فصلنامه حسابداری مالی/سال سیزدهم/ شماره ۵۲/زمستان ۱۴۰۰/صفحات ۵۲- ۳۳

تأثیر شاخص‌های رشد و عدم اطمینان محیطی بر ارتباط بین کیفیت اطلاعات حسابداری و نوسان بازده مورد انتظار

محسن رشیدی باغی *
محمد امیری **

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۱/۱۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۵/۰۵

چکیده

سرمایه‌گذاران در تثبیت انتظارات خود نسبت به بازده سهام از شاخص رشد بهره می‌گیرند. افزون بر این، عدم اطمینان بر مبنای نوع اخبار و وضعیت تجاری دارای اثر نامتقارن بر بازده سهام است. در این مقاله، هدف بررسی نقش شاخص‌های رشد و عدم اطمینان محیطی در ارتبـاط بین کیفیت اطلاعات حسابداری و نوسان بازده مورد انتظار است. به همین منظور، داده‌های مربوط به ۱۲۰ شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ استخراج و از الگوی رگرسیونی داده‌های ترکیبی برای آزمون فرضیه‌های پژوهش استفاده شده است. نتایج پژوهش حاکی از آن است که افزایش کیفیت اطلاعات حسابداری منجر به کاهش نوسان بازده مورد انتظار می‌شود. همچنین رشد شرکت با استفاده از شاخص کیوتوبین تأثیر معناداری در تعدیل ارتباط بین کیفیت اطلاعات حسابداری و نوسان بازده مورد انتظار دارد. در نهایت نتایج مشخص می‌کند که عدم اطمینان محیطی اثر منفی و معناداری در تعدیل ارتباط بین کیفیت اطلاعات حسابداری و نوسان بازده مورد انتظار دارد. بر اساس نتایج پژوهش می‌توان بیان کرد کـه وجود فرصت‌های رشد و کیفیت بـالای اطلاعات می‌تواند اقدامی مؤثر در جهت کاهش هزینه‌های ناشی از نوسان در انتظارات باشد. به عبارتی، افزایش کیفیت اطلاعات منجر به قیمت‌گذاری بهینه‌تر و کاهش پراکندگی بازده می‌شود.

واژه‌های کلیدی: کیفیت اطلاعات حسابداری، شاخص‌های رشد، نوسان بازده مورد انتظار، عدم اطمینان محیطی.

* استادیار،گروه حسابداری،دانشکده مدیریت واقتصاد، دانشگاه لرستان، خرم آباد، ایران (نویسنده مسئول).
Email: Rashidi.m@lu.ac.ir
** کارشناسی ارشد،گروه حسابداری، دانشکده مدیریت واقتصاد،دانشگاه لرستان، خرم آباد، ایران.
Email: Mohammadm960@yahoo.com

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.1.2]

۱- مقدمه

اغلب عنوان می‌شود که کیفیت بالاتر اطلاعات مرتبط با جریانات نقد آتی منجر به کاهش نرخ تنزیل و میانگین هزینه سرمایه شرکت می‌شود (فرانسیس، لافوند، اولسون و شیپر[1]، ۲۰۰۴، ۲۰۰۵). به این معنی کـه هرچه اطلاعات دقیق‌تر باشد، یـا عدم تقارن اطلاعاتی را کـاهش می‌دهد (ایسلی و اوهارا[2]، ۲۰۰۴) یا ریسک برآوردی را کاهش می‌دهد (لمبرت، لئوز و ورچیا[3]، ۲۰۰۷). اطلاعات حسابداری از دو جنبه اثر قیمتی (بواسطه تأثیرگذاری بر قیمت سهام و هزینه سرمایه) و کنترلی (تأثیرگذاری بر تصمیمات راهبری و سرمایه‌گذاری) قابل بررسی است. با افزایش کیفیت اطلاعات حسابداری، در نتیجه تسهیل تأمین مالی برون‌سازمانی، هزینه سرمایه کاهش می‌یابد (ایسلی و اوهارا، ۲۰۰۴) چرا که به‌واسطه ارائه اطلاعات شفاف، رفتارهای فرصت‌طلبانه مدیران محدود شده و عدم تقارن اطلاعاتی بین اشخاص ذینفع کاهش می‌یابد. در این شرایط، با افزایش قابلیت اتکا و کیفیت اطلاعات، امکان تصمیم‌گیری بهینه و سرمایه‌گذاری کارآمد افزایش یافته و منجر بـه رفع محدودیت‌های قراردادهای بین مالک و سرمایه‌گذاران می‌شود.

سرمایه‌گذاران به‌منظور دستیابی به بازده مورد انتظار از اطلاعات عمومی (شامل صورت‌های مالی) بهره گرفته و در شرایطی که شفافیت مالی نسبتاً پایین باشد از اطلاعات خصوصی (از جمله اطلاعات مربوط به تعدیل سود در آینده) استفاده می‌کنند. افزایش کیفیت اطلاعات حسابداری منجر به کاهش دستیابی به اطلاعات خصوصی شده و در نتیجه نوسانات بازده ناشی از اطلاعات خصوصی را کاهش می‌دهد. به عبارتی، با افزایش کیفیت حسابرسی، تلاش برای دستیابی به اطلاعات خصوصی کاهش یافته و نوسانات در بازدهی را تعدیل می‌کند. این نتیجه ناشی از این است که با افزایش کیفیت اطلاعات مربوط به جریانات نقد آتی، نرخ تنزیل شرکت کاهش یافته و در نتیجه منجر به کاهش نوسانات بازده غیرعادی سهام در آینده می‌شود (فرانسیس و همکاران، ۲۰۰۵).

تغییر و نوسان در بازده مورد انتظار محرکی برای بیان رفتارهای آتی اقتصادی است زیرا انتظارات سرمایه‌گذاران از شرایط اقتصادی آینده را نشان می‌دهد؛ بنابراین نوسان در بازده، منعکس‌کننده تغییرات در دیدگاه‌های سرمایه‌گذاران نسبت به جریانات نقد آتی و ریسک

1 Francis, LaFond, Olsson & Schipper
2 Easley & O'Hara
3 Lambert, Leuz & Verrecchia

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.1.2]

انتظارات آن‌ها از تغییرات عملکرد اقتصادی شرکت است (مک‌میلان[1]، ۲۰۱۹). نوسان در بازده به‌عنوان شاخص پراکندگی برای سطح اطمینان مشخص و نیز عامل خطر در نظر گرفته می‌شود (مارکوئیتز[2]، ۱۹۵۲). نوسان پذیری به‌عنوان عامل بااهمیتی در بازارهای سرمایه برای قیمت‌گذاری دارایی‌ها در نظر گرفته می‌شود؛ بنابراین توجه به سیر تکاملی نوسان‌پذیری (بوارسلو، گیبسون و ژو[3]، ۲۰۱۱)، کارآمدی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها را بهبود می‌بخشد. در محیط‌های ناپایدار و دارای عدم اطمینان، کیفیت اطلاعات می‌تواند بر انتظارات نسبت به ریسک جریانات نقد آتی، تأثیرگذار باشد. درصورتی‌که تغییر در حقوق صاحبان سهام متناسب با تغییر در جریانات نقد آتی باشد (لمبرت و همکاران، ۲۰۰۷)، تغییری در بازده‌های مورد انتظار به وجود نمی‌آید. با این حال، هنگامی که کیفیت اطلاعات بر ریسک جریان‌های نقد آتی تأثیرگذار باشد، آنگاه کیفیت بالاتر اطلاعات می‌تواند باعث افزایش بازده مورد انتظار برای شرکت‌هایی شود که فرصت رشد بالایی دارند. سطوح بالاتر عدم اطمینان محیطی منجر به کاهش بازده آتی مورد انتظار می‌شود (جانسون[4]، ۲۰۰۴). به عبارتی، عدم اطمینان محیطی منجر به افزایش انحراف انتظارات سرمایه‌گذاران در مورد جریان‌های نقد آتی شرکت می‌شود (پاستور و ورنسی[5]، ۲۰۰۳) و در این شرایط، کیفیت اطلاعات حسابداری می‌تواند منجر به کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و کنترل بازده مورد انتظار شرکت گردد.

