

## بررسی تاثیر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی بر نوسانات نامتعارف بازده سهام

### دکتر سعید پاکدلان

استادیار و عضو هیات علمی گروه حسابداری، موسسه آموزش عالی شاندیز، مشهد، ایران.  
saeedpakdelan@yahoo.com

### علیرضا آذربراهمان

عضو هیات علمی گروه حسابداری، موسسه آموزش عالی شاندیز، مشهد، ایران. (نویسنده مسئول).  
a.azarberahman@shandiz.ac.ir

### دکتر جلال آذربراهمان

دانش‌آموخته دکتری حسابداری، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.  
jberahman@yahoo.com

### مجتبی شیخ‌نظر

کارشناسی ارشد حسابداری مدیریت، موسسه آموزش عالی شاندیز، مشهد، ایران.  
m.shikhnazar@yahoo.com

### چکیده

نوسانات نامتعارف بازده ناشی از ریسک نوسانات بازده خاص شرکت‌ها که عمدتاً ناشی از اقدامات شرکت و مستقل از حرکت کلی بازار است. هدف اصلی این پژوهش بررسی رابطه قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و نوسانات نامتعارف بازده سهام است. همچنین نقش تعدیل‌گری دو متغیر خطای پیش‌بینی تحلیل‌گران و کیفیت گزارشگری مالی به عنوان ابعاد محیط اطلاعاتی بر این رابطه مورد بررسی قرار گرفت. بدین منظور تعداد ۷۶ شرکت برای سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۸ به روش غربالگری انتخاب گردید. برای سنجش نوسانات نامتعارف بازده سهام از دو مدل بازار و مدل فاما و فرنچ استفاده گردید. برای اندازه‌گیری متغیر قابلیت مقایسه نیز از مفهوم پدیده‌های اقتصادی دی‌فرانکو بهره گرفته شد. برای آزمون فرضیه‌ها از روش‌های همبستگی و رگرسیون چند متغیره استفاده شد. نتایج پژوهش نشان داد بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و نوسانات نامتعارف بازده سهام رابطه معناداری وجود دارد. همچنین نتایج بیانگر این است که خطای پیش‌بینی تحلیل‌گران می‌تواند نقش تعدیل‌گر در رابطه بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و کاهش نوسانات نامتعارف بازده سهام ایفا کند. در نهایت مشخص شد که کیفیت گزارشگری مالی می‌تواند رابطه بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و نوسانات نامتعارف بازده را تحت تاثیر قرار دهد.

**واژگان کلیدی:** نوسانات نامتعارف بازده سهام، قابلیت مقایسه صورت‌های مالی، خطای پیش‌بینی تحلیل‌گران، کیفیت گزارشگری مالی.

### مقدمه

در این مطالعه تاثیر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی بر نوسانات نامتعارف بازده سهام مورد بررسی قرار گرفته است. میرزمانی و رضائی (۱۳۹۷) معتقدند افزایش قابلیت مقایسه مستلزم قبول استانداردها و معیارهایی است که تقریباً بین شرکت‌ها به صورت یکسان تعریف شده است. در این صورت تحلیل‌گران با توجه به اینکه هزینه نهایی جمع‌آوری و پردازش اطلاعات کاهش می‌یابد می‌توانند عملکرد واقعی شرکت را بهتر ارزیابی کنند. بررسی ادبیات پژوهش نیز نشان می‌دهد در برخی از پژوهش‌ها علت نوسانات نامتعارف بازده سهام ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی در یک محیط اطلاعاتی ضعیف است که می‌تواند ناهمگونی در باورهای سرمایه‌گذاران را در مورد جریان‌های نقدی آتی افزایش دهد (چن و

همکاران<sup>۱</sup>، ۲۰۱۲، راجگوپال و ونکاتاجلام<sup>۲</sup>، ۲۰۱۱ و پاستور و ورونسی<sup>۳</sup>، ۲۰۰۳). از طرفی، دی‌فرانکو و همکاران<sup>۴</sup> (۲۰۱۱) معتقد است که قابلیت مقایسه صورت‌های مالی، می‌تواند با افزایش پیگیری‌ها و رصد تحلیل‌گران، کاهش خطای پیش‌بینی و پراکندگی پیش‌بینی‌ها، محیط اطلاعاتی را بهبود بخشد. همچنین قابلیت مقایسه موجب بهبود کیفیت گزارشگری مالی، کاهش انگیزه مدیریت در احتکار اخبار بد و نیز کاهش عدم تقارن اطلاعات می‌شود (کیم و همکاران<sup>۵</sup>، ۲۰۱۶). از آنجایی که قابلیت مقایسه صورت‌های مالی می‌تواند محیط اطلاعاتی را بهبود بخشد و به سرمایه‌گذاران نیز اجازه می‌دهد تا کیفیت شرکت‌ها را از طریق مقایسه بهتر آن‌ها با سایر شرکت‌ها ارزیابی کنند، استدلال می‌شود که چنین بهبودی عدم اطمینان سرمایه‌گذاران را در مورد جریان‌های نقدی شرکت، عملکرد آتی و در نتیجه نوسانات نامتعارف بازده سهام در سطح شرکت کاهش دهد. قابلیت مقایسه بیانگر میزان شباهت در انتخاب روش‌های حسابداری بین دو یا چند شرکت است. وقتی عوامل اقتصادی مشترک بتوانند میزان زیادی از شباهت شرکت‌ها را در یک صنعت توضیح دهند، سود چنین شرکت‌هایی نیز می‌تواند به آسانی قابل مقایسه باشد. هیئت استانداردهای حسابداری مالی<sup>۶</sup> (FASB) در چارچوب مفهومی خود، نشان داد که قابلیت مقایسه، سودمندی اطلاعات را برای تصمیم‌گیری تقویت می‌کند. به ویژه، بیانیه مفهومی شماره ۸ هیئت استانداردهای حسابداری مالی (۲۰۱۰) خاطر نشان می‌سازد که اطلاعات خاص شرکت اگر بتوانند اطلاعات مشابه را با سایر شرکتها مقایسه کنند برای این سرمایه‌گذاران مفیدتر است. در قالب مفهومی گزارشگری ایران نیز، قابلیت مقایسه از خصوصیات کیفی اصلی در ارتباط با ارائه اطلاعات است که باعث افزایش سودمندی اطلاعات می‌شود (جهانبخش و فروغی، ۱۳۹۹).

اهمیت این موضوع به ویژه در بازار سهام بیشتر نمود پیدا می‌کند، جایی که تصمیم سرمایه‌گذاری اساساً مستلزم ارزیابی فرصت‌ها یا پروژه‌های جایگزین بوده و این تصمیم‌ها بدون اطلاعات قابل مقایسه نمی‌تواند اتخاذ شوند. علیرغم وجود مطالعاتی مبنی بر اینکه قابلیت مقایسه می‌تواند درک و ارزیابی از جریان‌های نقدی شرکت و عملکرد سرمایه‌گذاری را برای سرمایه‌گذاران آسان‌تر کند، اما شواهد تجربی بسیار اندک مستقیمی در مورد تاثیر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی بر قیمت‌گذاری دارایی‌ها و به ویژه نوسانات نامتعارف بازده سهام وجود دارد.

مطالعات موجود نشان می‌دهد نوسانات نامتعارف بازده سهام می‌تواند مهمترین مولفه ریسک یک سهم باشد (مورک و همکاران<sup>۷</sup>، ۲۰۱۳ و گوپال و ساتاکلارا<sup>۸</sup>، ۲۰۰۳). از این‌رو بررسی تعیین‌کننده‌های نوسانات نامتعارف بازده به موضوعی جذاب برای پژوهشگران تبدیل شده است. به عنوان مثال در مطالعات حسن و حبیب<sup>۹</sup> (۲۰۱۷)، راجگوپال و ونکاتاجلام (۲۰۱۱)، اروین و پونتیف<sup>۱۰</sup> (۲۰۰۹)، وی و ژانگ<sup>۱۱</sup> (۲۰۰۶) به مولفه‌هایی چون اهرم، نوسان‌های جریان‌های نقدی، جریان خسارت مبتنی بر اختیارات، چرخه عمر شرکت، کیفیت گزارشگری مالی و سرمایه اجتماعی اشاره شده است. بررسی رابطه بین قابلیت مقایسه و نوسانات نامتعارف بازده از این نظر نیز مهم است که نوسانات نامتعارف بازده می‌تواند پیامدهای

---

<sup>1</sup> Chen et al.  
<sup>2</sup> Rajgopal & Venkatachalam  
<sup>3</sup> Pástor & Veronesi  
<sup>4</sup> De Franco et al.  
<sup>5</sup> Kim et al.  
<sup>6</sup> Financial Accounting Standards Board  
<sup>7</sup> Morck et al.  
<sup>8</sup> Goyal & Santa-Clara  
<sup>9</sup> Hasan & Habib  
<sup>10</sup> Irvine & Pontiff  
<sup>11</sup> Wei & Zhang

بسزائی بر مدیریت پرتفوی، استراتژی‌های تنوع‌بخشی، فرآیند قضاوت، ارزیابی اختیارات خرید سهام و سیاست‌های جبران خسارت داشته باشد (و بر<sup>۱</sup>، ۲۰۰۴).

