۰۸).

آگاهی از عوامل تأثیرگذار بر نوسان بازده سهام می‌تواند به بهبود تصمیم‌های سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران بازار سرمایه منجر شود (عرب‌صالحی و حمیدیان، ۱۳۹۴). ولتیناهو[۳] (۲۰۰۲) نشان داد که نوسان بازده سهام شرکت تابعی از اخبار منتشر شده، کیفیت سود و کیفیت گزارشگری

مالی درباره بازده مورد انتظار و اخبار انتشاریافته درباره جریان‌های نقدی غیرمنتظره است و نوسان بازده غیرمتعارف مربوط به واریانس جریان نقدی است. هانلون[۴] و همکاران (۲۰۰۴) به این نتیجه رسیدند که عملکرد عملیاتی که در قالب نسبت سود یا جریان نقدی عملیاتی به جمع دارایی‌ها تعریف می‌شود، با نوسان بازده سهام در یک مقطع زمانی رابطه منفی دارد. دافی[۵] (۱۹۹۵) مشاهده کرد که عملکرد بازده سهام با نوسان بازده رابطه منفی دارد. پاستور و ورونسی[۶] (۲۰۰۳) نشان دادند که شرکت‌های کوچکتر نوسان‌های بازده بالاتری را تجربه می‌کنند و انتظار می‌رود رابطه‌ای منفی بین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و نوسان بازده غیر متعارف وجود داشته باشد، زیرا شرکت‌هایی که فرصت‌های رشد بزرگتری دارند احتمالاً نوسان بازده سهامشان بیشتر است و همچنین شرکت‌هایی که از اهرم بالاتری استفاده می‌کنند، احتمالاً بحران‌های مالی بیشتری را تجربه می‌کنند و انتظار می‌رود رابطه‌ای مثبت بین نوسان بازده سهام و اهرم مالی آن‌ها در یک مقطع زمانی وجود داشته باشند (راجکوپال و ونتاچاکالام[۷]، ۲۰۱۱). همچنین نتایج پژوهش‌های صورت گرفته طی بیست سال گذشته در آمریکا، ژاپن، انگلیس و سایر کشورهای توسعه‌یافته حاکی از این است که متغیرهایی مثل کیفیت سود، قیمت سهام، اهرم مالی، اقلام تعهدی و اجزای آن بر نوسانات بازده سهام کشورهای پیشرفته تأثیر بسزایی دارد (دستگیر و همکاران،۱۳۹۴).

تحقیقات صورت گرفته برای سایر کشورها نشان می‌دهند فاکتورهای دیگری نیز می‌توانند تغییرات نوسان بازده غیرمتعارف را توضیح دهند. این فاکتورها به سه دسته تقسیم می‌شوند:

۱) تغییر در اطلاعات مربوط به سود شرکت‌ها در طول زمان
۲) تغییرات در میزان و کیفیت سرمایه‌گذاری و مهارت سرمایه‌گذاران
۳) تغییرات کیفیت سود در مورد جریان‌های نقدی و تعهدی آتی شرکت

با توجه به عامل سوم می‌توان دریافت یکی از عوامل مؤثر بر نوسان‌پذیری بازده سهام شرکت کیفیت سود است. یکی از مهمترین شاخص‌های کیفی سود کیفیت اقلام تعهدی است. اقلام تعهدی به عنوان یکی از مهمترین شاخص‌های کیفی سود در ارزشیابی ارزش سهام کاربرد دارد و به عنوان معیاری برای اندازه‌گیری عملکرد شرکت به کار می‌رود. کیفیت اقلام تعدی برای سرمایه‌گذار را می‌توان در همسویی و درجه نزدیکی سود شرکت با میزان جریان‌های نقدی ایجاد شده تعریف کرد؛ بنابراین افزایش کیفیت اقلام تعهدی که سبب افزایش کیفیت سود می‌شود ریسک سرمایه‌گذار در ارتباط با تصمیم‌گیری در مورد شرکت خاص را کاهش می‌دهد (فرانسیس،۲۰۰۵). لامبرت و همکاران (۲۰۰۶) نشان دادند کیفیت اقلام تعهدی بالاتر ریسک برآوردی بالقوه سرمایه‌گذاران را در رابطه با پارامترهای بازده سهام آینده و یا سود تقسیمی کاهش می‌دهد. به عبارتی دیگر سرمایه‌گذاران ریسک سیستماتیک را به دارایی با ریسک کمتر در مقایسه

با دارایی با ریسک بالاتر نسبت می‌دهند. همچنین کیفیت اقلام تعهدی می‌تواند هزینه سرمایه را به طور مستقیم و غیرمستقیم تحت تأثیر قرار داده و در نتیجه بر بازده سهام و عملکرد شرکت اثر گذارد، تأثیر مستقیم به این دلیل اتفاق می‌افتد که کیفیت بالاتر اقلام تعهدی کوواریانس ارزیابی شده موسسه با جریان‌های نقدی مؤسسات دیگر را، کاهش می‌دهد. تأثیر غیرمستقیم به این جهت اتفاق می‌افتد که کیفیت بالاتر، تصمیمات واقعی موسسه را تحت تأثیر قرار می‌دهد و مقدار جریان‌های نقدی موسسه را که مدیران به خود اختصاص می‌دهند، کاهش می‌دهد، بهتر شدن کیفیت اقلام تعهدی نه فقط قیمت سهام موسسه را افزایش می‌دهد بلکه سبب کاهش هزینه سرمایه موسسه نیز می‌شود. به طور کلی می‌توان گفت که با بهبود کیفیت اقلام تعهدی و بالا رفتن کیفیت سود، ریسک اطلاعات موسسه مخصوصاً ریسک‌های مالی کاهش و نوسان پذیری بازده سهام نیز به تبع آن کاهش می‌یابد.

۳- پیشینه تحقیق

چن[۸] و همکاران (۲۰۱۲) در پژوهشی تأثیر نوسان پذیری اقلام تعهدی را بر نوسانات بازده سهام شرکت‌های بورسی مورد مطالعه قرار نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که نوسان بازده نامتعارف در اثر نوسان اقلام تعهدی اختیاری افزایش چشمگیر می‌یابد و این نتایج با ورود متغیرهای کنترلی مانند اندازه شرکت، فرصت‌های رشد، تغییرات چرخه تجاری، عمر شرکت و تأثیرات صنعت تقویت می‌شود.