در پژوهش‌های صورت گرفته از جمله هاو و ماسکوئیتز[6] (۲۰۰۵)؛ لمبرت و همکاران (۲۰۰۷) و آکینز، انجی و وردی[7] (۲۰۱۲)، به بررسی محدودیت‌های اطلاعاتی از جمله عدم تقارن اطلاعاتی و اطلاعات ناقص پرداخته شده است و به جنبه کنترلی کیفیت اطلاعات حسابداری به‌عنوان عاملی مؤثر بر جریانات نقد مورد انتظار توجه نشده است. کیفیت ضعیف اطلاعات حسابداری می‌تواند ناشی از عدم اطمینان نسبت به عوامل تأثیرگذار بر ارزش سهام و یا اطلاعات ناقص باشد. در این پژوهش با لحاظ کردن فرصت‌های رشد و نوسانات ناشی از عدم اطمینان محیطی در تصمیمات سرمایه‌گذاری به جنبه اثرگذاری ریسک بر نوسان بازده نیز توجه شده است.

1 McMillan
2 Markowitz
3 Bollerslev, Gibson & Zhou
4 Johnson
5 Pastor & Veronesi
6 Hou & Moskowitz
7 Akins, Ng &Verdi

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.1.2]

۲- مبانی نظری

۲-۱- کیفیت اطلاعات حسابداری و نوسان بازده مورد انتظار

در تاریخ‌های گزارشگری مالی، آخرین مجموعه از صورت‌های مالی، مجموعه اطلاعات حسابداری پیش از موعد است. سرمایه‌گذاران از اطلاعات پایه و پیشین خود برای پیش‌بینی جریانات نقد و رسیدن به برآورد قیمت بهینه استفاده می‌کنند. هنگامی که اطلاعات جدید ارزیابی می‌شود (در سطح بازار یا در سطح شرکت)، اصلاح پیش‌بینی جریان‌های نقد حاصل از اطلاعات حسابداری با کیفیت ضعیف احتمالاً منجر به برآورد قیمت نامطلوب بیشتری نسبت به اصلاحات حاصل از اطلاعات حسابداری با کیفیت بالا می‌شود. هنگامی که عدم اطمینان در برآورد وجود دارد، سرمایه‌گذاران در طول زمان به‌احتمال زیاد قیمت اولیه خود را بر مبنای درک بهتر و همچنین ارزیابی سایر سرمایه‌گذاران اصلاح می‌کنند تا قیمت‌ها با ارزش‌های بنیادین آن‌ها همگرا شوند. این رویکرد سرمایه‌گذاران به‌عنوان تنظیم قیمت به تأخیر افتاده در نظر گرفته می‌شود (ورچیا[1]، ۱۹۸۰؛ کالن، گووینداراج و ژو[2]، ۲۰۰۰؛ دستگیر و شهیری، ۱۳۹۶)؛ بنابراین، به لحاظ تجربی تأخیر در تنظیم قیمت سهام را می‌توان نتیجه تفاوت کیفیت در مجموعه اطلاعات حسابداری پیشین در نظر گرفت (کالن، خان و لو[3]، ۲۰۱۲). تأخیر قیمت بر مبنای همبستگی بازده‌های خاص شرکت با بازار یا بازده‌های مخصوص شرکت (هاو و ماسکوئیتز، ۲۰۰۵) اندازه‌گیری می‌شود و کیفیت حسابداری با استفاده از اطلاعات کمی در صورت‌های مالی، مانند کیفیت اقلام تعهدی و واکنش سودها اندازه‌گیری می‌شود.

شواهد قابل‌توجهی مبنی بر ثبات کوتاه‌مدت قیمت سهام وجود دارد که ادبیات سنتی اغلب بر واکنش کمتر از حد سرمایه‌گذاران به اطلاعات جدید تمرکز دارند. نمونه‌هایی از جمله تغییر قیمت سهام پس از اعلام سود در مسیر مشخص شده توسط واکنش سود و حرکت بازده پس از تاریخ اعلام سود (کنت، هیرشلیفر و سابرامانیام[4]، ۱۹۹۸) بیانگر تغییر انتظارات سرمایه‌گذاران در نتیجه دستیابی به اطلاعات باکیفیت‌تر است. منظور از عدم اطمینان اطلاعات، ابهام در رابطه با پیامدهای اطلاعات جدید و تغییر ارزش شرکت بوده که به‌طور بالقوه ناشی از نوسان در اصول بنیادی شرکت و اطلاعات ضعیف است. فرضیه واکنش سرمایه‌گذاران مبتنی بر این دیدگاه است که اگر سرمایه‌گذاران به اطلاعات عمومی واکنش کمتر از حد نشان دهند، حتی در موارد

1 Verrecchia
2 Callen, Govindaraj and Xu
3 Callen, Khan & Lu
4 Kent, Hirshleifer &Subrahmanyam

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.1.2]

عدم اطمینان بیشتر اطلاعات، واکنش کمتر از حد بیشتری نشان می‌دهند. مفهوم آزمون‌پذیر بودن این است که عدم اطمینان بیشتر اطلاعات در مورد تأثیر اخبار بر بازده سهام، نسبت به بازده سهام که در آن عدم اطمینان اطلاعات کمتری وجود دارد منجر به افزایش بازده مورد انتظار سهام پس از اخبار خوب و کاهش بازده مورد انتظار سهام پس از اخبار بد می‌شود (ژانگ[1]،۲۰۰۶). در همین راستا چان، جگادیش و لاکونیشاک[2] (۱۹۹۶) تداوم (ثبات) قیمت را به واکنش تدریجی بازار به اطلاعات نسبت می‌دهند. هیرشلیفر[3] (۲۰۰۱) و نام، سیسای، وین و ژانـگ[4] (۲۰۲۰) نشان دادند هنگامی که عدم اطمینان بیشتری وجود دارد، رویکردهای تصمیم‌گیری روان‌شناختی با استفاده از بازده‌های گذشته به‌عنوان نماینده بازده‌های مورد انتظار افزایش می‌یابد. به عبارتی، عدم اطمینان بیشتر اطلاعات به‌طور نسبی منجر به کاهش بازده سهام آتی بعد از اخبار و افزایش نسبی بازده سهام آتی بعد از اخبار خوب می‌شود و این نشان می‌دهد که عدم اطمینان، جریان اطلاعات را با تأخیر در قیمت سهام منعکس می‌کند؛ به‌عبارت‌دیگر واکنش بازار به اطلاعات جدید برای سهام با عدم اطمینان پایین، نسبتاً کامل است. از سوی دیگر برای سهام با عدم اطمینان بالا، واکنش بازار ناقص است. اخبار خوب به‌طور نسبی بـازده آتی بالاتر را پیش‌بینی می‌کنند و اخبـار بد به‌طور نسبی بازده سهام پایین را پیش‌بینی می‌کنند. اثرات متقابل عدم اطمینان اطلاعات بر بازده سهام پس از اخبار خوب در برابر اخبار بد نتایج استراتژی‌های تجاری را تقویت می‌کند. به عبارتی، استراتژی‌های تجاری که منجر به خرید سهام با اخبار خوب و یا سهام با اخبار بد می‌شوند زمانی مؤثر واقع می‌شوند که عدم اطمینان آن‌ها محدود باشد (ژانگ، ۲۰۰۶).