زیربنای نظری در مورد ارتباط بین قابلیت مقایسه و نوسانات نامتعارف بازده بر اساس این تفکر است که سرمایه‌گذاران برای تصمیم‌گیری در مورد سرمایه‌گذاری به صورت‌های مالی متکی هستند (بال و براون<sup>۲</sup> ۱۹۶۸؛ لو<sup>۳</sup>، ۱۹۸۹). قابلیت مقایسه صورت‌های مالی به عنوان یکی از مهمترین ویژگی‌های کیفی اطلاعات حسابداری است که به سرمایه‌گذاران در تصمیم‌گیری آگاهانه کمک می‌کند (FASB، ۲۰۱۰). سطح بالای قابلیت مقایسه حسابداری می‌تواند هزینه کسب اطلاعات را کاهش دهد، عدم اطمینان‌های مرتبط با ارزیابی عملکرد وقتی معاملات اقتصادی مشابه به طور متفاوت گزارش می‌شود را کاهش دهد، و کمیت و کیفیت کلی اطلاعات موجود برای افراد بیرون از سازمان را بهبود بخشد (چن و همکاران<sup>۴</sup>، ۲۰۱۸ و کیم و همکاران، ۲۰۱۳). این جنبه‌های مثبت به سرمایه‌گذاران کمک می‌کند تا جریان‌های نقدی و عملکرد شرکت‌ها را با دقت بیشتری درک و ارزیابی کنند (راجگوپال و ونکاتاجلام، ۲۰۱۱). از آنجایی که قابلیت مقایسه صورت‌های مالی عدم اطمینان سرمایه‌گذاران را در مورد جریان‌های نقدی، عملکرد و ارزش شرکت کاهش می‌دهد، بنابراین می‌توان فرض کرد که این امر تاثیر منفی بر نوسانات نامتعارف بازده داشته باشد.

بعلاوه در این پژوهش ویژگی‌های پیش‌بینی تحلیل‌گران و نیز کیفیت گزارشگری مالی مورد بررسی قرار گرفت. تحلیلگران مالی نقش مهمی در ارائه اطلاعات خاص شرکت به سرمایه‌گذاران ایفا می‌کنند. باری و جنینگر<sup>۵</sup> (۱۹۹۲) اشاره کردند که موضوع‌های مرتبط به پیش‌بینی تحلیلگر شامل خطای پیش‌بینی و نیز پراکندگی پیش‌بینی‌ها، منعکس‌کننده عدم اطمینان در مورد جریان‌های نقدی و عملکرد مالی شرکت‌ها است و بنابراین، خطای برآورد و نوسان سود را افزایش می‌دهد. از این‌رو، ریدل و سرافیم (۲۰۱۱) و گاسپر و ماسا (۲۰۰۶) در مطالعات خود از خطای پیش‌بینی و پراکندگی به عنوان معیار عدم قطعیت اطلاعات استفاده کرده‌اند. از آنجایی که صورت‌های مالی با قابلیت مقایسه بیشتر عدم قطعیت ارزش‌گذاری را کاهش می‌دهد، انتظار می‌رود صورت‌های مالی قابل مقایسه‌تر جایگزین محیط اطلاعاتی ضعیف شود. بنابراین، انتظار می‌رود زمانی که خطای پیش‌بینی و پراکندگی پیش‌بینی بیشتر شود نقش قابلیت مقایسه صورت‌های مالی در کاهش نوسانات نامتعارف بازده نیز بیشتر باشد.

در این مطالعه کیفیت گزارشگری مالی را که عامل اساسی نوسانات نامتعارف بازده است (راجگوپال و ونکاتاجلام، ۲۰۱۱) به عنوان متغیر دیگر در نظر گرفته شد که ممکن است ارتباط بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و نوسانات نامتعارف بازده را تحت تاثیر قرار دهد. گزارش‌های مالی با کیفیت پایین، سرمایه‌گذار را از ارزیابی عملکرد واقعی شرکت باز می‌دارد. این موضوع باعث افزایش عدم اطمینان بیشتر در مورد عملکرد شرکت خواهد شد و به این صورت نوسانات نامتعارف بازده شکل می‌گیرد (راجگوپال و ونکاتاجلام، ۲۰۱۱). با توجه به اینکه قابلیت مقایسه صورت‌های مالی به سرمایه‌گذاران اجازه می‌دهد تا کیفیت و عملکرد شرکت‌ها را از طریق مقایسه بهتر با شرکت‌های هم‌تا بسنجند، انتظار می‌رود که ارتباط منفی بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و نوسانات نامتعارف بازده زمانی که کیفیت گزارش‌دهی ضعیف است قوی‌تر باشد. بدین منظور از مدل ارائه شده توسط دی فرانکو و همکاران (۲۰۱۱) استفاده گردید که در این مدل سطحی نشان داده می‌شود که در آن شرکت‌هایی با ویژگی‌های اقتصادی مشابه دارای اطلاعات حسابداری و صورت‌های مالی قابل مقایسه‌تری هستند.

<sup>1</sup> Weber

<sup>2</sup> Ball & Brown

<sup>3</sup> Lev

<sup>4</sup> Chen et al.

<sup>5</sup> Barry & Jennings

علاوه بر این، در این پژوهش ارتباط بین ویژگی پیش‌بینی تحلیلگران و نوسانات نامتعارف بازده مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که بین خطای پیش‌بینی تحلیلگران و نوسانات نامتعارف رابطه منفی و معنادار وجود دارد. این نتیجه به این معناست که ارتباط منفی بین قابلیت مقایسه صورتهای مالی و نوسانات نامتعارف بازده زمانی قوی‌تر است که خطای پیش‌بینی تحلیلگر دارای پراکندگی بالا باشد (یعنی محیط اطلاعاتی ضعیف است). در نهایت، نتایج روشن کرد که رابطه بین کیفیت گزارشگری مالی و نوسانات نامتعارف بازده منفی و معنادار است، که حاکی از نقش قوی قابلیت مقایسه صورتهای مالی در کاهش نوسانات نامتعارف بازده در زمانی است که کیفیت گزارشگری مالی ضعیف است. نتایج مطالعه چوی و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۱۸) با نتایج این مطالعه همسو است. آن‌ها در پژوهشی تأثیر قابلیت مقایسه صورتهای مالی را بر ضرایب سود آتی و همزمانی قیمت سهام بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که قابلیت مقایسه می‌تواند اطلاعات قیمت سهام را بهبود بخشد.

این مطالعه از چند جهت به ادبیات حسابداری و مالی کمک می‌کند. اول اینکه به اهمیت اطلاعات حسابداری در تأثیرگذاری بر تصمیم‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها تأکید می‌کند. پژوهش‌های پاستور و ورونسی (۲۰۰۳)؛ راجکوپال و ونکاتاپلام (۲۰۱۱)؛ چن و همکاران (۲۰۱۲) نشان می‌دهد که اطلاعات حسابداری عدم تقارن اطلاعات را کاهش می‌دهد و بنابراین، ناهمگونی دیدگاه سرمایه‌گذاران را در مورد جریان‌های نقدی کارآمد شرکت کاهش می‌دهد و تسهیل می‌کند. علاوه بر این، پژوهش حاضر نشان می‌دهد که قابلیت مقایسه صورتهای مالی می‌تواند نوسانات نامتعارف بازده را کاهش دهد. بدین صورت سودمندی قابلیت مقایسه صورتهای مالی نیز به اثبات خواهد رسید. به عبارت دیگر، قابلیت مقایسه صورتهای مالی از طریق بهبود ارزیابی سرمایه‌گذاران از ریسک، نوسانات نامتعارف بازده را کاهش می‌دهد. ارزیابی ریسک توسط سرمایه‌گذاران در موضوع نوسانات نامتعارف بازده بسیار مهم است تا جایکه مورک و همکاران (۲۰۱۳) ادعا می‌کنند که نوسانات نامتعارف بازده ناشی از ریسک ارزیابی سرمایه‌گذاران حدود ۷۵ درصد از تغییرات بازده سهام را به خود اختصاص می‌دهد. بنابراین با افزایش قابلیت مقایسه صورتهای مالی می‌توان شاهد افزایش اعتماد سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه بود.