هوانگ و چانگ[۹] (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای برای ۱۴۰ شرکت بورسی برای کشور چین نشان دادند که ارتباطی نامتقارن بین فعالیت معامله آگاهانه و نوسانات بازده سهام وجود دارد که در واقع تحت تأثیر اطلاعات محرمانه شرکت می‌باشد. نتایج مطالعه آن‌ها نتیجه مطالعات پیشین را مبنی بر اینکه فعالیت معامله آگاهانه موجب کاهش نوسانات بازده سهام می‌گردد چراکه این نوع معامله موجب می‌گردد قیمت سهام به ارزش بنیادی خود بازگردد را رد کرد. گو[۱۰] و همکاران (۲۰۱۴) در پژوهشی به بررسی عوامل تعیین‌کننده تغییرپذیری اقلام تعهدی و تأثیر آن‌ها بر نوسان پذیری بازده سهام پرداختند. آن‌ها در این پژوهش بررسی کردند که آیا تغییرپذیری اقلام تعهدی که با عوامل خاص شرکت‌ها و همچنین عوامل محیطی ارتباط دارد سبب افزایش نوسانات بازده سهام می‌گردد؟ نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که تغییرپذیری اقلام تعهدی با اندازه شرکت، اهرم مالی، نوسان جریان‌های نقدی، چرخه عملیاتی و رشد مرتبط است و تغییرپذیری بیشتر اقلام تعهدی سبب تغییرات بیشتر نوسانات بازده سهام برای شرکت‌های مورد بررسی شده است. شان[۱۱] و همکاران (۲۰۱۵)، نقش سایر اطلاعات در پیش‌بینی‌های تحلیل‌گران برای توضیح نوسانات بازده

سهام را آزمون نمودند. آنان استدلال کردند که سایر اطلاعات، شامل اطلاعاتی فراتر از موارد مندرج در صورت‌های مالی است و مسائلی بنیادی درباره شرکت را انعکاس می‌دهد. آنان در بررسی‌های خود یافتند که ارتباطی مستقیم بین نوسانات بازده سهام با عدم قطعیت و نامطلوب بودن سایر اطلاعات وجود دارد.

نی و ژو (۲۰۱۶) در پژوهشی به بررسی تأثیر کیفیت اقلام تعهدی بر ریسک سقوط قیمت سهام در بازارهای نوظهور پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که کیفیت اقلام تعهدی، ساختار مالکیت، عدم شفافیت حسابداری و هیئت‌مدیره بر سقوط قیمت سهام تأثیر می‌گذارند و بهبود کیفیت اقلام تعهدی ریسک سقوط قیمت سهام را کاهش می‌دهد. از طرفی، وقتی شرکت‌ها عدم تقارن اطلاعاتی کمتری دارند، این رابطه ضعیف‌تر است.

در ایران، امیری و همکاران (۱۳۹۳) در تحقیقی با عنوان تأثیر کیفیت سود بر تغییرات بازده غیر متعارف سهام به بررسی تأثیر کیفیت سود بر تغییرهای بازده غیر متعارف سهام در شرکت‌های بورسی تهران طی یک دوره ده‌ساله از سال ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰ پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که کیفیت سود بر تغییرات بازده سهام تأثیری معکوس دارد. همچنین نتایج پژوهش دلالت بر وجود تأثیر مستقیم متغیرهای بازده سالانه سهام و جریان نقدی عملیاتی سال آینده و تأثیر معکوس اندازه شرکت بر تغییرات بازده سهام دارد. حیدر پور و همکاران (۱۳۹۳) در پژوهشی به بررسی تأثیر فرصت‌های رشد و سیاست‌های تقسیم سود بر رابطه میان کیفیت گزارشگری مالی و نوسانات بازدهی سهام برای ۸۴ شرکت بورسی پرداختند. نتایج حاکی از رابطه معکوس میان کیفیت گزارشگری مالی با نوسان پذیری بازده سهام شرکت‌ها داشت. همچنین نتایج بدست آمده دلالت بر اثر مستقیم فرصت‌های رشد بر رابطه میان کیفیت گزارشگری مالی و نوسانات بازده سهام داشت.

فروغی و همکاران (۱۳۹۳) به تحلیل تأثیر کیفیت اقلام تعهدی بر بازده بدون شوک جریان نقدی سهام پرداختند. نتایج پژوهش آنان حاکی از آن است که سهام با کیفیت بالای (پایین) اقلام تعهدی، بازده بدون شوک جریان نقدی کمتر (بیشتر) دارند. به‌طور کلی این پژوهش اهمیت کنترل شوک جریان نقدی در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی را که از بازده‌های تحقق‌یافته سهام استفاده می‌کنند، مشخص می‌کند. عرب صالحی و حمیدیان (۱۳۹۴) به بررسی اثر تغییرپذیری اقلام تعهدی و اجزای بنیادی و اختیاری آن بر نوسان بازده متعارف و نامتعارف آتی سهام پرداختند. نتایج بررسی آنان نشان داد که تغییرپذیری اقلام تعهدی بر نوسان بازده نامتعارف و متعارف آتی سهام تأثیر منفی و معنی‌دار دارد. علاوه بر این، جزء بنیادی تغییرپذیری اقلام تعهدی نسبت به جزء اختیاری آن، تأثیر قوی‌تری بر نوسان بازده نامتعارف و متعارف آتی سهام دارد.

بخردی نسب و همکاران (۱۳۹۶) به بررسی تأثیر کیفیت سود بر رابطه بین مومنتوم و بازده اضافی سهام برای ۸۶ شرکت بورسی در طی دوره ده‌ساله از سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ پرداختند. نتایج نشان داد که کیفیت سود بر بازده اضافی سهام بر اساس مدل فاما و فذنچ و با در نظر گرفتن روند حرکت قیمت سهام تأثیرگذار است.

به منظور بررسی تأثیر کیفیت اقلام تعهدی بر نوسان پذیری شرطی بازده سهام، فرضیه زیر مطرح شده است:

- کیفیت اقلام تعهدی بر نوسان‌پذیری شرطی در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر معنی‌دار دارد.