۲-۲- شاخص رشد و نوسان بازده مورد انتظار

تغییرات در بازده مورد انتظار سهام تحت تأثیر نرخ رشد (لاکونیشوک، ویشنی و اشلیفر[5]، ۱۹۹۳)، هزینه سرمایه (ژینگ[6]، ۲۰۰۸)، سهم بازار (هو و رابینسون[7]، ۲۰۰۶) و کارایی عملیاتی (نیگوین و اسوانسون[8]،۲۰۰۹) قرار می‌گیرد. به عبارتی، سرمایه‌گذاران در تثبیت انتظارات خود نسبت به بازده سهام از شاخص رشد بهره می‌گیرند. با این حال، رشد بیانگر وضعیت کلی بازار

1 Zhang
2 Chan, Jegadeesh & Lakonishok
3 Hirshleifer
4 Nam, Sesay, Wynne & Zhang
5 Lakonishok, Vishny & Shleifer
6 Xing
7 Hou & Robinson
8 Nguyen & Swanson

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.1.2]

نیست و بنابراین، می‌تواند از نگرش و تمایلات سرمایه‌گذاران و یا اشتباهات قیمت‌گذاری نیز تأثیر بپذیرد (لاکوود و پرامبوتر[1]، ۲۰۱۰). در ادبیات قیمت‌گذاری دارایی‌ها نیز فرصت‌های رشد مبتنی بر ریسک‌پذیری شرکت است. کارلوس، فیشر و گیامارینو[2] (۲۰۰۴) استدلال می‌کنند که فرصت‌های رشد به دلیل اثر اهرمی منجر به ایجاد نوسان در بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران می‌شود. این استدلال منجر به تفاوت مقطعی در بازده‌های مورد انتظار می‌شود. شرکت‌های با فرصت‌های رشد دارای ریسک بالاتری نسبت به شرکت‌های با ویژگی‌های متضاد هستند و باید بازده‌های مورد انتظار بالاتری داشته باشند. بر مبنای این رویکرد پژوهشگران نظریه فرصت‌های رشد را به قوانین شناخته شده بازده مرتبط می‌کنند. به‌عنوان‌مثال، کارلوس و همکاران (۲۰۰۴) و اندرسون و [3] (۲۰۰۶) رابطه بین فرصت‌های رشد و بازده پایین شرکت‌های با سرمایه‌گذاری بالا را بررسی می‌کنند. با توجه به استدلال آن‌ها شرکت‌های با سرمایه‌گذاری بالا، فرصت‌های رشد ریسک‌دار را با دارایی‌های موجود کم‌ریسک‌تر جایگزین می‌کنند. شرکت‌های موفق افزایش در ارزش فرصت‌های رشد خود را تجربه می‌کنند، در حالی که شرکت‌های ناموفق کاهش را تجربه می‌کنند (آهارونی، هو و ژنگ[4]، ۲۰۱۱).

فرصت‌های رشد شرکت را می‌توان به‌عنوان اطلاعاتی درباره جریان‌های نقد آتی در نظر گرفت که به‌خوبی رفتار واقعی گزارشگری را نشان می‌دهد (هاشمی، دستگیر و شریفی، ۱۳۹۳). با کاهش هم‌زمان فرصت‌های رشد و کیفیت گزارش‌های مالی که شامل اطلاعات تعهدی است، سرمایه‌گذاران پایداری در اقلام تعهدی را کمتر برآورد می‌کنند و در نتیجه منجر به قیمت‌گذاری نادرست سهام می‌شود؛ بنابراین، اگر سرمایه‌گذاران در پردازش اطلاعات مربوط به گزارشگری مالی با محدودیت مواجه شوند، کیفیت پایین می‌تواند تغییر اطلاعات خصوصی میان اشخاص را تحت تأثیر قرار دهد. محدودیت در فرصت‌های رشد، با عدم تقارن اطلاعاتی بالاتر در بازارهای سرمایه ارتباط دارد. این شرکت‌ها احتمالاً دارای مشخصه‌هایی همچون رقابت ناقص میان سرمایه‌گذاران هستند که در آن سرمایه‌گذاران خبره احتمال می‌رود مزیت اطلاعاتی بیشتری نسبت به معامله‌گران دارای انگیزه‌ی نقدشوندگی باشند. رابطه‌ی بین کیفیت گزارشگری مالی و دستیابی به اطلاعات خصوصی، با وضعیت شرکت مرتبط است و کیفیت ضعیف به‌ویژه برای شرکت‌های با شاخص‌های رشد پایین‌تر، پرهزینه‌تر است زیرا ریسک

1 Lockwood & Prombutr
2 Carlson, Fisher & Giammarino
3 Anderson & Garcia-Feijoo
4 Aharoni, Ho & Zeng

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.1.2]

گزینش نادرست را برای سرمایه‌گذاران افزایش و نقدشوندگی را کاهش داده و منجر به ایجاد نوسان در بازدهی سهام می‌گردد.

۲-۳- عدم اطمینان و نوسان بازده مورد انتظار

در بازارهای مالی مدرن سرمایه‌گذاران با اطلاعات متنوع زیادی مواجه هستند و این اطلاعات توسط سرمایه‌گذاران پردازش می‌شود تا پیش‌بینی‌های خود را از نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم و نرخ بهره به‌روز کنند. تغییرات در انتظارات سرمایه‌گذاران بر قیمت بازار سهام تأثیر می‌گذارد. ریسک بازده مورد انتظار تابعی از اطلاعات انتشار یافته است که در زمان‌های تصادفی تغییر می‌کند. سرمایه‌گذاران از طریق مشاهده بازده‌های نقدی تحقق یافته و دیگر علامت‌های اطلاعاتی، نسبت به نرخ‌های واقعی آگاهی پیدا می‌کنند. به عبارتی، عدم اطمینان اقتصادی منجر به تغییر بازده سهام شرکت‌ها می‌گردد. با افزایش عدم اطمینان اقتصادی، نوسانات بازار سهام نیز افزایش می‌یابد (بلوم[1]، ۲۰۰۹). اعلامیه‌های سود شامل اطلاعات مربوط به بازار و اطلاعات خاص شرکت‌ها است، زیرا عملکرد شرکت مستقل از اقتصادی که شرکت‌ها در آن فعالیت می‌کنند، نیست. در همین راستا کمپل[2] (۱۹۹۹) نشان داد که جریان اطلاعات در محیط‌های پایدار، از کیفیت بالاتری برخوردار است. به عبارتی، ناپایداری محیط صرف ریسک و یا اخبار مساعدی برای سرمایه‌گذاران ندارد. هنگامی که سرمایه‌گذاران به اندازه کافی ریسک گریز هستند، تأثیر مثبت اطلاعات بر قیمت سهام (به دلیل انگیزه حفظ ثروت) تمایل به غالب شدن دارد. در واقع زمانی که ضریب ریسک گریزی در نتیجه عدم اطمینان محیطی به اندازه کافی بالا است، پراکندگی بازده مورد انتظار و ریسک مربوطه نیز افزایش یافته و صرف ریسک را کاهش می‌دهد. در همین راستا، خدادادی، عربی و آل‌بوعلی (۱۳۹۴) نشان داد که در یک محیط با عدم اطمینان بالا، تمایل به مدیریت سود و کاهش کیفیت اطلاعات حسابداری افزایش می‌یابد. در این شرایط، به علت افزایش عدم تقارن اطلاعاتی، بازده مورد انتظار با پراکندگی بیشتری مواجه می‌شود.

۲-۴- فرضیه‌های پژوهش

فرضیه اول: کیفیت اطلاعات حسابداری تأثیر منفی و معناداری بر نوسان بازده مورد انتظار دارد.

1 Bloom
2 Campbell

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.1.2]

فرضیه دوم: اثر تعاملی شاخص رشد و کیفیت اطلاعات حسابداری تأثیر منفی و معناداری بر نوسان بازده مورد انتظار دارد.

فرضیه سوم: اثر تعاملی عدم اطمینان محیطی و کیفیت اطلاعات حسابداری تأثیر منفی و معناداری بر نوسان بازده مورد انتظار دارد.

۳- روش پژوهش

پژوهش حاضر بر اساس هدف، از نوع توصیفی و بر اساس ماهیت و روش از نوع همبستگی است. با توجه به اینکه این پژوهش می‌تواند در فرآیند تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران مورداستفاده قرار گیرد، نوع پژوهش کاربردی محسوب می‌شود. در این پژوهش برای گردآوری داده‌ها و اطلاعات، ابتدا از روش کتابخانه‌ای استفاده شده است. در روش کتابخانه‌ای، مبانی نظری پژوهش، از کتب و مجلات تخصصی فارسی و لاتین گردآوری می‌شود. سپس، برای گردآوری داده‌های پژوهش حاضر از داده‌های آماری سازمان بورس اوراق بهادار تهران، سایت رسمی شرکت بورس اوراق بهادار تهران و پایگاه‌های اینترنتی مرتبط از جمله سایت کدال، استفاده شده است.

۳-۱- مدل پژوهش

این پژوهش به دنبال بررسی اثرات تعاملی عدم اطمینان، شاخص‌های رشد، کیفیت اطلاعات حسابداری و نوسان بازده مورد انتظار است. بدین منظور از مدل‌های زیر مطابق با پژوهش لیل[1] (۲۰۱۸) برای بررسی فرضیه‌های اول تا سوم استفاده شده است.