### مبانی نظری و توسعه فرضیه‌ها

اصول پذیرفته شده حسابداری (GAAP) به اهمیت قابلیت مقایسه صورتهای تأکید نموده است. بیانیه شماره ۴ هیات اصول حسابداری<sup>۲</sup> نیز در این ارتباط اشاره می‌کند که "هیئت مدیره باید قابلیت مقایسه را جزو مهمترین اهداف حسابداری مالی قرار دهد...". بیانیه مفهومی شماره ۸ هیات استانداردهای حسابداری مالی (۲۰۱۰) قابلیت مقایسه را به عنوان یکی از ویژگی‌های کیفی قلمداد می‌کند که به استفاده‌کنندگان از گزارشات مالی این امکان را می‌دهد که تفاوت‌ها و شباهت‌های بین اقلام گزارش شده در صورتهای مالی را بهتر درک کنند. این بیانیه تأکید می‌کند که تصمیم‌های استفاده‌کنندگان مبتنی بر انتخاب بین راه‌کارها است مانند حفظ یا فروش سرمایه‌گذاری. در نتیجه، اطلاعات مربوط به یک شرکت در صورتی مفیدتر خواهد بود که بتوان آن را با اطلاعات مشابه در مورد سایر شرکت‌ها و یا با اطلاعات مشابه مربوط به همان واحد تجاری برای دوره دیگر مقایسه کرد. بررسی ادبیات پژوهش نشان می‌دهد برآیندهای مثبتی نسبت به نتایج قابلیت مقایسه وجود دارد:

(۱) بهبود در پایداری سود، قابلیت پیش‌بینی بیشتر و کیفیت اقلام تعهدی (پیترسون و همکاران<sup>۳</sup>، ۲۰۱۵).

<sup>1</sup> Choi et al.

<sup>2</sup> Accounting Principle Board (APB)

<sup>3</sup> Peterson et al.

(۲) بهبود در بررسی‌های تحلیل‌گران، کاهش خطای پیش‌بینی تحلیل‌گران و پراکندگی در پیش‌بینی‌ها (دی فرانکو و همکاران، ۲۰۱۱؛ پیترسون و همکاران، ۲۰۱۵).

(۳) هم‌افزایی بیشتر (چن و همکاران، ۲۰۱۸)، کاهش ریسک سقوط قیمت (کیم و همکاران، ۲۰۱۶).

(۴) کاهش عدم اطمینان مشارکت‌کنندگان در بازار بدهی و قیمت‌گذاری ریسک اعتباری شرکت‌ها (کیم و همکاران، ۲۰۱۳).

(۵) کاهش در کم‌قیمت‌گذاری هنگام عرضه‌های فصلی سهام (شین و همکاران<sup>۱</sup>، ۲۰۱۴).

از منظر عوامل تعیین‌کننده قابلیت مقایسه، فرانسیس و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۱۴) دریافتند که سبک حسابرسی (یکی از شرکت‌های BIG4 که همزمان دو شرکت مختلف را حسابرسی می‌کند) می‌تواند قابلیت مقایسه سود گزارش شده را بهبود ببخشد. گونگ و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۱۳) اثر همزمانی سود را بر پیش‌بینی‌های سود توسط مدیریت بررسی کردند و مشخص شد که مدیران زمانی که همزمانی سود شرکت کمتر است به احتمال زیاد پیش‌بینی سود ارائه می‌دهند. از سوی ادبیات پژوهش شواهدی ارائه می‌کند که قابلیت مقایسه صورت‌های مالی می‌تواند موجبات کاهش هزینه‌های تولید، هزینه‌های حسابرسی و هزینه پردازش اطلاعات مالی فراهم سازد. هنگامی که درآمد یک شرکت عمدتاً از طریق عوامل غیرقابل مقایسه خاص شرکت تعیین می‌شود، افراد برون سازمانی متحمل هزینه‌های بیشتری (از نظر زمان یا تلاش بیشتر یا هر دو) برای کشف و پردازش اطلاعات خاص یک شرکت می‌شوند (لیپ و سالتریو<sup>۴</sup>، ۲۰۰۰). کیم و همکاران (۲۰۱۶) استدلال می‌کنند که صورت‌های مالی قابل مقایسه قادر است تا درک و ارزیابی عملکرد شرکت را برای سرمایه‌گذاران آسان‌تر نماید، زیرا هنگام مقایسه عملکرد شرکت با همتایانش، به تعدیل‌ها و محاسبات قضاوتی کمتری با اعداد حسابداری نیاز است. بنابراین، استدلال می‌شود که قابلیت مقایسه صورت‌های مالی تا حد زیادی ریسک اطلاعاتی سرمایه‌گذاران و عدم قطعیت ارزش‌گذاری را کاهش دهد، که به نوبه خود تا حد زیادی موجب نوسانات نامتعارف بازده سهام می‌شود.

ریسک نوسانات نامتعارف بازده سهام منعکس‌کننده نوسانات بازده خاص شرکت است که عمدتاً از اقدامات شرکت و مستقل از حرکت کلی بازار خواهد بود (حیب و همکاران<sup>۵</sup>، ۲۰۱۸). از اینرو در این پژوهش استدلال می‌شود که قابلیت مقایسه بیشتر صورت‌های مالی با افزایش دقت در برآورد بازده شرکت‌ها (یعنی جریان‌های نقدی آتی و بازده) که برای ارزش‌گذاری استفاده می‌شوند، مرتبط است. دلیل این موضوع این است که با توانایی درک بیشتر از مسیر قابلیت مقایسه، سرمایه‌گذاران نه تنها درک بهتری از عملکرد فعلی شرکت به دست می‌آورند بلکه قادر به ارزیابی عدم اطمینان‌های احتمالی مرتبط با عملکرد آتی و نیز جریان‌های نقدی شرکت خواهند بود. با توجه به اینکه قابلیت مقایسه صورت‌های مالی کیفیت اطلاعات را افزایش می‌دهد سرمایه‌گذاران بهتر می‌توانند عملکرد شرکت را درک و ارزیابی کنند، از اینرو ریسک سرمایه‌گذاری از مسیر خطای ارزیابی تحلیل‌گران کاهش می‌یابد.

## فرضیه ۱

بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و نوسانات نامتعارف بازده سهام رابطه معناداری وجود دارد.

ادبیات پیشین نشان می‌دهد که تحلیل‌گران مالی نقش مهمی را در انتشار اطلاعات شرکت‌ها ایفا می‌کنند (بوشان<sup>۶</sup>، ۱۹۸۹).

<sup>1</sup> Shane et al.

<sup>2</sup> Francis et al.

<sup>3</sup> Gong et al.

<sup>4</sup> Lipe and Salterio

<sup>5</sup> Habib et al.

<sup>6</sup> Bhushan

پوتروسکی و رولستون<sup>۱</sup> (۲۰۰۴) ادعا می‌کنند که تحلیل‌گران اطلاعات خاص خود را از طریق پیش‌بینی سود خاص شرکت به بازار مخابره می‌کنند. تحلیل‌گران به طور مداوم اطلاعات شرکت‌ها را دنبال کرده و تجزیه و تحلیل‌های ادراکی خود را انجام می‌دهند (سان و لیو<sup>۲</sup>، ۲۰۱۶). به عنوان مثال، تحلیل‌گران می‌توانند توجه رسانه‌ها را نسبت به فعالیت‌های غیرعادی و یا پیش‌بینی‌های غیرمعمول مدیریت نسبت به سود به خود جلب کنند (یو<sup>۳</sup>، ۲۰۰۸ و سان<sup>۴</sup>، ۲۰۰۹). با توجه به نقش مهم تحلیل‌گران مالی در کسب و انتشار اطلاعات در بازار سرمایه، افزایش خطای پیش‌بینی می‌تواند بر محیط اطلاعاتی تاثیر بگذارد. کوتاری و همکاران (۲۰۱۶) ادعا می‌کنند که خطای پیش‌بینی تحلیل‌گران ممکن است ناطمینانی اطلاعات یا عدم تقارن را به شکل اختلاف نظر در بین تحلیل‌گران را به همراه داشته باشد. بوئن و همکاران<sup>۵</sup> (۲۰۰۸) نشان دادند که پراکندگی در پیش‌بینی تحلیل‌گر، هزینه افزایش سرمایه سهام را بالا می‌برد. مطالعات همچنین نشان داد که خطای پیش‌بینی و پراکندگی پیش‌بینی، نوسانات نامتعارف بازده سهام را افزایش می‌دهد که دلیل آن افزایش اختلاف نظر سرمایه‌گذاران در مورد جریان‌های نقدی و بازده آتی شرکت است (باری و جنینگ<sup>۶</sup>، ۱۹۹۲). بنابراین با توجه به اینکه قابلیت مقایسه صورت‌های مالی هزینه کسب اطلاعات را کاهش می‌دهد و مقدار محتوایی و کیفیت اطلاعات موجود در مورد شرکت را افزایش می‌دهد، می‌توان استدلال کرد که قابلیت مقایسه بیشتر صورت‌های مالی می‌تواند جایگزین محیط اطلاعاتی ضعیف ناشی از خطای پیش‌بینی بیشتر و پراکندگی پیش‌بینی شود. بنابراین:

## فرضیه ۲

خطای پیش‌بینی تحلیل‌گران نقش تعدیل‌گر در رابطه بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و کاهش نوسانات نامتعارف بازده سهام ایفا می‌کند.