۴- روش تحقیق

در این پژوهش به منظور بررسی تأثیر متغیرهای مؤثر بر نوسانات بازده سهام از مدل پانل پویای گارچی استفاده شده است. در اکثر مطالعات صورت گرفته در خصوص برآورد نوسانات از مدل‌های *GARCH* در تخمین مدل‌های سری زمانی استفاده شده است. کیرچگاسنر و والترز (۲۰۰۷)، اظهار می‌کنند که برای مدل‌سازی بازارهای مالی، مدل‌های *GARCH(1,1)*، در اکثر موارد کفایت خواهد کرد این امر با تحقیقات تجربی مورد تائید قرار گرفته است. نتایج حاصل از تخمین‌ها به واریانس‌های شرطی می‌انجامد که نهایتاً با جذرگیری انحراف معیار که همان مفهوم نوسان-پذیری مشروط است خواهیم رسید. جنبه نوآوری تحقیق حاضر در به‌کارگیری مدل‌های ترکیبی پانل پویا و ناهمسانی واریانس شرطی است. چرا که جهت بررسی عوامل مؤثر بر نوسانات بازده سهام شرکت‌های بورسی دوره زمانی سری داده‌های مورد نیاز جهت تخمین کم است. لذا ناگزیر به استفاده از مدل پانل پویای گارچی می‌باشیم. مدل‌های پانل پویای گارچی این ویژگی را دارند که مشاهدات قبلی مربوط به یک متغیر نه تنها برای پیش‌بینی مقادیر آتی آن، بلکه برای پیش‌بینی نوسانات آتی یا واریانس شرطی آن‌ها نیز استفاده می‌شوند. مدل‌های پانل پویای GARCH بیشتر در مدل‌سازی مباحث مالی و برای کشورهای درحال‌توسعه‌ای مانند ایران که به علت نبود داده‌های کافی سری زمانی دچار مشکل هستند مناسب است. جهت تخمین مدل‌های پانل پویای گارچی علاوه بر معادله مربوط به میانگین شرطی به معادلات واریانس شرطی (۱) و کوواریانس شرطی (۲) به شرح زیر نیاز است:

$$\sigma_{it}^2 = \alpha_i + \delta\sigma_{i,t-1}^2 + \gamma\varepsilon_{i,t-1}^2 + X_t\theta, \quad (۱)$$

$$\sigma_{ij,t}^2 = \eta_{ij} + \lambda\sigma_{ij,t-1}^2 + \rho\varepsilon_{i,t-1}\varepsilon_{j,t-1} + X_t\vartheta, \quad \text{for } i\neq j \quad (۲)$$

هر دو معادله واریانس و کوواریانس شرطی در زمان t به مقدار وقفه جمله خطا و بردار متغیرهای برون‌زای مورد بررسی وابسته هستند. همچنین با توجه به وجود ناهمسانی شرطی جمله اخلال برآوردگر حداقل مربعات کارآمد نیست؛ بنابراین برای رفع این مشکل از روش *maximum-likelihood (ML)* که از ماکزیمم کردن تابع لگاریتم *likelihood* بر اساس معادله (۳) بدست می‌آید، جهت تخمین استفاده می‌شود (جیم بی،۲۰۱۶).

$$L = -\frac{1}{2}\left\{NT\ log(2\pi) + \sum_{t=1}^{T} log|\Omega_t| + \sum_{t=1}^{T}\left[(y_t - \mu - Z_t\psi)' \times \Omega_t^{-1}((y_t - \mu - Z_t\psi)\right]\right\} \quad (۳)$$

همچنین در مقاله حاضر جهت محاسبه بازده سهام و کیفیت اقلام تعهدی از روابط و رگرسیون‌های زیر استفاده شده است.

بازده سهام بر اساس معادله زیر محاسبه شده است:

$$R_{i,t} = [(1+x+y)P_{i,t} - P_{i,t-1} - y\ Pn_{i,t} + DPS_{i,t}] / [P_{i,t-1} + yPn_{i,t}] \quad (۴)$$

$R_{i,t}$=بازده سهام شرکت i در سال t

$P_{i,t}$ = قیمت سهام شرکت i در پایان سال t؛

$P_{i,t-1}$ = قیمت سهام شرکت i در پایان سال t-1؛

$Pn_{i,t}$ = ارزش اسمی سهام شرکت i در پایان سال t؛

$x_{i,t}$ = درصد افزایش سرمایه از محل اندوخته شرکت i در پایان سال t؛

$y_{i,t}$ = درصد افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده نقدی شرکت i در پایان سال t؛ و

$DPS_{i,t}$ = سود نقدی هر سهم شرکت i در پایان سال t.

جهت برآورد کیفیت اقلام تعهدی شرکت i در سال t از روش سرمایه در گردش و مدل رگرسیونی زیر استفاده شده است:

$$TwCA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1\ CFO_{i,t-1} + \beta_2\ CFO_{i,t} + \beta_3\ CFO_{i,t+1} + \beta_4\ NPPE_{it} + \beta_5\ (\Delta Sale_{it} - \Delta AR_{it}) + \varepsilon i_t \quad (۵)$$

$TwCA_{i,t}$=جمع اقلام تعهدی سرمایه در گردش شرکت i در سال t

$CFO_{i,t-1}$ = جریان نقد عملیاتی شرکت i در سال t-1 که برابر است نسبت جریان نقد عملیاتی به کل دارایی‌ها.

$CFO_{i,t}$ = جریان نقد عملیاتی شرکت i در سال t که برابر است نسبت جریان نقد عملیاتی به کل دارایی‌ها.

$CFO_{i,t+1}$ = جریان نقد عملیاتی شرکت i در سال t+1 که برابر است نسبت جریان نقد عملیاتی به کل دارایی

ΔAR_{it} =تغییرات در دریافتنی

$\Delta Salei_t$ =تغییرات در فروش

NPPEit=خالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات

به منظور استنتاج معیار کاربردی کیفیت اقلام تعهدی، پس از تخمین مدل ۵ انحراف معیار باقیمانده‌های حاصل از رگرسیون معادله ۵ شاخصی برای اندازه‌گیری کیفیت اقلام تعهدی با روش سرمایه در گردش می‌باشد. هر چقدر انحراف معیار باقیمانده‌ها بالاتر باشد، کیفیت اقلام تعهدی پایین‌تر و هر چقدر انحراف معیار آن پایین‌تر باشد، کیفیت اقلام تعهدی بالاتر خواهد بود (دستگیر و همکاران،۱۳۹۲).

۴-۱- مدل و نتایج

این بخش به بررسی روش‌های آزمون فرضیه‌های پژوهش می‌پردازد. برای تجزیه‌وتحلیل داده‌ها، از روش داده‌های ترکیبی استفاده شد. در این راستا، در خصوص آزمون فرضیه تحقیق از معادلات ۷ استفاده شده است.

$$y_{it} = \mu_i + \sum_{k=1}^{K} \alpha_k y_{i,t-k} + x_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \quad i = 1,\ldots,N; t = 1,\ldots,T, \qquad (۷)$$

در معادله ۷، $y_{i,t}$ بازده سهام شرکت i در سال t، μ_i عرض از مبدأ که بیانگر اثرات خاص هر شرکت است، x_{it} برداری از متغیرهای برون‌زا، β بردار ضرایب متغیرهای برون‌زا و ε_{it} جمله اخلال با میانگین صفر و توزیع نرمال با توجه به شرایط شرطی زیر می‌باشد:

$$E[\varepsilon_{it}\varepsilon_{js}] = 0 \quad \text{for } i \neq j \text{ and } t \neq s, \qquad (۸)$$

$$E[\varepsilon_{it}\varepsilon_{js}] = 0 \quad \text{for } i = j \text{ and } t \neq s, \qquad (۹)$$

$$E[\varepsilon_{it}\varepsilon_{js}] = \sigma_{ij,t}^2 \quad \text{for } i \neq j \text{ and } t = s, \qquad (۱۰)$$

$$E[\varepsilon_{it}\varepsilon_{js}] = \sigma_{it}^2 \quad \text{for } i = j \text{ and } t = s. \qquad (۱۱)$$

لازم به ذکر است که علاوه بر کیفیت اقلام تعهدی سایر متغیرهای برون‌زا استفاده شده در تحقیق به صورت زیر می‌باشند:

اندازه شرکت: برابر است با لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها.