مدل (۱)
$$\begin{aligned}IRV_{j.t+1} = {} & \alpha_0 + \alpha_1 IQ_{j.t} + \alpha_6 INST_{j.t} + \alpha_7 MGT_{j.t} + \alpha_8 ME/BE_{j.t} \\ & + \alpha_9 ME_{j.t} + \alpha_{10} LOSS_{j.t} + \alpha_{11} HVOL_{j.t} \\ & + \alpha_{12} LEV_{j.t} + \alpha_{13} CVOL_{j.t} + \alpha_{14} CFO_{j.t} + \epsilon_{j.t+1}\end{aligned}$$

مدل (۲)
$$\begin{aligned}IRV_{j.t+1} = {} & \alpha_0 + \alpha_4 IQ_{j.t} \times OL_{j.t} + \alpha_6 INST_{j.t} + \alpha_7 MGT_{j.t} \\ & + \alpha_8 ME/BE_{j.t} + \alpha_9 ME_{j.t} + \alpha_{10} LOSS_{j.t} \\ & + \alpha_{11} HVOL_{j.t} + \alpha_{12} LEV_{j.t} + \alpha_{13} CVOL_{j.t} \\ & + \alpha_{14} CFO_{j.t} + \epsilon_{j.t+1}\end{aligned}$$

مدل (۳)
$$\begin{aligned}IRV_{j.t+1} = {} & \alpha_0 + \alpha_5 IQ_{j.t} \times UNC_{j.t} + \alpha_6 INST_{j.t} + \alpha_7 MGT_{j.t} \\ & + \alpha_8 ME/BE_{j.t} + \alpha_9 ME_{j.t} + \alpha_{10} LOSS_{j.t} \\ & + \alpha_{11} HVOL_{j.t} + \alpha_{12} LEV_{j.t} + \alpha_{13} CVOL_{j.t} \\ & + \alpha_{14} CFO_{j.t} + \epsilon_{j.t+1}\end{aligned}$$

1 Lyle

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.1.2]

در مدل‌های مذکور، IRV نوسان بازده مورد انتظار؛ IQ کیفیت اطلاعات حسابداری؛ OL شاخص رشد؛ UNC عدم اطمینان محیطی؛ INST مالکیت نهادی؛ MGT مالکیت مدیریتی؛ ME/BE نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری؛ ME ارزش بازار سرمایه؛ LOSS زیان شرکت؛ HVOL نوسان سه ساله قیمت سهام؛ LEV اهرم مالی؛ CVOL انحراف معیار پنج ساله جریان‌های نقد؛ CFO جریان‌های نقد عملیاتی را نشان می‌دهد. j نماد شرکت موردنظر و t نماد سال موردنظر است.

متغیرهای این پژوهش شامل سه دسته متغیرهای وابسته و مستقل و کنترلی به شرح زیر است:

- **متغیر وابسته**

نوسان بازده مورد انتظار (IRV): برای محاسبه نوسان بازده مورد انتظار جهت تصمیمات سرمایه‌گذاری از واریانس باقیمانده خطای مدل سه عاملی فاما و فرنچ که مبتنی بر عوامل بازار و اندازه است و بر اساس پژوهش‌های خدادادی و همکاران (۱۳۹۸)، رشیدی (۱۳۹۸) و چن، کیم و یائو[1] (۲۰۱۷) استفاده می‌شود:

$$R_{Ht} = a_H + \beta_1(R_M - R_F) + \beta_2 SMB + \beta_3 HML + \varepsilon_t$$

R_H، بازده مربوط به پرتفوی پوششی است. برای محاسبه عوامل مدل، به شرح ذیل عمل می‌شود:

الف) کل شرکت‌های نمونه مفروض بر اساس ارزش بازار رتبه‌بندی می‌شود و با توجه به نقطه‌ی میانی ارزش بازار، به دو گروه دسته‌بندی می‌شوند: شرکت‌های بزرگ (B) و شرکت‌های کوچک (S).

ب) هم‌زمان و به‌صورت مستقل از گام قبلی، شرکت‌ها برحسب نسبت ارزش دفتری به بازار (B/M) رتبه‌بندی و به سه دسته تقسیم‌بندی می‌شوند: ۳۰٪ شرکت‌های با نسبت بالا (H)، ۴۰٪ میانی شرکت‌ها (M) و ۳۰٪ شرکت‌های با نسبت پایین (L).

ج) با توجه به دو دسته‌بندی صورت گرفته‌ی مستقل، مجموعاً شش پرتفوی به شرح جدول ذیل ساخته می‌شود:

شرح		برحسب اندازه	
		کوچک (s)	بزرگ (B)
نسبت ارزش دفتری به بازار (B/M)	بالا (H)	S/H	B/H
	میانی (M)	S/M	B/M
	پایین (L)	S/L	B/L

1 Chen, Kim &Yao

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.1.2]

شش پرتفوی ساخته می‌شود. به‌طور نمونه در پرتفوی S/L، سهامی قرار دارند که اندازه کوچک و در گروه نسبت به ارزش دفتری به بازار پایین نیز قرار دارند.

د) عامل SMB (اندازه)، تفاوت میانگین ساده بازده ماهانه سه پرتفوی کوچک (S/H، S/M و S/L) با میانگین ساده بازده ماهانه سه پرتفوی بزرگ (B/H، B/M و S/L) است؛ بنابراین این عامل، به‌نوعی تفاوت بین بازده پرتفوی‌های کوچک و بزرگ است که نسبت ارزش دفتری به بازار تقریباً مشابهی دارند.

ه) عامل HML (نسبت ارزش دفتری به بازار)، تفاوت میانگین بازده ماهانه دو پرتفوی با نسبت ارزش دفتری به بازار بالا (B/H و S/H) و میانگین بازده ماهانه دو پرتفوی با نسبت ارزش دفتری به بازار پایین (B/L و S/L) است؛ بنابراین در اینجا اندازه کنترل شده است.

و) عامل (R_M -R_F) برابر با تفاوت بین نرخ بازده بازار با نرخ بازده بدون ریسک است.

- **متغیرهای مستقل**

کیفیت اطلاعات حسابداری (IQ): مطابق با پژوهش لیل (۲۰۱۸) برای اندازه‌گیری کیفیت گزارشگری مالی (کیفیت اقلام تعهدی) از مدل فرانسیس و همکاران (۲۰۰۵) استفاده می‌شود:

$$TCA_{i.t} = \alpha_0 + \alpha_1 CFO_{i.t-1} + \alpha_2 CFO_{i.t} + \alpha_3 CFO_{i.t+1} + \alpha_4 \Delta REV_{i.t} + \alpha_5 PPE_{i.t} + \varepsilon_{i.t}$$

TCA کل اقلام تعهدی شرکت که از تفاوت سود عملیاتی و جریانات نقد عملیاتی به دست می‌آید، CFO جریان وجه نقد حاصل از عملیات شرکت، ΔREV تغییر در درآمد ناشی از فروش شرکت بین سال‌های t و t-1، PPE ناخالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات. مدل فوق برای هر سال برآورد و عکس انحراف استاندارد ۳ ساله جز خطا به‌عنوان متغیر کیفیت بالای اطلاعات حسابداری در نظر گرفته می‌شود. به‌نحوی‌که بالاتر بودن انحراف بیانگر کیفیت پایین اطلاعات حسابداری است به همین منظور برای برآورد مدل نهایی، اعداد در منفی یک ضرب می‌شوند تا امکان تفسیر مستقیم نتایج فراهم شود.

منطق استفاده از کیفیت اقلام تعهدی به‌عنوان معیاری از کیفیت اطلاعات حسابداری ناشی از این واقعیت است که اقلام تعهدی عمدتاً مربوطه به انتظارات نسبت به جریان‌های نقد آتی بوده و برخلاف دریافت‌های نقدی، اقلام تعهدی تابعی از سیستم حسابداری هستند و برای ارائه تصویر دقیق‌تری از عملکرد شرکت استفاده می‌شوند. اگر اقلام تعهدی غیرقابل‌اتکا باشند، یا خطای اندازه‌گیری بالایی داشته باشند، کیفیت کلی اطلاعات گزارش شده در سود شرکت پایین است و متعاقباً پیش‌بینی عملکرد آتی شرکت را با مشکل مواجه می‌سازد.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.1.2]

شاخص رشد (OL): شاخص فرصت‌های رشد که بر اساس کیوتوبین، نسبت کل بدهی به سرمایه، نسبت مخارج سرمایه‌گذاری به دارایی‌های ابتدای دوره محاسبه می‌شود.