بعد دیگر محیط اطلاعاتی کیفیت گزارشگری مالی است که می‌تواند بر رابطه بین قابلیت مقایسه و نوسانات نامتعارف بازده سهام تاثیر بگذارد. کیفیت بالای گزارشگری مالی می‌تواند از مسیر کاهش عدم تقارن اطلاعاتی نقش بسزایی در کاهش نوسانات بازده ایفا کند (ایزلی و اوهارا<sup>۷</sup>، ۲۰۰۴). سود یک متغیر با اهمیت محسوب می‌شود که همواره توسط سرمایه‌گذاران رصد می‌شود. بنابراین اگر شرکت جریان اطلاعاتی سود به بازار را از طریق دستکاری اقلام تعهدی مدیریت کند، ریسک اطلاعاتی حاصل می‌تواند به طور بالقوه بر ادراک سرمایه‌گذاران از سودآوری شرکت تاثیر بگذارد و به این شکل نوسانات نامتعارف بازده سهام افزایش می‌یابد (راجگوپال و ونکاتچلام، ۲۰۱۱). همانطور که بیان شد، قابلیت مقایسه صورت‌های مالی فرصتی را برای جمع‌آوری اطلاعات بیشتر در مورد یک شرکت با تجزیه و تحلیل شرکت‌های همتای مشابه آن فراهم می‌کند، بنابراین، منافع مدیران را که سعی در مبهم کردن عملکرد واقعی دارند کاهش می‌دهد (کیم و همکاران، ۲۰۱۶). بنابراین، قابلیت مقایسه صورت‌های مالی، محیط اطلاعاتی و شفافیت شرکت را بهبود می‌بخشد، که به نوبه خود، عدم اطمینان سرمایه‌گذاران را در مورد جریان نقدی و بازده کاهش داده و در نتیجه نوسانات نامتعارف بازده سهام را کاهش می‌دهد. بنابراین، صورت‌های مالی قابل مقایسه‌تر می‌توانند جایگزین محیط‌های اطلاعاتی ضعیف ناشی از کیفیت ضعیف گزارشگری مالی شوند. از این‌رو فرضیه زیر تدوین می‌گردد:

**فرضیه ۳:** کیفیت گزارشگری مالی نقش تعدیل‌گر در رابطه بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و کاهش نوسانات نامتعارف بازده سهام دارد.

<sup>1</sup> Piotroski and Roulstone

<sup>2</sup> Sun & Liu

<sup>3</sup> Yu

<sup>4</sup> Sun

<sup>5</sup> Bowen et al.

<sup>6</sup> Barry & Jennings

<sup>7</sup> Easley & O'Hara

## روش پژوهش

این مطالعه از بُعد طبقه‌بندی پژوهش بر مبنای هدف، کاربردی و از بُعد طبقه‌بندی بر حسب روش، توصیفی و از میان انواع پژوهش‌های توصیفی، از نوع همبستگی محسوب می‌شود. رویکرد تحقیق پس‌رویدادی یعنی استفاده از داده‌های رویدادهای گذشته می‌باشد. به جهت آزمون فرضیه‌ها، از تحلیل همبستگی و رگرسیون چند متغیره استفاده شده است. جامعه مورد آزمون در این پژوهش شامل تمام شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۸ که اطلاعات آن‌ها در دسترس است می‌باشد. همچنین موسسات مالی و سرمایه‌گذاری به دلیل تفاوت‌های موجود در تهیه گزارشات مالی، شرکت‌هایی که سال مالی متفاوتی نسبت به سال شمسی دارند و شرکت‌هایی که در دوره پژوهش وقفه معاملاتی بیش از شش ماه داشته‌اند از جامعه حذف گردیدند تا نمونه پژوهش شکل گیرد. در نهایت ۷۶ شرکت (۵۳۲ سال-مشاهده) انتخاب و مورد بررسی قرار گرفت.

## متغیرهای پژوهش

### متغیر نوسانات نامتعارف بازده سهام (IRV)

در این مطالعه به منظور سنجش متغیر نوسانات نامتعارف بازده سهام از دو روش مدل بازار و مدل فاما و فرنچ استفاده می‌شود.

**(الف) مدل بازار (IRV\_MKT):** در این روش نوسانات نامتعارف بازده از رابطه زیر بدست می‌آید:

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i(R_{m,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad i = 1, \dots, N \text{ and } t = 1, \dots, T \quad (1) \text{ رابطه}$$

در رابطه بالا  $R_{i,t}$  بازده سهام شرکت  $i$  در روز  $t$  و  $R_{m,t}$  بازده روزانه میانگین شاخص موزون بازار می‌باشد.  $\alpha_i$  عرض از مبدا و  $\beta_i$  شیب خط که ریسک سیستماتیک را نشان می‌دهد.  $\varepsilon_{i,t}$  نیز باقیمانده مدل است که انحراف معیار آن مقیاسی برای نوسانات نامتعارف بازده سالانه می‌باشد.

**(ب) مدل فاما و فرنچ (IRV\_F&F):** برای محاسبه نوسانات نامتعارف بازده در این روش از مدل فاما و فرنچ (۱۹۹۳) به صورت زیر استفاده می‌شود:

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + \gamma_i \text{SMB}_i + \varphi_i \text{HML}_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2) \text{ رابطه}$$

در رابطه (۲)  $\text{HML}_t$  و  $\text{SMB}_t$  به ترتیب صرف اندازه (کوچک منهای بزرگ) و صرف ارزش (زیاد منهای کم) است.

### متغیر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی (IRV)

برای اندازه‌گیری متغیر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی از مدل دی‌فرانکو و همکاران (۲۰۱۱) استفاده گردید. دی‌فرانکو و همکاران (۲۰۱۱) معتقدند اگر دو شرکت دارای یک سیستم حسابداری مشابه باشند، صورت‌های مالی قابل مقایسه تولید می‌کنند. معیار قابلیت مقایسه صورت‌های مالی به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\text{Financial statements}_i = f_i(\text{Economic events}_i) \quad (3) \text{ رابطه}$$

در رابطه بالا  $f_i$  پدیده‌های اقتصادی شرکت  $i$  را به تصویر می‌کشد. رابطه (۳) نشان می‌دهد دو شرکت وقتی دارای دو سیستم حسابداری قابل مقایسه‌اند که صورت‌های مالی مشابه‌ای را ایجاد کنند. همانند پژوهش دی‌فرانکو و همکاران (۲۰۱۱) از بازده سهام به عنوان شاخصی برای اثر خالص رویدادهای اقتصادی بر صورت‌های مالی شرکت و نیز از سود به عنوان شاخصی برای به تصویر کشیدن نتیجه سیستم حسابداری (یعنی صورت‌های مالی) بهره گرفته شد. تابع انگاشت زیر برای هر شرکت برآورد می‌شود. در این رابطه، متغیر وابسته سود خالص هر سال به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام ابتدای دوره و متغیر مستقل بازده قیمت سهام همان دوره است.

$$\text{Earnings}_{it} = a_0 + \beta_0 \text{Return}_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطه (۴)}$$

به منظور نزدیک کردن توابع دو شرکت از تابع حسابداری برآورد شده و برای برآورد سود فرض می‌شود دو شرکت بازده یکسانی دارند.

$$E(\text{Earnings})_{iit} = a_i + \beta_i \text{Return}_{it} \quad \text{رابطه (۵)}$$

$$E(\text{Earnings})_{ijt} = a_j + \beta_j \text{Return}_{it} \quad \text{رابطه (۶)}$$

در رابطه‌های بالا  $E(\text{Earnings})_{iit}$  سود مورد شرکت  $i$  از طریق تأثیرپذیری رویدادهای اقتصادی مشابه‌اش که در اینجا  $\text{Return}_{it}$  است. برای به دست آوردن تفاوت بازده‌های مورد انتظار شرکت‌های  $i$  و  $j$  یعنی قابلیت مقایسه بین آن‌ها از رابطه (۷) استفاده می‌شود.

$$\text{FSC}_{ijt} = -\frac{1}{6} \sum_{t-5}^t |E(\text{Earnings})_{iit} - E(\text{Earnings})_{ijt}| \quad \text{رابطه (۷)}$$

مقدار به دست آمده از رابطه (۷) عددی منفی است و ارزش بیشتر (منفی کمتر) در آن نشان‌دهنده قابلیت مقایسه صورت-های مالی بیشتر می‌باشد.