اهرم مالی: برابر است با نسبت بدهی‌ها به دارایی‌ها.

بازده سالانه سهام: عبارت از بازده سالانه ناشی از خرید و نگهداری سهام

حجم مبادلات سهام: عبارت است از نسبت تعداد سهام مبادله شده در یک سال بخش بر تعداد سهام منتشره در دست سهام‌داران در پایان همان سال

نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار: عبارت از نسبت ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به ارزش بازار شرکت در پایان هر سال

با توجه به اینکه نتایج اولین مطالعه (۱۹۹۲) توسط فاما و فرنچ با تلخیص یافته‌های مطالعات تجربی پیشین که رابطه بین متغیرهای بتا، اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار را بر بازده مورد انتظار سهام مورد بررسی قرار دادند. نشان داد که دو متغیر اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بهتر قادرند نوسانات بازده سهام را تبیین کنند. همچنین در ایران مطالعاتی که در خصوص بازده سهام و نوسانات آن انجام شده مانند مطالعه فروغی و همکاران (۱۳۹۱) همچنین مطالعه قائمی و طوسی (۱۳۸۵) در خصوص اندازه‌گیری نوسانات بازده که از متغیر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار استفاده نموده‌اند محقق نیز با الهام از مطالعات ذکر شده در تخمین از متغیر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار استفاده نموده است.

جامعه آماری این تحقیق، تمامی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۵ می‌باشد. نمونه از طریق روش حذف سیستماتیک از جامعه آماری، انتخاب خواهد شد. به این ترتیب که نمونه، متشکل از کلیه شرکت‌های موجود در جامعه آماری است که حائز معیارهای زیر باشند:

۱) در طول دوره تحقیق، در بورس حضور داشته باشند.
۲) در طول دوره تحقیق، تغییر در دوره مالی نداشته باشند.
۳) جزء شرکت‌های فعال در حوزه فعالیت‌های مالی، از جمله شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها، بیمه‌ها و مؤسسات مالی نباشند. به دلیل این‌که این مؤسسات از لحاظ ماهیت فعالیت، متفاوت بوده و درآمد اصلی آن‌ها حاصل از سرمایه‌گذاری است و وابسته به فعالیت سایر شرکت‌ها هستند، لذا ماهیتاً با سایر شرکت‌ها متفاوت می‌باشند و بنابراین، از نمونه مورد بررسی حذف خواهند شد.

۴) داده‌های مورد نیاز جهت متغیرهای تحقیق، در طول دوره زمانی ۱۳۸۰ الی ۱۳۹۵، موجود باشند.

۵) دوره مالی آن‌ها منتهی به ۱۲/۲۹ هر سال باشد تا بتوان داده‌ها را در کنار یکدیگر و در صورت نیاز، به‌صورت پانلی به کار برد. توجه به شرایط ذکر شده، منجر به انتخاب ۱۵۵ شرکت به‌عنوان نمونه آماری این تحقیق شد.

نتایج آمار توصیفی متغیرها در جدول ۱ آورده شده است.

جدول ۱: شاخص‌های توصیفی متغیرهای مورد مطالعه

متغیرهای پژوهش	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
کیفیت اقلام تعهدی	۰/۲۳	۰/۱۹	۰/۹۳	۰/۰۱۲	۰/۱۸
اندازه شرکت	۱۳/۸۳۱	۱۳/۶۹۸	۱۹/۱۰۶	۱۰/۱۶۵	۱/۴۷۷
اهرم مالی	۰/۵۸۹	۰/۶۰۶	۰/۹۸۶	۰/۰۸۹	۰/۲۰۱
بازده سالانه سهام	۰/۳۴	۰/۰۷۲	۲/۶۳۱	-۰/۸۵	۰/۵۲
حجم مبادلات سهام	۰/۷۹۲	۰/۶۳۷	۳/۲۳۶	۰/۳۰۳	۰/۰۰۶۲
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	۰/۶۷	۰/۵۴	۲/۵۷	۰/۰۲	۰/۳۹

منبع: یافته‌های پژوهشگر

میانگین، اصلی‌ترین و مهم‌ترین شاخص مرکزی به شمار می‌آید که نشان‌دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است. همان‌طورکه در جدول ۱ مشاهده می‌شود، مقدار میانگین متغیر بازده سهام، ۰/۳۴ است. مقدار میانه بازده سهام، ۰/۰۷۲ است و انحراف معیار، ۰/۵۲ است. گفتنی است بیشترین مقدار متغیر بازده سهام برابر با ۲/۶۳۱ و کمترین مقدار آن برابر با ۰/۸۵- است. ویژگی-های سایر متغیرها نیز در جدول ۱ مشهود است. جهت تخمین مدل ابتدا باید آزمون‌های ایستایی برای برآورد یک رگرسیون با ضرایب قابل اعتماد انجام داد. در تعیین ایستایی داده‌ای پانلی آزمون‌های متفاوتی وجود دارد. در این تحقیق از آزمون‌های ایم، پسران و شین و لوین، لو و چین با در نظر گرفتن عرض از مبدأ جهت تعیین ایستایی متغیرها استفاده شده است. نتایج نشان‌دهنده وجود ریشه واحد در سطح و در نتیجه عدم ایستایی آن‌ها است. تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرها در سطح یک درصد معنی‌دار بوده و فرض صفر قابل رد کردن است. به این ترتیب متغیرها ایستا از مرتبه‌ی اول هستند. با توجه به نتایج به دست آمده از این آزمون، به دلیل عدم ایستایی متغیرها در سطح از آزمون همجمعی پدرونی استفاده شد؛ زیرا در حالت عدم ایستایی متغیرها، تنها در صورت

وجود رابطه‌ی همجمعی میان متغیرها می‌توان به نتایج اعتماد کرد. نتایج آزمون همجمعی با توجه به رد فرض صفر که عدم وجود همبستگی را بیان می‌کند، دلالت بر رابطه بلندمدت بین متغیرها دارد.