الف) کیوتوبین: نحوه محاسبه نسبت کیوتوبین به شرح زیر است:

$$\text{QTOBIN} = \frac{MVE+TD}{TA}$$

که در رابطه بالا: MVE ارزش بازار، TD کل بدهی و TA کل دارایی است.

ب) نسبت بدهی به سرمایه: برابر با نسبت مجموع بدهی‌ها به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت است.

ج) مخارج سرمایه‌گذاری: برابر با نسبت مخارج سرمایه‌گذاری به مجموع دارایی‌های ابتدای دوره است که از بخش فعالیت‌های سرمایه‌گذاری صورت جریان وجوه نقد استخراج شده است.

عدم اطمینان محیطی (UNC): برای سنجش عدم اطمینان محیطی از انحراف معیار تغییرات درآمد فروش طی دوره ۳ ساله استفاده می‌شود. پژوهشگرانی از جمله کوتاری، لاگوری و لئون[1] (۲۰۰۲)، دیچو و تانگ[2] (۲۰۰۹) و انواری رستمی و کیانی (۱۳۹۴)، استفاده از انحراف استاندارد برای اندازه‌گیری عدم اطمینان محیطی را مطرح کرده و به‌کار گرفته‌اند.

- **متغیرهای کنترلی**

مالکیت نهادی (INST): میزان مالکیت نهادی، از مجموع سهام در اختیار بانک‌ها و بیمه‌ها، هلدینگ‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، صندوق‌های بازنشستگی، نهادهای دولتی و شرکت‌های دولتی بر کل سهام منتشره شرکت به دست می‌آید (پیتروسکی و رالستون[3]، ۲۰۰۴).

مالکیت مدیریتی (MGT): مالکیت مدیریت از تقسیم سهام نگهداری شده توسط هیئت‌مدیره بر کل سهام شرکت در هر دوره به دست می‌آید (هویتاش، مارکلویچ و باراگتو[4]، ۲۰۰۸).

ارزش بازار به ارزش دفتری ($\frac{ME}{BE}$): برابر با ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به ارزش دفتری شرکت است (لیل، ۲۰۱۸).

ارزش بازار سرمایه (ME): لگاریتم ارزش بازار سهام شرکت را نشان می‌دهد (لیل، ۲۰۱۸).

زیان شرکت (LOSS): متغیری مجازی است که اگر شرکت در سال جاری، سال قبل و یا در دو سال قبل زیان داشته باشد عدد یک و در غیر این صورت صفر است.

1 Kothari, Laguerre & Leone
2 Dichev & Tang
3 Piotroski & Roulstone
4 Hoitash, Markelevich & Barragato

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.1.2]

انحراف معیار بازده (HVOL): برابر با انحراف معیار سه ساله بازده سهام شرکت است (لیل، ۲۰۱۸).

اهرم مالی (LEV): اهرم مالی دارایی که به‌عنوان بدهی بلندمدت به‌کل دارایی‌ها محاسبه می‌شود (هویتاش و همکاران، ۲۰۰۸).

انحراف معیار جریانات نقد (CVOL): برابر با انحراف معیار سه ساله جریان‌های نقد است.

جریان‌های نقد (CFO): بیانگر نسبت جریان‌های نقد عملیاتی به مجموع دارایی‌های ابتدای دوره است (کالینز، هریبار و ژیائولی[1]، ۲۰۱۲).

۲-۳- جامعه آماری و نحوه انتخاب شرکت‌ها

جامعه‌ی آماری مورد مطالعه‌ی این پژوهش، کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ است. برای انتخاب نمونه، از بین کلیه‌ی شرکت‌های موجود، شرکت‌هایی که واجد هر یک از شرایط زیر نبوده‌اند، حذف شده و در نهایت شرکت‌های باقی‌مانده برای انجام آزمون انتخاب شده‌اند:

۱) به‌منظور همگن شدن نمونه‌ی آماری در سال‌های مورد بررسی، شرکت‌ها پیش از سال ۱۳۸۷ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند.
۲) با توجه به اینکه داده‌های بازده موردنیاز است سهام شرکت‌های مورد مطالعه توقف معاملاتی بیشتر از سه ماه نداشته باشد.
۳) به لحاظ افزایش قابلیت مقایسه، دوره‌ی مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفند ماه باشد.
۴) نمونه آماری شامل شرکت‌های واسطه‌گری مالی، سرمایه‌گذاری، لیزینگ، بانک‌ها و شرکت‌های بیمه نمی‌شود.
۵) شرکت‌ها طی دوره زمانی این پژوهش تغییر فعالیت یا تغییر دوره‌ی مالی نداده باشند.
۶) داده‌های موردنظر شرکت‌ها در دسترس باشد.

در نهایت شرکت‌های مورد بررسی در این پژوهش، شامل ۱۲۰۰ سال شرکت بوده است.

۴- یافته‌های پژوهش

۴-۱- آمار توصیفی

برای ارائه‌ی یک نمای کلی از خصوصیات مهم متغیرهای محاسبه شده، در جدول زیر برخی از آمارهای توصیفی این متغیرها، شامل میانگین، میانه، انحراف معیار، حداقل و اکثر مشاهدات ارائه شده است.

1 Collins, Hribar & Xiaoli

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.1.2]

جدول (۱). آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرها	میانگین	میانه	انحراف معیار	حداکثر	حداقل
نوسان بازده مورد انتظار	۰/۰۲۴۷	۰/۰۲۲۴	۰/۱۴۴۰	۰/۱۵۴۷	۰/۰۰۸۵
کیفیت اطلاعات حسابداری	۰/۰۴۳۶	۰/۰۳۵۵	۰/۰۲۲۳	۰/۰۷۸۰	۰/۰۰۹۰
کیوتوبین	۱/۱۳۴۶	۱/۰۵۴۷	۰/۴۶۶۹	۳/۹۸۲۳	-۰/۴۰۵۲
بدهی به سرمایه	۱/۷۷۳۲	۱/۵۶۶۴	۱/۰۰۹۰	۳/۹۹۳۸	۰/۱۳۶۱
مخارج سرمایه‌گذاری	۰/۲۷۳۰	۰/۲۳۸۶	۰/۱۰۸۰	۰/۸۹۱۶	۰/۰۱۰۰
عدم اطمینان محیطی	۰/۲۵۴۳	۰/۱۸۶۲	۰/۲۱۶۳	۰/۹۹۶۳	۰/۰۰۱۵
مالکیت نهادی	۰/۶۷۱۰	۰/۶۹۰۰	۰/۱۹۰۰	۰/۹۴۸۲	۰/۰۵۰۵
مالکیت مدیریتی	۰/۶۳۶۴	۰/۶۳۰۰	۰/۱۶۵۵	۰/۹۹۰۰	۰/۱۷۰۰
ارزش بازار به دفتری	۱/۱۴۳۴	۱/۰۶۷۲	۰/۸۱۲۲	۲/۷۶۸۸	-۰/۸۹۶۷
ارزش بازار سرمایه	۱۱/۹۳۳۲	۱۱/۹۶۳۰	۰/۶۵۱۳	۱۴/۲۷۲۷	۱۰/۰۵۶۳
زیان	۰/۲۶۰۸	۰/۰۰۰۰	۰/۱۳۹۲	۱/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
انحراف معیار بازده	۰/۳۰۰۵	۰/۲۶۳۰	۰/۲۳۰۹	۰/۹۹۸۲	۰/۰۲۱۲
اهرم مالی	۰/۷۳۲۳	۰/۷۳۶۹	۰/۳۱۷۴	۱/۸۸۲۸	۰/۰۶۰۴
جریانات نقد عملیاتی	۰/۱۳۸۵	۰/۱۱۵۲	۰/۱۶۰۳	۰/۳۸۷۹	-۰/۲۰۵۸
انحراف معیار جریانات نقد	۰/۰۹۵۷	۰/۰۷۱۹	۰/۰۹۱۲	۰/۷۰۶۰	۰/۰۱۲۰