### مدل‌های پژوهش

برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از رابطه‌های (۸)، (۹) و (۱۰) استفاده شده است.

رابطه (۸)

$$\text{IRV}_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{COMP}_{it} + \gamma_2 \text{FRQ}_{it} + \gamma_3 \text{SIZE}_{it} + \gamma_4 \text{LEV}_{it} + \gamma_5 \text{MTB}_{it} + \gamma_6 \text{ROA}_{it} + \gamma_7 \text{SD\_CF}_{it} + \gamma_8 \text{AGE}_{it} + \gamma_9 \text{DIV}_{it} + \varepsilon$$

رابطه (۹)

$$\text{IRV}_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{COMP}_{it} + \gamma_2 \text{ERROR}_{it} + \gamma_3 \text{COMP}_{it} * \text{ERROR}_{it} + \gamma_4 \text{FRQ}_{it} + \gamma_5 \text{SIZE}_{it} + \gamma_6 \text{LEV}_{it} + \gamma_7 \text{MTB}_{it} + \gamma_8 \text{ROA}_{it} + \gamma_9 \text{SD\_CF}_{it} + \gamma_{10} \text{AGE}_{it} + \gamma_{11} \text{DIV}_{it} + \varepsilon$$

رابطه (۱۰)

$$\text{IRV}_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{COMP}_{it} + \gamma_2 \text{FRQ}_{it} + \gamma_3 \text{COMP}_{it} * \text{FRQ}_{it} + \gamma_4 \text{SIZE}_{it} + \gamma_5 \text{LEV}_{it} + \gamma_6 \text{MTB}_{it} + \gamma_7 \text{ROA}_{it} + \gamma_8 \text{SD\_CF}_{it} + \gamma_9 \text{AGE}_{it} + \gamma_{10} \text{DIV}_{it} + \varepsilon$$

در رابطه‌های بالا،  $\text{IRV}$  نوسانات نامتعارف بازده است که بر اساس مدل‌های بازار و نیز فاما و فرنچ محاسبه می‌شود.  $\text{COMP}$  قابلیت مقایسه صورت‌های مالی است که در این پژوهش از مدل دی‌فرانکو و همکاران به دست می‌آید. راجگوپال و ونکاتاجلام (۲۰۱۱) نشان داد که کیفیت گزارشگری مالی ( $\text{FRQ}$ ) با نوسانات نامتعارف بازده مرتبط است. برای ارزیابی کیفیت گزارشگری مالی از مدل کوتاری و همکاران (۲۰۰۵) و از قدر مطلق اقلام تعهدی استفاده می‌شود به شکلی که مقدار کمتر بیانگر کیفیت گزارشگری مالی بهتر است. خطای پیش‌بینی سود مدیریت ( $\text{ERROR}$ ) از طریق شاخص قدر مطلق درصد خطا در پیش‌بینی سود مدیریت محاسبه شده است. شرکت‌های بزرگ برای فرار از ورشکستگی مایلند کسب‌وکارهای خود را با کارایی بیشتری در پیش گیرند (تیتمن و وسلز، ۱۹۸۸). بنابراین، این شرکت‌ها نوسان بازده کمتری را تجربه می‌کنند (پاستور و ورونسی، ۲۰۰۳). از این رو، اندازه شرکت ( $\text{size}$ ) یعنی لگاریتم طبیعی مجموع دارایی‌ها را باید در مدل رگرسیونی کنترل نمود. راجگوپال و ونکاتاجلام (۲۰۱۱) پیشنهاد می‌کنند که اهرم ( $\text{Lev}$ ) ریسک سهامداران را در ارتباط با جریان‌های نقدی شرکت افزایش می‌دهد، که نشان‌دهنده رابطه مثبت بین نوسانات بازده سهام

<sup>1</sup> Titman and Wessels



و اهرم مالی است. اهرم مالی از تقسیم مجموع بدهی‌ها به مجموع دارایی‌ها به دست می‌آید. در پژوهش حاضر برای بررسی رشد شرکت از نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری (MTB) استفاده شده است. مطالعاتی چون پاستور و ورونسی (۳۰۰۳) و راجگوپال و ونکاتچالم (۲۰۱۱) ادعا می‌کنند که کاهش در سود و افزایش در نوسانات سود، رشدی را در نوسانات نامتعارف بازده ایجاد خواهد کرد. بنابراین این متغیر در مدل کنترل می‌شود. براون و کاپادیا<sup>۱</sup> (۲۰۰۷) نسبت پرداخت سود سهام را با نوسانات نامتعارف بازده در بازار بورس نیویورک بررسی کردند. از این‌رو، متغیر (DIV) که از طریق سود پرداخت شده به سهامداران عادی تقسیم بر سود عملیاتی محاسبه می‌شود به عنوان متغیر کنترلی وارد مدل گردید. همچنین پژوهش آن‌ها استدلال می‌کند که سودآوری بالا و نوسانات پایین در سود می‌تواند توانایی شرکت‌ها را در کاهش بی‌ثباتی مالی و به تبع آن کاهش ریسک نوسانات نامتعارف بهبود بخشد. با این منطبق در مدل پژوهش حاضر متغیر سودآوری (ROA) یعنی نسبت سود عملیاتی به متوسط مجموع دارایی‌ها به عنوان متغیر کنترل لحاظ گردید. کائو و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۰۸) معتقدند که جریان‌های نقدی آتی شرکت‌های جوان‌تر نامطمئن‌تر از جریان‌های نقدی شرکت‌های قدیمی‌تر است، که نشان می‌دهد سن شرکت (AGE) بر نوسانات خاص شرکت تأثیر می‌گذارد و با این منطبق این متغیر به عنوان کنترل وارد مدل شد. متغیر سن شرکت از لگاریتم طبیعی تعداد سال‌های فعالیت شرکت سنجش شده است.

### تجزیه و تحلیل داده‌ها

نتایج آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول (۱) نشان داده شده است. همانطور که مشاهده می‌شود میانگین و میانه متغیر نوسانات نامتعارف بازده در مدل بازار به ترتیب ۰/۰۱۸ و ۰/۰۶۹ و در مدل فاما و فرنچ به ترتیب ۰/۰۱۷ و ۰/۰۵۳ می‌باشد. بنابراین می‌توان بیان نمود که متغیر نوسانات نامتعارف بازده دارای توزیع متقارن می‌باشد.

جدول (۱): آمار توصیفی متغیرها

نام متغیر	IRV_MKT	IRV_F&F	COMP	ERROR	FRQ	SIZE
میانگین	۰/۰۱۸۸۵۲	۰/۰۱۷۱۸۶	-۰/۰۶۲۵۳۶	۰/۰۴۱۷۹۹	۰/۰۶۸۳۸۳	۱۴/۴۳۱۱۹
میانه	۰/۰۶۹۸۵۲	۰/۰۵۳۰۲۹	-۰/۰۴۶۴۶۲	۰/۰۸۱۳۲۶	۰/۰۴۰۱۴۸	۱۲/۳۵۸۴۱
بیشترین مقدار	۰/۵۷۵۹۴۶	۰/۵۲۹۲۲۸	-۰/۰۰۰۳۵۲	۰/۹۷۴۶۸۴	۰/۲۰۹۵۳۸	۱۹/۵۲۹۷۰
کمترین مقدار	-۰/۱۸۹۶۱۷	-۰/۲۴۶۵۳۹	-۰/۳۰۹۸۵۹	۰/۰۰۲۰۷۳	-۰/۲۱۰۰۰۰	۶/۸۳۸۵۶۱
انحراف معیار	۰/۱۵۲۲۹۲	۰/۱۴۴۷۵۳	۰/۰۵۶۰۸۹	۰/۶۸۲۸۹۶	۰/۰۸۱۶۲۷	۱/۲۷۵۷۸۵
نام متغیر	LEV	MTB	ROA	ST_CF	AGE	DIV
میانگین	۰/۵۸۲۷۰۴	۱/۶۱۰۹۹۸	۰/۱۴۴۹۲۷	۲۷۲۳۴۸/۶	۲۱/۶۳۶۹۴	۰/۳۵۵۱۰۵
میانه	۰/۵۹۱۲۸۳	۱/۲۳۱۵۲۰	۰/۱۱۵۷۱۲	۱۰۵۳۷۲/۷	۲۶/۰۰۰۰۰	۰/۱۷۹۸۰۳
بیشترین مقدار	۱/۰۸۷۵۲۹	۶/۹۶۳۹۸۷	۰/۵۶۴۳۲۰	۳۴۰۳۴۸۳	۵۸/۰۰۰۰۰	۳/۸۷۹۰۸۷
کمترین مقدار	۰/۰۶۱۰۶۳	۰/۰۰۰۰۰۰	-۰/۲۵۱۹۵۷	۳۶۰۷/۱۴۶	۱۳/۰۰۰۰۰	-۱/۵۰۵۱۸۳
انحراف معیار	۰/۱۹۸۰۵۰	۱/۲۱۱۰۲۵	۰/۱۴۷۱۳۷	۴۸۶۵۸۵/۵	۱۳/۶۲۲۵۵	۰/۵۶۳۶۳۱