جدول ۲: نتایج آزمون ایستایی و همجمعی

متغیر	مقادیر آزمون پسران و شین (در سطح)	احتمال در سطح متغیرها	مقادیر آزمون پسران و شین در تفاضل اول	احتمال	وضعیت
کیفیت اقلام تعهدی	-۱/۱۴۵۵	۰/۹۹۹۹	-۳/۷۹۴۳ *	۰/۰۰۱۳	I(1)
اندازه شرکت	-۱/۱۰۹۵	۰/۱۲۴۵	-۴/۸۶۱۰ *	۰/۰۰۰۰	I(1)
اهرم مالی	-۱/۰۰۵۸	۰/۴۰۶۱	-۵/۳۳۹۲ *	۰/۰۰۰۰	I(1)
بازده سالانه سهام	-۰/۵۲۳۸	۰/۱۱۰	-۳/۸۴۹۲ *	۰/۰۰۰۱	I(1)
حجم مبادلات سهام	-۱/۱۶۶۳	۰/۴۰۶۲	-۷/۶۱۸۹ *	۰/۰۰۰۰	I(1)
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	-۰/۱۸۵۳	۰/۲۶۳۵	-۶/۴۳۸۹ *	۰/۰۰۰۰	I(1)
آزمون همجمعی پدرونی					
Panel adf-stat	-۸/۳۸ *				
Group adf-stat	-۴/۹۶ *				

* معنی‌داری در سطح یک درصد

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در رگرسیون داده‌های ترکیبی مهم این است که داده‌ها پانل یا *pool* می‌باشد. اگر داده‌ها *pool* باشند آنگاه اثرات خاص مربوط به هر مقطع بدست نمی‌آید و یک عرض از مبدأ کلی به جای چندین عرض از مبدأ که مخصوص هر شرکت است به دست می‌آید. جهت آزمون اثرات فردی در معادله میانگین شرطی از روش حداقل مربعات متغیرهای مجازی و تخمین زن HAC(واریانس ناهمسانی و خودهمبستگی سازگار) استفاده شده است. سپس آزمون والد برای فرضیه صفر که برابری عرض از مبدأ است انجام شد (($\mu_1= \mu_2=\ldots= \mu_n$). با توجه به اینکه آماره آزمون برابر با ۱/۷۸ شد نتیجه اینکه فرضیه صفر رد نمی‌شود و اثرات فردی وجود ندارد در نتیجه عرض از مبدأ همه گروه‌ها یکسان هستند. در ادامه آزمون Q ال جانگ و باکس جهت بررسی تعداد وقفه بهینه برای متغیر وابسته و همبستگی سریالی مورد بررسی قرار گرفت. جدول ۳ نتایج آزمون‌های همبستگی سریالی که بر اساس آزمون Q ال جانگ و باکس (BoxQ-statistics–Ljung) و همبستگی جزیی

برای باقیمانده‌ها و مربع باقیمانده‌ها استفاده شده است را نشان می‌دهد. بر اساس نتایج جدول ۳ هیچ همبستگی سریالی در باقیمانده‌ها مشاهده نشد این یعنی شرط معادله ۱۰ برای مدل برقرار است. بر اساس نتایج آزمون Q ال جانکس وباکس که بر اساس ۴ وقفه برای متغیر وابسته انجام شد، فرض صفر که بیانگر نبود همبستگی سریالی است رد می‌شود. وجود همبستگی سریالی بیانگر واریانس ناهمسانی شرطی و امکان استفاده از مدل GARCH(1,1)است. همچنین وقفه انتخابی ۴ برای بازده سهام مناسب است.

جدول ۳: آزمون‌های خودهمبستگی

مربع باقیمانده‌ها	باقیمانده‌ها	وقفه
۰/۱۶۶	-۰/۰۰۱	۱
۰/۲۶۷	۰/۰۰۰	۲
۰/۳۴۵	۰/۰۰۱	۳
۰/۵۲۳	۰/۰۰۲	۴
352/231	22/432	Q(4)

منبع: یافته‌های پژوهشگر

بعد از نتایج آزمون‌های خودهمبستگی در خصوص امکان استفاده از مدل GARCH، در مرحله بعد با استفاده از آزمون likelihood-ratio (LR) به بررسی وجود یا عدم وجود اثرات فردی در معادلات واریانس و کوواریانس جهت تخمین مدل پانل پویای گارچی پرداخته شده است. با توجه به جدول ۴ نتایج آزمون LR برای معادلات واریانس و کوواریانس شرطی معنی‌دار است. بدین معنی که می‌توان معادلات واریانس ۱ و کوواریانس ۲ شرطی را در معادله میانگین شرطی ۷ قرار داد و مدل نهایی پانل پویای GARCH(1,1) را تخمین زد.

جدول ۴: آزمون LR

٭۸۲/۱۲	معادله واریانس شرطی (۱)
٭۶۹۹/۱۵	معادله کوواریانس شرطی (۲)

٭ معنی‌داری در سطح ۱ درصد را نشان می‌دهد.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۵ نتایج مربوط به مدل پانل پویای GARCH(1,1)را با توجه به متغیرهای کنترلی ارائه می‌کند.

جدول ۵: نتایج تخمین مدل پانل پویای GARCH(1,1)

کوواریانس شرطی		واریانس شرطی		میانگین شرطی	
تخمین	ضریب	مقدار	ضریب	مقدار تخمین	ضریب
(۰/۶۹)۰/۰۴	η	۰,۳۱ (۰,۸۵)	α	(۰/۱۶)۰/۴	μ
۰,۸۷ (۸,۲۴)*	λ	۰/۵۳ * (۴/۲۱)	δ	* (۶/۵۲)۰/۳۱	α_1 بازده سهام با یک وقفه تأخیر
۰,۳۵ (۹,۳۲)*	ρ	۰/۸۹ * (۲/۶۶)	γ	(۰/۲۳)۰/۰۷	α_2 بازده سهام با دو وقفه تأخیر
۰/۱۶ (۲/۸۳)	ϑ_1 نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	۰/۱۲ * (۳/۱۲)	θ_1 نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	-۰/۰۶ (-۲/۶۳)	α_3 بازده سهام با سه وقفه تأخیر
-۰/۶۹ (-۰۲/۶۵)	ϑ_2 حجم مبادلات سهام	*-۰/۶۳ (-۴/۰۶)	θ_2 حجم مبادلات سهام	۰/۰۵ (۰/۶۵)	α_4 بازده سهام با چهار وقفه تأخیر
۱/۱۹ (۳/۲۷)	ϑ_3 اندازه شرکت	۱/۰۸۲ * (۲/۹۸)	θ_3 اندازه شرکت	-۰/۱۸ *(-۳/۲۳)	نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار β_1
-۰/۴۹ (۲/۸۳)	ϑ_4 کیفیت اقلام تعهدی	-۰/۳۷ *(-۵/۶۳)	θ_4 کیفیت اقلام تعهدی	۰/۸۵ * (۷/۳۹)۰	β_2 حجم مبادلات سهام
۰/۲۵ (۱/۰۱)	ϑ_5 اهرم مالی	۰/۱۳ (۰/۹۷)	θ_5 اهرم مالی	۱/۹۳ * (۲/۹۶)	اندازه شرکت β_3
۶/۹۹ *CHOW F*				-۰/۵۸ *(-۲/۶۷)	β_4 کیفیت اقلام تعهدی
-۱۸۲۹/۵۹ *Likelihood*				۰/۰۷۴ * (۲/۲۰)	β_5 اهرم مالی