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول فوق بیانگر ارزش ۰/۰۴۳۶ برای میانگین انحراف معیار جز خطای اقلام تعهدی است که نشان‌دهنده محدود بودن خطا و بالاتر بودن کیفیت سود بر مبنای جریان‌های نقدی است. میانگین به‌دست‌آمده برای کیوتوبین و ارزش بازار به دفتری به ترتیب برابر با ۱/۱۳۴۶ و ۱/۱۴۳۴ است که بیانگر وجود فرصت‌های رشد در شرکت‌های مورد مطالعه است. میانگین مخارج سرمایه‌گذاری برابر با ۰/۲۷۳۰ بوده که بیانگر سرمایه‌گذاری محدود در بخش دارایی‌های ثابت است. میانگین ۲۵/۴ درصدی عدم اطمینان محیطی، ثبات در روند فروش شرکت‌های بورس اوراق بهادار را نشان می‌دهد. ساختار مالکیتی شرکت شامل ۰/۶۷۱۰ مالکیت نهادی است که ۶۳ درصد از اعضای هیئت‌مدیره را به خود اختصاص داده‌اند. میانگین ارزش برای اهرم مالی ۰/۷۳۲۳ بوده که بیانگر تأمین بخش عمده‌ای از دارایی‌ها از محل بدهی‌ها است. میانگین جریان نقد عملیاتی و اندازه شرکت نیز به ترتیب برابر با ۰/۱۳۸۵، ۱۱/۹۳ است. میانگین متغیر زیان شرکت نشان می‌دهد که ۲۶ درصد از شرکت‌های مورد مطالعه در طی ۳ سال، حداقل یک‌بار زیان را تجربه کرده‌اند.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.1.2]

۲-۴- آزمون فرضیه‌ها

قبل از برازش مدل لازم است تا آزمون F لیمر به‌منظور بررسی استفاده از روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت در مقابل روش داده‌های ترکیبی برای مدل بالا انجام شود. نتایج حاصل از آزمون F لیمر برای مدل پژوهش در جدول (۲) نشان داده شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون F لیمر

شاخص	آماره	سطح خطا	روش پذیرفته شده
کیوتوبین	۰/۰۴۳۰	۰/۹۹۰۰	داده‌های تلفیقی
بدهی به سرمایه	۰/۰۳۴۱	۰/۹۹۰۰	داده‌های تلفیقی
مخارج سرمایه‌گذاری	۰/۰۳۶۷	۰/۹۹۰۰	داده‌های تلفیقی

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به آماره و سطح خطای آزمون F لیمر و تأیید فرضیه‌ی H_0 برای مدل‌های پژوهش، مدل داده‌های تلفیقی پذیرفته می‌شود.

در پژوهش حاضر، از آزمون وولدریج و بروش‌پاگان به ترتیب جهت تشخیص خودهمبستگی مدل و ناهمسانی واریانس استفاده شده است. اگر مقدار آماره‌ی وولدریج و بروش‌پاگان بزرگ‌تر از ۵ درصد باشد، استقلال جمله‌ی خطای مدل می‌تواند پذیرفته شود و ناهمسانی واریانس وجود ندارد. علاوه بر این، از آزمون فیشر جهت بررسی معناداری کل مدل استفاده شده است. جدول (۳) نتایج حاصل از برآورد مدل‌های پژوهش را نشان می‌دهد.

بر اساس نتایج تخمین مدل، می‌توان نتیجه گرفت که مدل پژوهش معنادار است؛ زیرا سطح خطای احتمال مربوط به آماره F کمتر از ۵ درصد است. در نتیجه، معنادار بودن مدل پذیرفته می‌شود. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده مدل برابر با ۰/۰۶۲۵ است. این آماره نشان‌دهنده این موضوع است که حدود ۶ درصد تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل و کنترلی قابل توصیف است.

مطابق نتایج جدول، سطح خطای مربوط به فرض اول مبنی بر تأثیر کیفیت اطلاعات حسابداری بر نوسان بازده مورد انتظار برابر ۰/۰۰۰ است، بنابراین فرض صفر در سطح خطای ۵ درصد رد می‌شود. در نتیجه، کیفیت اطلاعات حسابداری بر نوسان بازده مورد انتظار تأثیر منفی و معنادار دارد. همچنین، مطابق با آزمون تأثیر شاخص‌های رشد در تعدیل ارتباط بین کیفیت اطلاعات حسابداری و نوسان بازده مورد انتظار، آماره موردنظر برابر با ۲/۵۵-، ۱/۰۹- و ۰/۳۳- (به ترتیب با سطح خطای ۰/۰۱، ۰/۲۷، ۰/۷۴) است که بیانگر تأیید فرضیه مذکور در سطح خطای ۵ درصد برای شاخص کیوتوبین است و اثر تعاملی رشد بر اساس شاخص بدهی به سرمایه و شاخص مخارج سرمایه‌گذاری تأثیر معناداری در تعدیل ارتباط بین کیفیت اطلاعات

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.1.2]

حسابداری و نوسان بازده مورد انتظار ندارد. در نهایت، مطابق با آزمون تأثیر عدم اطمینان محیطی در تعدیل ارتباط بین کیفیت اطلاعات حسابداری و نوسان بازده مورد انتظار، آماره موردنظر به ترتیب برابر با ۳/۰۴-، ۲/۸۰- و ۲/۸۵- (به ترتیب با سطح خطای ۰/۰۰۲، ۰/۰۰۳، ۰/۰۰۳) است که بیانگر تأیید فرضیه مذکور در سطح خطای ۵ درصد برای کلیه الگوها است.