با توجه به اینکه مقادیر میانگین و میانه متغیرهای پژوهش نزدیک به هم هستند می‌توان نتیجه گرفت که متغیرها از توزیع مناسبی برخوردارند. نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای پژوهش در جدول (۲) آمده است. این آزمون مانایی داده‌ها بررسی می‌کند. درواقع مانایی سری داده‌ها تأثیر بسزایی بر روی رفتار و ویژگی آن‌ها دارد. به عبارت دیگر اگر متغیرهای

<sup>1</sup> Brown & Kapadia

<sup>2</sup> Cao et al.

مورد استفاده در تخمین مدل مانا نباشند از یک سو احتمال دارد به طور کاذب هیچگونه رابطه منطقی بین متغیرهای مستقل و وابسته وجود نداشته باشد و از سوی دیگر ضریب تعیین به شکلی کاذب بالا رود و موجب گمراهی در تفسیر شود.

جدول (۲): نتایج آزمون مانایی به روش لوین، لین و چاو

DIV	ST_CF	ROA	MTB	LEV	SIZE	FRQ	ERROR	COMP	IRV_F&F	IRV_MKT	
-۲۱/۱۸	-۱۱/۲۸	-۷/۲۵	-۲/۲۹	-۱۵/۰۲	-۵/۵۸	-۱۱/۲۴	-۳۰/۵۹	-۲۰/۸۸	-۱۵/۶۳	-۳۰/۸۱	مقدار آماره
۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	مقدار احتمال

از فروض اصلی رگرسیون عدم وجود هم خطی بین متغیرهای توضیحی در مدل است که این موضوع با محاسبه ماتریس همبستگی به صورت جدول (۳) کنترل گردید.

جدول (۳): نتایج ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش

۱۰	۹	۸	۷	۶	۵	۴	۳	۲	۱	ضریب همبستگی	
										مقدار احتمال	معنی داری
									۱	COMP	۱
									--		
								۱	-۰/۱۶۱۶	ERROR	۲
								--	۰/۰۰۳۴		
							۱	-۰/۰۰۴۳	-۰/۰۷۸۲	FRQ	۳
							--	۰/۹۳۷۸	۰/۱۵۸۷		
						۱	۰/۳۱۵۷	-۰/۰۳۰۹	۰/۰۲۸۵	SIZE	۴
						--	۰/۰۰۰۰	۰/۵۷۷۱	۰/۶۰۷۹		
					۱	-۰/۱۳۶۸	-۰/۳۴۹۰	-۰/۰۸۱۲	۰/۱۰۶۸	LEV	۵
					--	۰/۰۱۳۴	۰/۰۰۰۰	۰/۱۴۳۳	۰/۰۵۴۱		
				۱	-۰/۴۱۸۷	۰/۳۳۲۵	۰/۲۱۵۱	-۰/۰۰۹۵	-۰/۰۸۴۹	MTB	۶
				--	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۱	۰/۸۶۳۲	۰/۱۲۶۱		
			۱	۰/۳۹۰۲	-۰/۴۴۴۰	۰/۴۸۸۳	۰/۳۶۲۴	۰/۰۸۲۲	-۰/۰۷۰۱	ROA	۷
			--	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۱۳۸۵	۰/۲۰۶۶		
		۱	۰/۱۷۱۵	-۰/۰۸۰۹	۰/۰۲۸۰	۰/۴۱۲۰	۰/۱۵۵۸	۰/۰۵۰۱	-۰/۰۲۱۵	ST_CF	۸
		--	۰/۰۰۱۹	۰/۱۴۴۶	۰/۶۱۳۳	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۴۸	۰/۳۶۷۱	۰/۶۹۷۸		
	۱	۰/۰۷۷۸	۰/۰۹۸۵	۰/۲۰۱۰	-۰/۱۲۱۷	۰/۱۸۱۷۵	۰/۲۶۰۰	۰/۰۲۵۲	-۰/۰۸۵۱	AGE	۹
	--	۰/۱۶۰۹	۰/۰۷۵۵	۰/۰۰۰۳	۰/۰۲۸۰	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۰۰	۰/۶۴۹۳	۰/۱۲۵۱		
۱	۰/۰۱۱۶	۰/۰۹۳۳	۰/۰۹۰۳	-۰/۰۲۸۸	-۰/۱۵۴۳	۰/۰۶۷۳	-۰/۰۱۳۷۵	-۰/۰۸۰۰	-۰/۰۵۷۴	DIV	۱۰
--	۰/۸۳۴۱	۰/۰۹۲۴	۰/۰۱۰۳۶	۰/۶۰۳۶	۰/۰۰۵۲	۰/۲۲۵۴	۰/۸۰۴۶	۰/۱۴۹۵	۰/۳۰۱۰		

در جدول (۳) مقادیر همبستگی دو به دو تمام متغیرهای توضیحی پژوهش آمده است. عدد بالا میزان همبستگی و عدد پایین آن مقدار احتمال معنی داری می باشد. با توجه به اینکه همبستگی بین متغیرها کمتر از ۰/۷ است می توان استنباط نمود که از بابت همخطی بین متغیرها مساله ای وجود ندارد.

جدول (۴) نتایج آزمون های ترکیب پذیری (اف-لیمر) مدل های پژوهش را نشان می دهد.

جدول (۴): نتایج آزمون اف-لیمر مدل های پژوهش

نتیجه	IRV_F&F		نتیجه	IRV_MKT		مدل
	Sig.	آماره t		Sig.	آماره t	

pooled	۰/۰۹۴	۰/۷۶	Pooled	۰/۰۹۸	۰/۵۲	(۱)
	۰/۰۶۵	۰/۹۱		۰/۰۷۵	۰/۶۴	(۲)
	۰/۰۹۲	۰/۷۳		۰/۰۹۸	۰/۵۳	(۳)

با توجه به اینکه سطح معناداری هر سه مدل بیشتر از ۵ درصد است فرض صفر مبنی بر وجود رگرسیون تجمیعی رد نمی‌شود. از این‌رو، استنباط می‌شود که رگرسیون بدون وجود اثرات ثابت یا تصادفی مورد استفاده قرار گیرد.

