فصلنامه حسابداری مالی/سال یازدهم/ شماره ۴۲ /تابستان ۹۸/صفحات ۱۲۹- ۱۰۰

رابطه بین چرخه عمر شرکت و نوسانات ویژه بازده سهام با تأکید بر عدم قطعیت بنیادین و عدم قطعیت اطلاعاتی

محمد امید اخگر *
بهاره میرزائی**

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۱/۰۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۳/۱۲

چکیده

با توجه به اهمیت و روند افزایشی نوسانات ویژه بازده سهام در طی سال‌های اخیر، بررسی عوامل اثرگذار بر نوسانات ویژه بازده سهام، به یکی از موضوعات اصلی پژوهش‌های مربوط به بازارهای مالی تبدیل شده است. از این رو هدف از انجام این پژوهش، بررسی رابطه چرخه عمر شرکت و نوسانات ویژه بازده سهام با تأکید بر عدم قطعیت بنیادی و عدم قطعیت اطلاعاتی می‌باشد. در این راستا، تعداد ۱۵۲ شرکت برای دورهٔ زمانی ۱۳۸۷-۱۳۹۵ بررسی شد. روش آماری مورد استفاده برای آزمون فرضیه‌های پژوهش، مدل رگرسیون چندمتغیره مبتنی بر داده‌های پانلی می‌باشد. بر اساس نتایج به دست آمده مشخص گردید که چرخه عمر شرکت تأثیر معناداری بر نوسانات ویژه بازده سهام شرکت‌ها دارد و نوسانات ویژه بازده سهام طی مراحل معرفی و افول نسبت به مرحله رشد و بلوغ بیشتر است. همچنین، نتایج تحقیق نشان می‌دهد که عدم قطعیت بنیادی به عنوان یکی از متغیرهای تعدیل‌گر، تأثیر معناداری بر ارتباط بین چرخه عمر شرکت و نوسانات ویژه بازده سهام ندارد اما اثر عدم قطعیت اطلاعاتی بر این رابطه افزایشی و معنادار می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: نوسانات ویژهٔ بازده سهام، چرخهٔ عمر شرکت، عدم قطعیت اطلاعاتی، عدم قطعیت بنیادی.

* استادیار حسابداری، دانشگاه کردستان، کردستان، ایران (نویسنده مسئول)
Email: M.o.akhgar@gmail.com
**دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه کردستان، کردستان، ایران
Email: B.mirzaee.1994@gmail.com

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

۱- مقدمه

در فعالیت‌های سرمایه‌گذاری به ویژه در بازار سهام، ریسک و بازده دو وزنه اصلی در تصمیم-گیری‌های سرمایه‌گذار محسوب می‌شوند. این سؤال که چه عوامل ریسکی بر بازده سهام مؤثر هستند، سال‌هاست که سؤال اصلی محققان و بازیگران دنیای مالی می‌باشد (چاندرا و ساردی[1]، ۲۰۱۳). بخشی از ریسک را که غیرقابل کنترل بوده و مربوط به عوامل خارجی می‌شود، ریسک سیستماتیک می‌نامند. در مقابل، ریسک غیرسیستماتیک مربوط به داخل شرکت است (بادآورنهندی، بیورانی و آب‌روان، ۱۳۹۰). ریسک غیرسیستماتیک، گاهی اوقات ریسک خاص، ریسک نامتعارف یا ریسک قابل تنوع‌بخشی نامیده می‌شود (عرب‌صالحی و حمیدیان، ۱۳۹۴). جزء خاصی از ریسک غیرسیستماتیک، نوسانات بازده سهام، موسوم به نوسانات ویژه[2] می‌باشد. وجود شواهد محکم مبنی بر روند افزایشی و غیر تصادفی نوسانات ویژه بازده سهام (نظیر کمبل، لیتائو، ملکیل و ژو[3] ۲۰۰۱، فینک، فینک، گرولون و وستون[4]، ۲۰۱۰) سبب شد، نوسانات ویژه بازده سهام به عنوان معمای اصلی در اغلب مطالعات مطرح شود (دومینگوس[5]، ۲۰۱۶). در ادبیات موجود، واژه‌هایی نظیر نوسانات ویژه بازده سهام و ریسک ویژه شرکت به طور جایگزین بکار برده می‌شوند (راونتری[6]، ۲۰۱۳ و عبده و وارلا[7]، ۲۰۱۷). با توجه به اینکه نوسانات ویژه بازده سهام در بسیاری از زمینه‌ها نظیر تنوع‌بخشی پرتفوی‌ها، مدیریت پرتفولیو و ارزش‌گذاری اختیارات کاربرد دارد، شناسایی عوامل مؤثر بر نوسانات ویژه می‌تواند حائز اهمیت باشد (چن، هوانگ و جِها[8]، ۲۰۱۲، راجگوپال و ونکاتاچالام[9]، ۲۰۱۱، گاسپار و ماسا[10]، ۲۰۰۶). سودمندی مطالعه نوسان‌پذیری بازده سهام از سوی سرمایه‌گذاران از این جهت است که آن‌ها نوسان‌پذیری بازده سهام را به عنوان معیاری از ریسک در نظر می‌گیرند. همچنین خط‌مشی‌گذاران بازار سرمایه می‌توانند از این معیار به عنوان ابزاری برای اندازه‌گیری میزان آسیب‌پذیری بازار سهام استفاده نمایند (قربانی، فروغی، امیری و هاشمی، ۱۳۹۲). پژوهشگران مختلف تلاش زیادی