منبع: یافته‌های پژوهشگر

بر اساس ستون اول و دوم جدول ۵، ضریب عرض از مبدأ برای معادله میانگین شرطی (μ) بی‌معنی است که بیانگر نبود روندهای نوسانی مداوم در بازده سهام در دوره زمانی مورد مطالعه و برای شرکت‌های منتخب است. نتایج تخمین برای متغیرهای مستقل نشان می‌دهد که در دوره مورد بررسی تمامی متغیرها تأثیر معنی‌داری بر بازده سهام داشته‌اند. به طور مثال ۱β نشان می‌دهد که اگر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار ده درصد افزایش یابد بازده سهام ۱/۸ درصد کاهش خواهد یافت. در خصوص کیفیت اقلام تعهدی مشاهده می‌شود که با افزایش ده درصد کیفیت اقلام تعهدی بازده سهام ۵/۸ درصد کاهش خواهد یافت. اندازه شرکت بیشترین تأثیر را بر بازده سهام شرکت‌های مورد بررسی و در دوره مورد مطالعه نسبت به سایر متغیرها داشته است. در مدل میانگین شرطی ضرایب α بیانگر اثر وقفه‌های بازده سهام بر بازده سهام جاری شرکت‌های مورد بررسی می‌باشد. نتایج حاکی از تأثیر مثبت و معنی‌دار بازده سهام با یک وقفه همچنین تأثیر منفی بازده سهام با سه وقفه تأخیر بر بازده سهام جاری دارد.

ستون سوم و چهارم جدول ۵ نتایج را برای معادله واریانس شرطی مدل پانل پویای *GARCH(1,1)* نشان می‌دهد. مقدار معنی‌دار (۰/۵۳) برای پارامترδ بیانگر مقدار تداومی نوسانات بازده می‌باشد. همچنین مقدار معنی‌دار ۰/۸۹ برای پارامتر γ نشان می‌دهد که اثرات شوک بازده سهام بر نوسانات بازده سهام مثبت است. مقادیر تخمینی برای پارامترهای θ نشان‌دهنده اثر تغییرات متغیرهای مستقل بر نوسانات بازده سهام است. با توجه فرضیه تحقیق که بررسی تأثیر کیفیت اقلام تعهدی بر نوسانات بازده سهام است، می‌توان گفت که کیفیت اقلام تعهدی تأثیر منفی و معنی‌دار بر نوسانات بازده سهام دارند. بدین معنی که با افزایش کیفیت اقلام تعهدی نوسانات بازدهی سهام کاهش می‌یابد. کیفیت سود را می‌توان به عنوان ابزار آگاهی بخشی تلقی کرد که بر تغییرات قیمت و متعاقباً نوسان بازده سهام تأثیر می‌گذارد. افشای مطلوب اطلاعات حسابداری منجر به کاهش تقارن اطلاعات و کاهش هزینه سرمایه می‌شود و از این طریق نقشی اساسی را در کارایی بازار سرمایه ایفاء می‌نماید. اگر سطح افشای اطلاعات حسابداری در سطح گزارشگری سالانه افزایش یابد، سهامداران می‌توانند اطلاعات موجود در ورود و خروج جریان‌های نقدی عملیاتی که برای پیش‌بینی سودهای آتی مفید می‌باشند را بهتر و با صحت بالاتر ارزیابی نمایند و از این طریق بتوانند به پیش‌بینی‌های باثبات‌تری در خصوص بازده سهام دست یابند که این امر باعث کاهش نوسان پذیری بازده سهام می‌شود. از این رو انتظار می‌رود با افزایش کیفیت اقلام تعهدی در نتیجه افزایش کیفیت سود نوسان پذیری بازده سهام کاهش یابد. همچنین بر اساس ضریب θ_2 حجم مبادلات سهام رابطه‌ای معکوس و معنی‌دار با نوسانات بازده سهام دارد. چرا که هر چه حجم مبادلات سهام بیشتر باشد، قدرت نقدشوندگی سهام بالاتر و ریسک بازده سهام

پایین‌تر ارزیابی می‌شود. همچنین گردش بیشتر معاملاتی سهام باعث می‌شود توزیع بازده سهام محدود شود، به عبارتی نوسانات بازده سهام حول‌وحوش میانگین خواهد بود؛ اما اگر گردش معاملاتی سهام پایین باشد، نوسان بازده بیشتر خواهد بود و واریانس بازده بیشتر از حالت گردش معاملاتی بالا می‌شود. در نتیجه با پایین بودن گردش معاملاتی سهام و حجم مبادلات سهام، توزیع بازده سهام حول میانگین پراکنده‌تر می‌شود و ریسک یا نوسان پذیری بازده سهام افزایش خواهد یافت. انتظار بر این است شرکت‌هایی که حجم مبادلات سهام آن‌ها بیشتر است، میزان ریسک بازده سهام کمتری داشته باشند.