جدول ۳. نتایج حاصل از برآورد مدل‌های پژوهش

متغیر	مدل ۱			مدل ۲			مدل ۳		
	ضریب	آماره t	احتمال	ضریب	آماره t	احتمال	ضریب	آماره t	احتمال
کیفیت اطلاعات حسابداری (IQ)	-۴/۸۱۷۸	-۳/۴۶۵۹	۰/۰۰۰۵	-۲/۵۱۲۶	-۲/۱۳۰۷	۰/۰۳۳۳	-۱/۳۷۰۲	-۱/۹۱۹۵	۰/۰۵۵۲
کیوتوبین (QTOBIN)	۰/۰۹۶۵	۲/۲۳۳۷	۰/۰۲۵۷	–	–	–	–	–	–
IQ× QTOBIN	-۳/۰۲۸۱	-۲/۵۵۷۵	۰/۰۱۰۷	–	–	–	–	–	–
بدهی به سرمایه (OLB)	–	–	–	۰/۰۱۵۸	۰/۹۳۰۵	۰/۳۵۲۳	–	–	–
IQ× OLB	–	–	–	-۰/۵۳۳۷	-۱/۰۹۳۵	۰/۲۷۴۴	–	–	–
مخارج سرمایه- گذاری (OLS)	–	–	–	–	–	–	۰/۱۲۰۹	۰/۷۵۰۲	۰/۴۵۳۲
IQ× OLS	–	–	–	–	–	–	-۱/۵۵۶۹	-۰/۳۳۱۷	۰/۷۴۰۱
عدم اطمینان محیطی (UNC)	۰/۳۱۸۱	۳/۰۸۱۱	۰/۰۰۲۱	۰/۲۹۷۲	۲/۸۹۲۸	۰/۰۰۳۹	۰/۳۰۳۴	۲/۹۴۰۳	۰/۰۰۳۳
IQ× UNC	-۷/۸۷۱۲	-۳/۰۴۴۶	۰/۰۰۲۴	-۷/۲۴۰۳	-۲/۸۰۵۲	۰/۰۰۵۱	-۷/۴۱۰۶	-۲/۸۵۰۴	۰/۰۰۴۴
ارزش بازار به دفتری	-۰/۰۱۳۹	-۰/۹۳۷۹	۰/۳۴۸۴	-۰/۰۲۲۰	-۱/۷۸۹۰	۰/۰۷۳۹	-۰/۰۲۲۶	-۱/۸۵۰۸	۰/۰۶۴۴
جریانات نقدی	۰/۱۳۷۹	۲/۱۹۱۷	۰/۰۲۸۶	۰/۱۴۷۶	۲/۲۵۳۷	۰/۰۲۴۴	۰/۱۵۶۸	۲/۲۴۲۴	۰/۰۲۵۱
انحراف جریانات نقدی	-۰/۲۹۹۳	-۳/۰۴۰۵	۰/۰۰۲۴	-۰/۳۰۳۵	-۲/۹۸۶۶	۰/۰۰۲۹	-۰/۲۹۴۹	-۲/۹۰۹۹	۰/۰۰۳۷
انحراف بازده	-۰/۰۳۵۲	-۰/۹۱۲۷	۰/۳۶۱۶	-۰/۰۳۱۳	-۰/۸۰۴۰	۰/۴۲۱۵	-۰/۰۳۰۵	-۰/۷۹۲۶	۰/۴۲۸۲
مالکیت نهادی	۰/۰۰۹۱	۰/۲۰۸۴	۰/۸۳۴۹	-۰/۰۰۰۹	-۰/۰۲۱۲	۰/۹۸۳۰	-۰/۰۰۰۶	-۰/۰۱۴۶	۰/۹۸۸۳
اهرم مالی	۰/۰۷۴۶	۲/۸۸۴۴	۰/۰۰۴۰	۰/۰۶۵۵	۲/۵۴۷۱	۰/۰۱۱۰	۰/۰۶۸۳	۲/۶۸۳۵	۰/۰۰۷۴
زیان	-۰/۰۱۶۴	-۰/۷۴۵۴	۰/۴۵۶۲	-۰/۰۱۹۰	-۰/۸۹۷۴	۰/۳۶۹۶	-۰/۰۱۹۰	-۰/۹۰۲۷	۰/۳۶۶۹
مالکیت مدیریتی	-۰/۰۳۲۴	-۰/۰۶۸۴	۰/۴۹۴۰	-۰/۰۱۴۵	-۰/۳۰۰۹	۰/۷۶۳۵	-۰/۰۲۱۶	-۰/۴۴۹۶	۰/۶۵۳۱
ارزش بازار سرمایه	-۰/۰۱۹۳	-۲/۴۵۶۱	۰/۰۱۴۲	-۰/۰۱۷۵	-۲/۰۸۴۳	۰/۰۳۷۳	-۰/۰۱۶۳	-۱/۹۵۷۲	۰/۰۵۰۵
جز ثابت	۰/۳۰۹۰	۳/۰۸۵۹	۰/۰۰۲۱	۰/۳۷۴۳	۳/۴۴۱۷	۰/۰۰۰۶	۰/۴۰۰۵	۳/۷۵۰۰	۰/۰۰۰۲
ضریب تعیین		۰/۰۷۳۴			۰/۰۶۵۳			۰/۰۶۴۳	
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۰۶۲۵			۰/۰۵۴۲			۰/۰۵۳۲	
آماره وولدریج		(۰/۲۲۳)۱/۴۸۰			(۰/۲۳۶)۱/۶۴۷			(۰/۱۴۸)۲/۶۳۸	
آزمون ناهمسانی		(۰/۲۰۸)۱/۹۱۸			(۰/۲۵۴)۱/۳۰۰			(۰/۱۰۳)۲/۶۵۰	
آماره F		۶/۷۱۰۴			۵/۹۱۵۵			۵/۸۲۰۷	
احتمال آماره F		۰/۰۰۰۰			۰/۰۰۰۰			۰/۰۰۰۰	

منبع: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.1.2]

۵- بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش تأثیر عدم اطمینان محیطی و شاخص‌های رشد بر ارتباط بین کیفیت اطلاعات حسابداری و نوسان بازده مورد انتظار، مورد مطالعه قرار گرفته است. فرضیه اول پژوهش مبنی بر این که افزایش کیفیت اطلاعات حسابداری منجر به کاهش نوسان بازده مورد انتظار می‌شود، تأیید شده است. نتایج حاصل از این فرضیه مشابه نتایج پژوهش کالن و همکاران (۲۰۱۲) است. به عبارتی کیفیت حسابداری با عدم اطمینان نسبت به عوامل ارزش‌گذاری سهام و اطلاعات ناقص همراه است. در صورت وجود ضعف در کیفیت حسابداری، پردازش و اثرگذاری پیامدهای ارزشی اطلاعات جدید زمان‌بر شده و منجر به تأخیر در تعدیل قیمت سهام می‌شود. همچنین، وجود مسائل نمایندگی منجر به تغییر ریسک اطلاعاتی و نوسانات ناشی از کسب اطلاعات خصوصی شده که عاملی برای ایجاد نوسان در هزینه‌های سرمایه به شمار می‌آید و این ارتباطات بر تمایل سرمایه‌گذاران برای فروش یا نگهداری سهام شرکت تأثیر می‌گذارد.

فرضیه دوم پژوهش مبنی بر این که افزایش اثر تعاملی رشد و کیفیت اطلاعات حسابداری منجر به کاهش نوسان بازده مورد انتظار می‌شود، برای شاخص کیوتوبین تأیید شده است. نتایج حاصل از این فرضیه مشابه نتایج پژوهش چاریتو، لمبرتیدس و تریجورجیس[1] (۲۰۱۱) است. هرچه میزان پایداری سود افزایش یابد شرکت‌ها تمایل بیشتری به سرمایه‌گذاری نشان داده و شاهد افزایش نرخ رشد سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت و درنتیجه افزایش توان رقابتی و ماندگاری شرکت‌ها در صنایع خواهیم بود. به عبارتی، بهبود کیفیت اطلاعات حسابداری موجب ارتقای سودمندی اطلاعات برای تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران، اعتباردهندگان و سایر ذینفعان شده و وجود هم‌زمان فرصت‌های رشد، شرایط برای دستیابی به اطلاعات خصوصی و کسب بازده غیرعادی را کاهش می‌دهد (در نتیجه کاهش عدم تقارن اطلاعاتی).

فرضیه سوم پژوهش مبنی بر این که افزایش اثر تعاملی عدم اطمینان محیطی و کیفیت اطلاعات حسابداری منجر به کاهش نوسان بازده مورد انتظار می‌شود، تأیید شده است. نتایج حاصل از این فرضیه مشابه نتایج پژوهش ایوجنیو، فنگ، هوگارس و کارلیا[2] (۲۰۱۲) است. در یک محیط با عدم اطمینان بالا، مدیریت با دستکاری و هموارسازی سود قصد دارد تا قابلیت پیش‌بینی سود را برای سرمایه‌گذاران افزایش دهد زیرا سودهایی که نوسان کمتری دارند، قابلیت پیش‌بینی اطلاعات مالی آینده را افزایش می‌دهند. این امر خود سبب عدم تقارن

[1] Charitou, Lambertides & Trigeorgis
[2] Evgeniou, Fang, Hogarth & Karelaia

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]
[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.1.2]

اطلاعاتی می‌شود اما به دلیل تلاش مدیریت در جهت ارائه‌ی اطلاعات قابل‌اتکا، عدم تقارن اطلاعاتی کمتر از شرایط عادی است.

پیشنهادهای برگرفته از نتایج به شرح زیر می‌باشد:

۱) با توجه به اینکه کیفیت اطلاعات حسابداری با نوسان بازده مورد انتظار رابطه‌ای معنادار و معکوس دارد، پیشنهاد می‌شود که مراجع تدوین‌کننده استانداردهای حسابداری جهت متعادل کردن خوش‌بینی مدیران و ارائه منصفانه صورت‌های مالی اصول و رویه‌های محافظه‌کارانه‌ای را وضع کرده که منجر به افزایش کیفیت اطلاعات حسابداری گردد.

۲) با توجه به عوامل سیاسی و اقتصادی جامعه که بر گزارشگری اجزای تشکیل‌دهنده‌ی سود و در نتیجه بر ارزیابی کیفیت سود مؤثر است، پیشنهاد می‌شود که این تأثیرات کنترل و به‌منظور افزایش کیفیت اطلاعات حسابداری، افشاء شوند.

۳) ازآنجاکه سازوکارهای حاکمیت شرکتی می‌تواند فرصت‌های مدیریت سود را کاهش و در نتیجه کیفیت اطلاعات را افزایش دهد، پیشنهاد می‌شود که از طریق قوانین، مدیران به توانمند کردن حاکمیت شرکتی، ملزم شوند.