**جدول (۵): نتایج رگرسیون فرضیه‌های اول و دوم پژوهش**

فرضیه (۲) - IRV_F&F			فرضیه (۲) - IRV_MKT			فرضیه (۱) - IRV_F&F			فرضیه (۱) - IRV_MKT			متغیر
VIF	Sig.	ضریب	VIF	Sig.	ضریب	VIF	Sig.	ضریب	VIF	Sig.	ضریب	
۲/۰۵۹	۰/۰۰۰	-۰/۵۸۴	۲/۵۶۲	۰/۰۲۷	-۰/۱۷۰	۳/۱۵۸	۰/۰۸۵	-۰/۱۳۹	۳/۷۶۹	۰/۰۵۵	-۰/۳۵۴	Comp
۱/۳۵۵	۰/۰۳۸	-۰/۰۰۶	۳/۱۱۴	۰/۰۳۵	-۰/۰۰۲	۳/۴۶۳	۰/۰۳۳	-۰/۰۲۷	۲/۱۵۲	۰/۰۲۵	-۰/۰۸۱	FRQ
۳/۳۶۷	۰/۰۲۶	۰/۰۴۳	۳/۱۹۶	۰/۰۳۹	۰/۰۲۱	-	-	-	-	-	-	Error
۴/۹۸۰	۰/۰۲۴	-۰/۲۷۸	۴/۰۱۲	۰/۰۴۵	-۰/۰۱۳	-	-	-	-	-	-	Comp*Error
۲/۶۰۲	۰/۰۱۸	-۰/۰۲۸	۲/۸۱۲	۰/۱۷۲	۰/۰۵۱	۲/۸۷۸	۰/۱۵۸	۰/۰۰۱	۲/۱۰۶	۰/۱۲۸	۰/۰۱۹	Size
۱/۵۴۲	۰/۰۸۱	-۰/۰۰۱	۱/۱۵۲	۰/۰۷۷	-۰/۰۷۲	۴/۰۰۱	۰/۰۶۵	-۰/۰۳۹	۴/۱۱۱	۰/۰۵۵	-۰/۰۳۰	Lev
۱/۵۷۸	۰/۰۰۶	-۰/۰۲۱	۲/۳۶۲	۰/۰۵۵	۰/۰۲۸	۳/۰۲۱	۰/۰۹۲	۰/۰۰۹	۲/۶۳۲	۰/۰۶۵	۰/۰۱۵	MTB
۱/۷۱۲	۰/۰۱۲	۰/۳۱۲	۴/۲۶۱	۰/۶۴۵	۰/۰۲۲	۲/۸۹۷	۰/۴۲۸	-۰/۰۳۹	۳/۵۲۱	۰/۱۹۲	۰/۱۲۸	ROA
۱/۹۶۰	۰/۰۹۷	-۹ -۳,۳E	۱/۹۸۵	۰/۰۸۷	-۷ -۱,۶E	۲/۹۵۸	۰/۰۶۸	-۵ -۵,۸E	۱/۹۶۲	۰/۰۵۷	-۷ -۹,۴E	Sd_CF
۱/۱۱۰	۰/۰۴۰	-۰/۰۰۹	۲/۱۸۶	۰/۰۵۵	-۰/۰۰۱	۲/۸۸۲	۰/۰۰۶	-۰/۰۰۱	۲/۵۶۲	۰/۰۰۷	-۰/۰۰۴	Age
۱/۰۷۴	۰/۰۱۷	-۰/۰۳۰	۲/۵۸۰	۰/۰۴۷	-۰/۰۲۴	۳/۱۱۱	۰/۰۰۰	-۰/۰۳۷	۳/۰۷۵	۰/۰۴۱	-۰/۰۲۰	DIV
NA	۰/۰۲۴	۰/۰۷۵	NA	۰/۰۰۰	۰/۰۶۳	NA	۰/۰۶۵	-۰/۰۸۶	NA	۰/۰۲۷	۰/۰۵۵	C
۰/۳۸۶			۰/۱۶۲			۰/۲۵۵			۰/۱۴۶			R <sup>2</sup>
۰/۳۵۴			۰/۱۲۹			۰/۲۳۲			۰/۱۲۴			Adj. R <sup>2</sup>
۱۴/۸۳			۱۸/۷۸۱			۲۲/۳۲۴			۱۶/۵۴۱			F-Stat.
۰/۰۰۰			۰/۰۰۴			۰/۰۱۵			۰/۰۰۰			Sig.

جدول (۵) نشان می‌دهد که فرضیه اول پژوهش در مدل بازار و نیز مدل فاما و فرنچ در سطح اطمینان ۹۰ درصد تایید می‌گردد. به عبارت دیگر بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و نوسانات نامتعارف بازده سهام رابطه منفی و معنادار وجود دارد. بنابراین می‌توان استنباط نمود با کاهش قابلیت مقایسه انتظار می‌رود نوسانات نامتعارف بازده افزایش یابد. همانطور که مشاهده می‌شود فرضیه دوم نیز مورد تایید قرار گرفت. به عبارت دیگر خطای پیش‌بینی تحلیلگران با اطمینان ۹۵ درصد می‌تواند رابطه بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و نوسانات نامتعارف بازده سهام را دستخوش تغییر قرار دهد. جدول (۶) نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم را نشان می‌دهد.

**جدول (۶): نتایج رگرسیون فرضیه سوم پژوهش**

فرضیه (۱) - IRV_F&F			فرضیه (۱) - IRV_MKT			متغیر
VIF	Sig.	ضریب	VIF	Sig.	ضریب	
۳/۱۵۱	۰/۰۲۵	-۰/۲۱۳	۱/۰۳۴	۰/۰۰۰	-۰/۴۸۰	Comp
۲/۵۶۲	۰/۰۲۹	-۰/۱۶۸	۲/۶۹۸	۰/۰۰۰	-۰/۳۷۹	FRQ
۳/۴۴۱	۰/۰۳۵	-۲/۳۵۸	۲/۳۴۶	۰/۰۰۰	-۴/۱۰	Comp*FRQ
۳/۷۹۱	۰/۴۱۷	-۰/۰۰۵	۲/۶۷۵	۰/۲۱۳	-۰/۰۱۸	Size
۲/۳۸۷	۰/۴۱۰	-۰/۰۲۸	۱/۵۱۸	۰/۰۷۳	-۰/۰۳۸	Lev
۲/۳۲۱	۰/۰۲۸	۰/۰۰۴	۱/۵۷۲	۰/۰۸۴	-۰/۰۱۷	MTB

۱/۹۲۰	۰/۳۷۴	۰/۰۴۲	۱/۶۶۴	۰/۱۷۷	۰/۱۰۶	ROA
۱/۹۲۳	۰/۰۸۱	-۱۰ ۳/۴E	۲/۰۲۲	۰/۰۹۴	-۹ -۵,۰E	Sd_CF
۲/۲۵۸	۰/۰۱۶	-۰/۰۰۱	۱/۱۰۴	۰/۰۵	-۰/۰۰۱	Age
۳/۳۶۵	۰/۰۱۹	-۰/۰۲۴	۱/۰۶۲	۰/۰۳۱	-۰/۰۱۴	DIV
NA	۰/۰۳۴	۰/۱۶۹	NA	۰/۰۱۰	۰/۵۳۲	C
۰/۲۵۱			۰/۲۰۷			R <sup>2</sup>
۰/۲۲۴			۰/۱۸۴			Adj. R <sup>2</sup>
۱۹/۳۲			۱۳/۹۶			F-Stat.
۰/۰۰۳			۰/۰۰۰			Sig.

نتایج مندرج در جدول (۶) نشان می‌دهد که کیفیت گزارشگری مالی می‌تواند نقش تعدیلگر را بر رابطه بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و نوسانات نامتعارف بازده سهام ایفا کند. بنابراین فرضیه سوم پژوهش تایید می‌گردد.

### بحث و نتیجه‌گیری

نوسانات نامتعارف بازده سهام از موضوعات با اهمیت در حوزه مدیریت پرتفوی، استراتژی تنوع‌بخشی دارایی‌های مالی، خط‌مشی‌های پاداش مدیران، ارزیابی اختیار خرید سهام و غیره است. بنابراین، درک علل و پیامدهای این ریسک خاص شرکت بسیار با اهمیت است. هدف اصلی این پژوهش بررسی تاثیر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی بر نوسانات نامتعارف بازده می‌باشد. ویژگی قابلیت مقایسه صورت‌های مالی به سرمایه‌گذاران اجازه می‌دهد تا با مقایسه یک شرکت خاص با سایر شرکت‌های هم‌تایش، جریان نقدی و عملکرد شرکت را با دقت بیشتری درک و ارزیابی کنند، بنابراین می‌توان استنباط نمود که قابلیت مقایسه صورت‌های مالی، ریسک اطلاعات و نیز ارزش‌گذاری شرکت را تحت تاثیر قرار داده و در نتیجه نوسانات نامتعارف بازده را کاهش می‌دهد. نتایج همچنین نشان داد زمانی که محیط اطلاعاتی ضعیف است یعنی خطای پیش‌بینی تحلیل‌گران دارای پراکندگی بالا است و یا کیفیت گزارشگری مالی پایین می‌باشد نقش قابلیت مقایسه صورت‌های مالی در کاهش نوسانات نامتعارف بازده ملموس‌تر خواهد بود. این نتیجه ناشی از این موضوع است که هر چه قابلیت مقایسه بیشتر شود می‌توان انتظار داشت که دقت در برآورد بازده‌های آتی شرکت بهبود یابد لذا تاثیر مطلوبی بر ارزش‌گذاری شرکت ایجاد می‌شود. سرمایه‌گذاران نیز توانایی بیشتری در درک از عملکرد فعلی بواسطه قابلیت مقایسه پیدا نموده و می‌توانند عدم اطمینان‌های مرتبط با عملکرد آتی و جریان‌های نقدی شرکت را بهتر ارزیابی کنند.

نتایج پژوهش نشان داد که خطای پیش‌بینی تحلیل‌گران می‌تواند نقش تعدیلگری در رابطه بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و کاهش نوسانات نامتعارف بازده داشته باشد. بنابراین نمی‌توان نقش پررنگ تحلیل‌گران را در انتشار اطلاعات کتمان نمود. از این‌رو می‌توان نتیجه گرفت که تحلیل‌گران همواره با رصد کردن شرکت تحلیل‌های ادراکی خود را در مورد اطلاعات خاص شرکت به بازار مخابره می‌کنند و مشارکت‌کنندگان در بازارها را نسبت به فعالیت‌های غیرعادی نسبت به سود مطلع می‌سازند. به این شکل پر واضح است که می‌توانند به راحتی بر محیط پیرامون شرکت تاثیر بگذارند و نااطمینانی اطلاعات و عدم تقارن اطلاعات را کاهش دهند.