نتایج مطالعه حاکی از تأثیر مثبت و معنی‌دار نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به میزان ۰/۱۲ بر نوسان بازده سهام دارد. با افزایش نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار نوع سهام از رشدی به ارزشی تغییر می‌یابد. ارزش دفتری بر مبنای بهای تمام شده تاریخی شکل می‌گیرد و هیچ‌گونه انعکاس یا بازتابی از دورنمای مورد انتظار شرکت در آن لحاظ نگردیده است. برعکس، ارزش بازار سهام منعکس‌کننده این دورنما است. اگر قیمت بازاری سهام نسبت به ارزش دفتری آن بالا باشد، به احتمال زیاد شرکت به لحاظ سرمایه‌گذاری از آینده خوبی برخوردار است (انواری رستمی و همکاران،۱۳۹۳). برعکس اگر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار یک سهم بالا باشد، دلیلی بر آن است که چشم‌انداز مناسبی برای آن سهم وجود ندارد. در نتیجه با افزایش نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار نوسان بازده سهام افزایش می‌یابد. با توجه به مثبت و معنی‌دار بودن ضریب θ_3می‌توان نتیجه گرفت که اندازه شرکت بر نوسانات بازدهی سهام تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد. با بزرگ‌تر شدن شرکت نوسانات بازدهی سهام افزایش می‌یابد. چرا که اکثر تصمیمات شرکت‌های بزرگ داخلی از حیطه اختیارات شرکت و مدیران آن خارج است و تحت تأثیر سیاست‌های اقتصادی و سیاسی در سطح کلان کشور قرار می‌گیرد، بنابراین ریسک شرکت‌های بزرگ بالا بوده و به دنبال تغییر شرایط نوسانات زیادتری را نسبت به شرکت‌های کوچک‌تر تحمل می‌کنند. همچنین نتایج نشان داد که متغیر اهرم مالی تأثیر معنی‌داری بر نوسان پذیری بازدهی سهام در دوره مورد بررسی ندارد. می‌توان عدم ارتباط معنی‌دار اهرم مالی را به ساختار تأمین مالی شرکت‌ها و دوره زمانی مطالعه مربوط دانست.

ستون پنجم و ششم جدول ۵ نتایج تخمین معادله کوواریانس شرطی را نشان می‌دهد. مقدار معنی‌دار ۰,۸۷ برای پارامتر λ بیانگر پایداری نسبتاً بالای کوواریانس‌های شرطی است. در کنار آن مقدار بدست آمده برای پارامترρ نیز معنی‌دار است که حاکی از تأثیر مثبت شوک بازده بر کوواریانس شرطی است. همچنین نتایج تخمینی برای پارامترهای ϑ که تأثیر متغیرهای مورد بررسی را بر کوواریانس شرطی نشان می‌دهد حاکی از تأثیر بیشتر این متغیرها بر کوواریانس بازده

سهام شرکت‌های مورد بررسی نسبت به واریانس است. معنی‌داری ضریب ρ دلالت بر این دارد که هر شوک بازده ای که برای هر یک از شرکت‌های مورد بررسی رخ دهد می‌تواند بر بازده سایر شرکت‌ها نیز به میزان ۰/۳۵ تأثیر داشته باشد و شوک‌های بازده نه تنها بازده بلکه بر نوسانات آن نیز تأثیر دارد. آماره LR برای معادله واریانس شرطی ۴۲/۱۵ و برای معادله کوواریانس شرطی ۶۰/۵۲ بدست آمد. هر دو آماره در سطح یک درصد معنی‌دار می‌باشند که حاکی از اثرات فردی پایدار و ناهمسانی واریانس برای شرکت‌های مورد بررسی دارد.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

نتیجه بررسی‌ها مشخص نمود که در سطح شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران کیفیت اقلام تعهدی بر نوسان‌پذیری شرطی در بورس اوراق بهادار تهران، تأثیر منفی و معنی‌دار دارد. چرا که کمتر بودن کیفیت اقلام تعهدی بیانگر کیفیت سود کمتر است (دستگیر و همکاران،۱۳۹۴).

درنتیجه با کاهش کیفیت اقلام تعهدی، کیفیت سود کاهش یافته و با کاهش کیفیت سود نوسانات بازدهی سهام افزایش می‌یابد. چرا که انتظار می‌رود کیفیت سود گزارش شده و کیفیت اقلام تعهدی واکنش بازار را به دنبال داشته باشد. همچنین نتایج حاکی از این بود که نوسانات بازده سهام تنها تحت تأثیر متغیرهای کیفیت اقلام تعهدی، اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و حجم معاملات سهام قرار ندارد بلکه نوسانات بازده سایر شرکت‌ها نیز می‌تواند بر نوسانات بازده سهام شرکت‌ها تأثیر معنی‌دار داشته باشد.

بنا بر نتایج به‌دست آمده در این مطالعه، مبنی بر این‌که کیفیت اقلام تعهدی بر نوسان‌پذیری شرطی در بورس اوراق بهادار تهران، تأثیر معنی‌دار دارد، به سرمایه‌گذاران در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پیشنهاد می‌گردد که در نظر داشته باشند شرکت‌هایی که از اقلام تعهدی اختیاری استفاده می‌کنند، وضعیت بی‌ثبات‌تری در بازار سرمایه خواهند داشت و اگر قصد انجام سرمایه‌گذاری کم‌ریسک و مطمئن را دارند، شرکت‌هایی را در اولویت قرار دهند که استفاده کمتری از اقلام تعهدی می‌نمایند. این در حالی است که سرمایه‌گذاران علاقمند به نوسان‌گیری می‌توانند شرکت‌هایی را انتخاب کنند که استفاده بیشتری از اقلام تعهدی می‌کنند. به مدیران شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران نیز پیشنهاد می‌شود که در راستای تقویت ثبات ارزش شرکت در بازار سرمایه و متعاقباً افزایش تمایل سرمایه‌گذاران به خرید و نگهداری سهام شرکت، استفاده از اقلام تعهدی را محدود نمایند و در این رابطه، ارزیابی‌های بیشتری صورت دهند. نتیجه کاربردی این پژوهش حاکی از اهمیت نقش مدیریت سود در کاهش ریسک بازدهی سهام

است. از این رو شفافیت اطلاعات مالی خصوصاً اقلام تعهدی، به عنوان عنصر تعیین‌کننده مزیت رقابتی، می‌تواند ضمن بهبود عملکرد شرکت‌ها ریسک بازدهی سهام آن‌ها را کاهش دهد.

در ارتباط با موضوع پژوهش پیشنهادی زیر ارائه می‌شود:

- با توجه به این که ممکن است نوسانات بازدهی سهام و کیفیت اقلام تعهدی در شرکت‌ها با عمر متفاوت و در صنایع مختلف، متفاوت باشد، از این رو بررسی مجدد موضوع پژوهش با در نظر گرفتن نوع صنعت و تفکیک نمونه مورد بررسی بر اساس عمر شرکت به پژوهشگران آینده پیشنهاد می‌شود.
- در تحقیقات آتی اثرات مثبت و منفی نوسان پذیری بازده سهام شرکت‌ها بر بازار سرمایه مورد بررسی قرار گیرد.
- در این مطالعه، به‌منظور محاسبه کیفیت اقلام تعهدی، از شاخص اقلام تعهدی مبتنی بر سرمایه در گردش استفاده شد که می‌توان در مطالعات آتی از سایر معیارهای موجود مانند مدل اصیل جونز، مدل جونز تعدیل‌شده استفاده نمود و نتایج را مقایسه کرد.
- در این پژوهش، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی شده‌اند. توصیه می‌شود در پژوهش‌های آتی، این موضوع در شرکت‌های فرابورس و در شرایط مختلف اقتصادی. نیز بررسی گردد و نتایج مقایسه شود.