۴) همین‌طور پیشنهاد می‌شود که در الگوهای تصمیم‌گیری، نااطمینانی محیطی و فرصت-های رشد لحاظ شود تا ریسک گزینش نادرست در سرمایه‌گذاری‌ها کنترل شود.

۶- محدودیت‌های پژوهش

۱. با توجه به وجود معیارهای متفاوتی از کیفت اطلاعات حسابداری و شاخص‌های رشد، در تعمیم نتایج لازم است با احتیاط عمل نمود.

۲. علی‌رغم توسعه دیدگاه‌ها نسبت به کیفیت اطلاعات حسابداری، نتایج نمی‌تواند پاسخ کاملی به چرایی افشای اطلاعات با کیفیت بالاتر یا پایین‌تر توسط شرکت‌ها را برای سرمایه‌گذاران، ارائه نماید.

۷- منابع

انواری رستمی، علی‌اصغر و آیدین کیانی. (۱۳۹۴). بررسی نقش عدم اطمینان محیطی در رفتار هزینه‌ها؛ شواهدی از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، **مجله پیشرفت‌های حسابداری** ۷(۲): ۵۷-۳۳.

خدادادی، ولی؛ مهدی عربی و صادق آل بوعلی. (۱۳۹۴). اثر تعدیل‌کننده عدم اطمینان محیطی بر رابطه بین مدیریت سود و عدم تقارن اطلاعاتی، **مجله پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی** ۷(۲۶): ۶۶-۵۱.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.1.2]

دستگیر، محسن و امید شهپری. (۱۳۹۶). تأثیر سرمایه در گردش و فرصت‌های رشد بر ساختار سرمایه، **فصلنامه حسابداری مالی** ۹(۳۳): ۱۲۰-۹۷.

رشیدی، محسن. (۱۳۹۸). نقش کیفیت حسابرسی و کیفیت اطلاعات حسابداری در تغییر قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی. **دانش حسابداری مالی** ۶(۳): ۱۸۷-۱۶۷.

هاشمی، عباس؛ محسن دستگیر و داود شریفی. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر کیفیت اطلاعات حسابداری بر انعکاس به‌موقع اطلاعات در قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، **فصلنامه حسابداری مالی** ۶ (۲۴): ۱۲۱-۱۴۲.

Aharoni, G., T. Ho & Q. Zeng. (2011). Testing the growth option theory: the profitability of enhanced momentum strategies in Australia. **Accounting & Finance** 52(2): 267–290.

Akins, B., J. Ng & R. Verdi. (2012). Investor competition over information and the pricing of information asymmetry. **The Accounting Review** 87 (1): 35–58.

Anderson, C., & L. Garcia-Feijoo. (2006). Empirical evidence on capital investment, growth options, and security returns. **Journal of Finance** 61: 171–194.

Bloom, N. (2009). The impact of uncertainty shocks. **Econometrica** 77(3): 623–685.

Bollerslev, T., M. Gibson & H. Zhou. (2011). Dynamic estimation of volatility risk premia and investor risk aversion from option-implied and realized volatilities. **Journal of Econometrics** 160(1): 235–245.

Callen, J., M. Khan & H. Lu. (2012). Accounting Quality, Stock Price Delay, and Future Stock Returns. **Contemporary Accounting Research** 30(1): 269–295.

Callen, J., S. Govindaraj & L. Xu. (2000). Large time and small noise asymptotic results for mean reverting diffusion processes with applications. **Economic Theory** 16: 401–19.

Campbell, J. (1999). Chapter 19 Asset prices. Consumption and the business cycle. **Handbook of Macroeconomics** 1231–1303.

Carlson, M., A. Fisher & R. Giammarino. (2004). Corporate investment and asset price dynamics: implications for the cross-section of returns. **Journal of Finance** 59: 2577–2603.

Chan, L., N. Jegadeesh & J. Lakonishok. (1996). Momentum strategies. **Journal of Finance** 51: 1681-1713.

Charitou, A., N. Lambertides & L. Trigeorgis. (2011). Distress Risk, Growth and Earnings Quality. **Abacus** 47(2): 158–181.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.1.2]

Chen, C., J. Kim & L. Yao. (2017). Earnings Smoothing: Does it Exacerbate or Constrain Stock Price Crash Risk?. **Journal of Corporate Finance** 42(C): 36-54.

Collins, D.W., P. Hribar & T. Xiaoli. (2012). Cross Sectional Variation in Cash Flow Asymmetric Timeliness and Its Effect on the Earnings-Based Measure of Conditional Conservatism. Electronic copy available at: http://ssrn. com/abstract=2120677.

Dichev, I., & V. Tang. (2009). Earnings volatility and earnings predictability. **Journal of Accounting and Economics** 47(1): 160-181.

Easley, D., & M. O'Hara. (2004). Information and the cost of capital. **The Journal of Finance** 59 (4): 1553–83.

Evgeniou, T., L. Fang, R. Hogarth & N. Karelaia. (2012). Competitive Dynamics in Forecasting: The Interaction of Skill and Uncertainty. **Journal of Behavioral Decision Making** 26(4): 375–384.

Francis, J., R. LaFond, P. Olsson & K. Schipper. (2004). Costs of equity and earnings attributes. **The Accounting Review** 79(4): 967–1010.

Francis, J., R. LaFond, P. Olsson & K. Schipper. (2005). The market pricing of accruals quality. **Journal of Accounting and Economics** 39(2): 295–327.

Hirshleifer, D. (2001). Investor Psychology and Asset Pricing. **Journal of Finance** 66: 1533–97.

Hoitash, R., A.J. Markelevich & C.A. Barragato. (2007). Auditor Fees and Audit Quality. **Managerial Auditing Journal** 22(8): 761- 786.

Hou, K., & D. Robinson. (2006). Industry concentration and average stock returns. **Journal of Finance** 61: 1927–56.

Hou, K., & T. Moskowitz. (2005). Market frictions, price delay, and the cross-section of expected returns. **Review of Financial Studies** 18(3): 981–1020.

Johnson, T. (2004). Forecast dispersion and the cross section of expected returns. **The Journal of Finance** 59(5): 1957–1978.

Kent, D., D. Hirshleifer & A. Subrahmanyam. (1998). Investor psychology and security market under-and overreactions. **Journal of Finance** 53: 1839–1886.

Kothari, S., T. Laguerre & A. Leone. (2002). Capitalization versus expensing: Evidence on the uncertainty of future earnings from capital expenditures versus R & D outlays. **Review of Accounting Studies** 7 (4): 355-382.

Lakonishok, J., R. Vishny & A. Shleifer. (1993). Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk. **Journal of Finance** 49: 1541-1578.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.1.2]

Lambert, R., C. Leuz & R. Verrecchia. (2007). Accounting information, disclosure, and the cost of capital. **Journal of Accounting Researc**, 45(2): 385–420.

Lockwood, L., & W. Prombutr. (2010). Sustainable growth and stock returns. **Journal of Financial Research** 33(4): 519–538.

Lyle, M. (2018). Information Quality, Growth Options, and Average Future Stock Returns. **The Accounting Review** 94(1): 271-298.

Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. **The Journal of Finance** 7(1): 77- 91.

McMillan, D. (2019). Predicting firm level stock returns: Implications for asset pricing and economic links. **The British Accounting Review** 51(4): 333-351.

Nam, J., J. Bon Sesay, K. Wynne & G. Zhang. (2020). Financial Efficiency and Accounting Quality: The Impact of Institutional Micro-factors on FDI. **Journal of Policy Modeling** 42(2): 451-465.

Nguyen, G., & P. Swanson. (2009). Firm Characteristics, Relative Efficiency, and Equity Returns. **Journal of Financial and Quantitative Analysis** 44(01): 213.

Pastor, L., & P. Veronesi. (2003). Stock valuation and learning about profitability. **Journal of Finance** 58: 1749–1789.

Piotroski, J., & D. 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(4): 1119-1151.

Verrecchia, R. (1980). The rapidity of price adjustments to information. **Journal of Accounting and Economics** 2(1): 63-92.

Xing, Y. (2008). Interpreting the value effect through the Q-theory: An empirical investigation. **Review of Financial Studies** 21: 95–1767.

Zhang, F. (2006). Information uncertainty and stock returns. **The Journal of Finance** 61(1): 105–37.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-24]

[DOR: 20.1001.1.23452617.1400.13.52.1.2]