در نهایت نتایج نشان داد که کیفیت گزارشگری مالی نقش تعدیل‌کننده بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و کاهش نوسانات نامتعارف بازده سهام دارد. کیفیت بالای گزارشگری مالی موجب کاهش عدم تقارن اطلاعاتی می‌شود که در نهایت کاهش نوسانات بازده را به همراه دارد. مدیریت سود موجب انحراف ادراک سرمایه‌گذاران از سودآوری شرکت می‌شود که می‌تواند نوسانات نامتعارف بازده سهام را افزایش دهد. قابلیت مقایسه صورت‌های مالی موجب بهبود محیط

اطلاعاتی و افزایش شفافیت شده و عدم اطمینان سرمایه‌گذاران از بازده و جریان‌های نقدی آتی شرکت را کاهش و بواسطه آن نوسانات نامتعارف بازده سهام نیز کاهش می‌یابد.

## منابع

- ✓ جهانبخش، امید، فروغی، داریوش، (۱۳۹۹)، تاثیر قابل مقایسه بودن صورتهای مالی بر نوسان‌های ویژه بازده سهام با در نظر گرفتن نقش خطای پیش‌بینی سود، رویکردهای پژوهشی نوین در مدیریت و حسابداری، دوره ۵، شماره ۳۵، صص ۱-۱۵.
- ✓ میرزمانی، هانیه، رضائی، فرزین، (۱۳۹۷)، تاثیر قابلیت مقایسه صورتهای مالی بر روی مدیریت سود تعهدی و واقعی، فصلنامه مطالعات مدیریت و حسابداری، دوره ۴، شماره ۱، صص ۹۰-۱۰۲.
- ✓ Ball, R., and P. Brown (1968), 'An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers', *Journal of Accounting Research*, 6, 159-78.
- ✓ Barry, C. B., and R. H. Jennings (1992), 'Information and Diversity of Analyst Opinion', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27, 169-83.
- ✓ Barry, C. B., and R. H. Jennings (1992), 'Information and Diversity of Analyst Opinion', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27, 169-83.
- ✓ Bhushan, R. (1989), 'Firm Characteristics and Analyst Following', *Journal of Accounting and Economics*, 11, 255-74.
- ✓ Bowen, R. M., X. Chen, and Q. Cheng (2008), 'Analyst Coverage and the Cost of Raising Equity Capital: Evidence from Underpricing of Seasoned Equity Offerings', *Contemporary Accounting Research*, 25, 657-700.
- ✓ Brown, G., and N. Kapadia (2007), 'Firm-Specific Risk and Equity Market Development', *Journal of Financial Economics*, 84, 358-88.
- ✓ Cao, C., T. Simin, and J. Zhao (2008), 'Can Growth Options Explain the Trend in Idiosyncratic Risk?', *Review of Financial Studies*, 21, 2599-633.
- ✓ Chen, C. W. et al. (2018), 'Financial Statement Comparability and the Efficiency of Acquisition Decisions', *Contemporary Accounting Research*, 35, 164-202.
- ✓ Chen, C. X., H. Lu, and T. Sougiannis (2012b), 'The Agency Problem, Corporate Governance, and the Asymmetrical Behavior of Selling, General, and Administrative Costs', *Contemporary Accounting Research*, 29, 252-82.
- ✓ Chen, C., A. G. Huang, and R. Jha (2012a), 'Idiosyncratic Return Volatility and the Information Quality Underlying Managerial Discretion', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 47, 873-99.
- ✓ Choi, J. H. et al. (2018), 'Financial Statement Comparability and the Informativeness of Stock Prices about Future Earnings', *Contemporary Accounting Research*, Forthcoming. <https://doi.org/10.1111/1911-3846.12442>
- ✓ De Franco, G., S. P. Kothari, and R. S. Verdi (2011), 'The Benefits of Financial Statement Comparability', *Journal of Accounting Research*, 49, 895-931.
- ✓ Easley, D., and M. O'Hara (2004), 'Information and the Cost of Capital', *The Journal of Finance*, 59, 1553-83.
- ✓ Financial Accounting Standards Board (2010), 'Statement of Financial Accounting Concepts No. 8'. Available at <http://www.fasb.org/jsp/FASB/Page/PreCodSectionPage&cid=1176156317989>.
- ✓ Francis, J. R., M. L. Pinnuck, and O. Watanabe (2014), 'Auditor Style and Financial Statement Comparability', *The Accounting Review*, 89, 605-33.
- ✓ Gong, G., L. Y. Li, and L. Zhou (2013), 'Earnings Non-Synchronicity and Voluntary Disclosure', *Contemporary Accounting Research*, 30, 1560-89.

- ✓ Goyal, A., and P. Santa-Clara (2003), 'Idiosyncratic Risk Matters!', *The Journal of Finance*, 58, 975–1007.
- ✓ Habib, A., M. M. Hasan, and A. K. Al Hadi (2018), 'Financial Statement Comparability and Corporate Cash Holdings', *Journal of Contemporary Accounting and Economics*, 13, 304–21.
- ✓ Hasan, M. M., and A. Habib (2017a), 'Firm Life Cycle and Idiosyncratic Return Volatility', *International Review of Financial Analysis*, 50, 164–75.
- ✓ Hasan, M. M., and A. Habib (2017b), 'Social Capital and Idiosyncratic Return Volatility', *Australian Journal of Management*, Forthcoming.
- ✓ Irvine, P. J., and J. Pontiff (2009), 'Idiosyncratic Return Volatility, Cash Flows, and Product Market Competition', *Review of Financial Studies*, 22, 1149–77.
- ✓ Kim, J. B. et al. (2016), 'Financial Statement Comparability and Expected Crash Risk', *Journal of Accounting and Economics*, 61, 294–312.
- ✓ Lev, B. (1989), 'On the Usefulness of Earnings and Earnings Research: Lessons and Directions from Two Decades of Empirical Research', *Journal of Accounting Research*, 27, 153–92.
- ✓ Lipe, M., and S. Salterio (2000), 'The Judgmental Effects or the Balanced Scorecard's Information Organization and Diversity', *The Accounting Review*, 75, 283–98.
- ✓ Morck, R., B. Yeung, and W. Yu (2013), *R-squared and the Economy* (No. w19017). Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- ✓ Pástor, L., and P. Veronesi (2003), 'Stock Valuation and Learning about Profitability', *Journal of Finance*, 58, 1749–90.
- ✓ Peterson, K., R. Schmardebeck, and T. J. Wilks (2015), 'The Earnings Quality and Information Processing Effects of Accounting Consistency', *The Accounting Review*, 90, 2483–514.
- ✓ Piotroski, J. D., and D. T. Roulstone (2004), 'The Influence of Analysts, Institutional Investors, and Insiders on the Incorporation of Market, Industry, and Firm-Specific Information into Stock Prices', *The Accounting Review*, 79, 1119–51.
- ✓ Rajgopal, S., and M. Venkatachalam (2011), 'Financial Reporting Quality and Idiosyncratic Return Volatility', *Journal of Accounting and Economics*, 51, 1–20.
- ✓ Shane, P.B., D.B. Smith, and S. Zhang (2014), 'Financial Statement Comparability and Valuation of Seasoned Equity Offerings', Working Paper, Available at SSRN 2372965.
- ✓ Sun, J. (2009), 'Governance Role of Analyst Coverage and Investor Protection', *Financial Analysts Journal*, 65, 52–64.
- ✓ Sun, J., and G. Liu (2016), 'Does Analyst Coverage Constrain Real Earnings Management?', *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 59, 131–40.
- ✓ Titman, S., and R. Wessels (1988), 'The Determinants of Capital Structure Choice', *The Journal of Finance*, 43, 1–19.
- ✓ Weber, E. (2004), 'The Role of Risk Perception in Risk Management Decisions: Who's Afraid of a Poor Old-Age', in O. Mitchell and S. Utkus (eds), *Pension Design and Structure: New Lessons from Behavioral Finance*. Oxford, England: Oxford University Press.
- ✓ Wei, S. X., and C. Zhang (2006), 'Why Did Individual Stocks Become more Volatile?', *The Journal of Business*, 79, 259–92.
- ✓ Yu, F. F. (2008), 'Analyst Coverage and Earnings Management', *Journal of Financial Economics*, 88, 245–71.