فهرست منابع

۱) انواری رستمی، علی اصغر، خسرو منطقی و مهدی باغبان، (۱۳۹۳)، "بررسی رابطه نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام و چولگی بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران"، کنفرانس بین‌المللی علوم رفتاری و مطالعات اجتماعی.

۲) امیری، هادی، داریوش فروغی و بهزاد قربانی، (۱۳۹۳)، "تأثیر کیفیت سود بر تغییرات بازده غیر متعارف"، تحقیقات حسابداری و حسابرسی، ۶(۲۳)، صص ۵۵-۳۶.

۳) بخردی نسب، وحید و فاطمه ژولانژاد، (۱۳۹۶)، "تأثیر کیفیت سود بر رابطه بین مونتوم و بازده اضافی سهام"، مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۳۲، صص ۴۲-۲۱.

۴) تهرانی، رضا و عسگر نوربخش، (۱۳۸۹)، "فرهنگ مالی و سرمایه‌گذاری"، چاپ اول، تهران: انتشارات نگاه دانش.

۵) حیدرپور، فرزانه و سمیه زارع رفیع، (۱۳۹۳)، "تأثیر متغیرهای سود تقسیمی و فرصت‌های رشد بر رابطه کیفیت گزارشگری مالی و نوسان پذیری بازده سهام"، پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، ۶(۲۲)، صص ۲۴۷-۲۱۳.

۶) دستگیر، محسن، احمد گوگردچیان و ستاره آدمیت، (۱۳۹۴)، "رابطه بین کیفیت سود (پراکندگی سود) و بازده سهام"، پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، ۷(۲۶)، صص ۳۷-۲۱.

۷) دستگیر، محسن و بهرام غنی زاده، (۱۳۹۲)، "تأثیر کیفیت اقلام تعهدی بر سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، حسابداری مالی، ۵(۲۰)، صص ۶۵-۴۲.

۸) رهنمای رودپشتی، فریدون، زهره حاجیها و علی زارعی سودانی، (۱۳۸۷)، "کارکرد مالی رفتاری در تبیین پایگاه علمی برای تجزیه‌وتحلیل سهام"، فصلنامه تولید علم، ۳(۷)، صص ۳۹-۲۹.

۹) صمدی، سعید، خدیجه نصرالهی و مرتضی کرمعلیان سیچانی، (۱۳۸۶)، "بررسی رابطه بین توسعه بازارهای مالی و رشد اقتصادی"، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۶(۳)، صص ۱۶-۱.

۱۰) عرب‌صالحی، مهدی و نرگس حمیدیان، (۱۳۹۴)، "بررسی اثر تغییرپذیری اقلام تعهدی و اجزای بنیادی و اختیاری آن بر نوسان بازده متعارف و نامتعارف آتی سهام"، دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت، ۴(۱۴)، صص ۱۴۵-۱۵۷.

۱۱) فخاری، حسین و عصمت‌السادات طاهری، (۱۳۸۹)، "بررسی رابطه سرمایه‌گذاران نهادی و نوسان‌پذیری بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، پژوهش‌های حسابداری مالی، ۲(۴)، صص ۱۵۹-۱۷۲.

۱۲) فروغی، داریوش،ل هادی امیری و مینا محمدیان، (۱۳۹۳)، "تحلیل تأثیر کیفیت اقلام تعهدی بر بازده بدون شوک جریان نقدی سهام"، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۲۱(۲)، صص ۱۷۳-۱۸۸.

۱۳) فروغی، داریوش، هادی امیری و نرگس حمیدیان، (۱۳۹۱)، "تأثیر بازده نامشهود دوره‌های قبل بر رابطه بین اقلام تعهدی و بازده آینده سهام"، دانش حسابداری، دوره ۳(۹)، صص ۱۰۱-۱۲۲.

۱۴) قائمی، محمدحسین و سعید طوسی، (۱۳۸۵)، "بررسی عوامل مؤثر بر بازده سهام عادی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، پیام مدیریت، ۱۵۹، صص ۱۷۵-۱۷.

۱۵) موسوی شیری، سید محمود، حسن خلعت بری و مینا فیروز بخت، (۱۳۹۴)، "اثر عدم تقارن اطلاعاتی بر بیش ارزشیابی سهام"، پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، ۷(۲۷)، صص ۷۳-۹۲.

۱۶) نظیفی نایینی، مینو، شهرام فتاحی و سعید صمدی، (۱۳۹۱)، "مدل‌سازی و پیش‌بینی نوسانات بازار سهام با استفاده از مدل انتقالی گارچ مارکف"، تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۳(۹)، صص ۱۱۷-۱۴۱.

17) 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, 47, PP. 873-899.

18) Gu, Z., Lee, C. and Rosett, J. G. (2004), “What Determines the Variability of Accounting Accrual?”, Working Paper.

19) Huang, A. and Chang, C. (2014), “Asymmetric Impact of Informed Trading Activity on Stock Return Volatility”, Theoretical Economics Letters, 4, PP. 568-573.

20) Jones, T. & Ligon, J. (2008), “The Day of the Week Effect in IPO Initial Returns”, The Quarterly Review of Economics and Finance, 49(1), PP. 110-127.

21) Jim Lee & Harold Glenn A. Valera. (2016), “Price Transmission and Volatility Spillovers in Asian Rice Markets: Evidence from MGARCH and Panel GARCH Models”, The International Trade Journal, 30(1), PP. 14-32.

22) Lambert, Richard. Leuz, Christian. Verrecchia, Robert E. (2006), “Accounting Information, Disclosure, and the Cost of Capital”, Journal of Accounting Research, 45, PP. 385-420.

23) Leledakis, G.N. (2004), “Does Firm Size Predict Stock Returns? Evidence from the London Stock Exchange”, University of warwick, Department of Economics. Working paaer series.

24) Ni, X., and Zhu, W. (2016), "Short-sales and Stock Price Crash Risk: Evidence from an Emerging Market", Economics Letters, 144, PP. 22–24.
25) Shan, Y., Taylor, S. and Walter, T. (2015), "The Role of other Information in Analysts' Forecasts in Understanding Stock Return Volatility", Review of Accountin Studies, 19, PP. 1346-1392
26) Zafar, N., Urooj, S.F., Durrani, T.K. (2008), "Interest Rate Volatility and Stock Return and Volatility", European Journal of Economic, 14.

یادداشت‌ها

[1] Zafar
[2] Zafar
[3] Vuolteenaho
[4] Hanlon
[5] Duffie
[6] Pastor and Veronesi
[7] Rajgopal and Venkatachalam
[8] Chen
[9] Huang and chang
[10] Gu
[11] Shan