1 Chandra and Suardi
2 Idiosyncratic Volatility
3 Campbell, Lettau, Malkiel and Xu
4 Fink, Fink, Grullon and Weston
5 Domingues
6 Rountree
7 Abdoh and Varela
8 Chen, Huang, and Jha
9 Rajgopal and Venkatachalam
10 Gaspar and Massa

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

کرده‌اند تا به تشریح عوامل ایجاد این نوسانات بپردازند (ایروین و پونتیف[۱]، ۲۰۰۸؛ راجگوپال و ونکاتاچالام، ۲۰۱۱؛ پاستور و ورونزی[۲]، ۲۰۰۳).

یکی از عوامل مؤثر بر نوسانات ویژه بازده سهام، چرخه عمر شرکت[۳] می‌باشد. چرخه عمر یک شرکت، یک مفهوم چند بُعدی است. زمانی کـه صحبت از چرخه عمر شرکت بـه میان می‌آید، در حقیقت منظور استراتژی‌های مختلفی که آن شرکت ممکن است در مراحل مختلف چرخه عمر اتخاذ نماید (درابتز، هالینگ و اسچرودر[۴]، ۲۰۱۵). بر اساس تئوری چرخه عمر، شرکت‌ها در مراحل مختلف از نظر مالی و اقتصادی دارای نمودگرها و رفتارهای خاصی هستند (حیدرپور، رجب‌دری و خلیفه‌شـریفی، ۱۳۹۵). دیکینسون[۵] (۲۰۱۱) دلیل این مسئله را تفاوت‌های میان فرصت‌ها و چالش‌هایی می‌داند که شرکت در مراحل مختلف چرخه عمر با آن‌ها روبرو می‌شود. نتایج پژوهش‌های تجربی نشان می‌دهد از آنجا که ویژگی‌های مالی شرکت‌ها از جمله سودآوری و جریان وجه نقد در مراحل رشد[۶] و بلوغ[۷] در سطح بالایی قرار دارد و در مراحل معرفی[۸] و افول[۹]، منابع شرکت‌ها تقلیل می‌یابد، لذا نوسانات ویژه دستخوش تغییر می‌گردد (حسن و حبیب[۱۰]، ۲۰۱۷ و دیکینسون، ۲۰۱۱).

در کنار این تلاش‌ها، گروه دیگری از پژوهشگران تلاش کرده‌اند تا تأثیر عواملی نظیر عدم قطعیت بنیادین[۱۱] و اطلاعاتی[۱۲] (به عنوان متغیر تعدیل‌گر) را که ممکن است بر نوسانات ویژه در در مراحل مختلف چرخه عمر اثرگذار باشد، بررسی نمایند (حسن و حبیب، ۲۰۱۷). عدم قطعیت بنیادی بیانگر عدم قطعیت ارزش درک شده، جریان وجه نقد آتی یک سرمایه‌گذاری، رشد مورد انتظار و ریسک شرکت می‌باشد (چن، دالیوال و ترومبلی[۱۳]، ۲۰۰۸). یافته‌های پژوهش‌های تجربی حاکی است که نوسانات جریان وجه نقد[۱۴] به طور مستقیم با نوسانات بازده سهام در ارتباط

1 Irvine and Pontiff
2 Pastor and Veronesi
3 Life-Cycle
4 Drobetz, Halling and Schröder
5 Dickinson
6 Growth
7 Maturity
8 Introduction
9 Declin
10 Hasan and Habib
11 Fundamental Uncertainty
12 Information Uncertainty
13 Chen, Dhaliwal and Trombley
14 Cach Flow Risk

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

می‌باشد (ایروین و پونتیف، ۲۰۰۸). از آنجا که شرکت‌های در حال رشد و بلوغ دارای سودآوری آتی فزاینده‌ای هستند، لذا نوسانات جریان وجه نقد در آن‌ها کاهش یافته و از آنجا نوسانات ویژه بازده سهام آن‌ها نیز کم می‌شود (حسن و حبیب، ۲۰۱۷). عدم اطمینان اطلاعاتی را می‌توان به معنی ابهام نسبت به معنی یا مفهوم اطلاعات جدید برای تعیین ارزش یک شرکت تعریف نمود (کرمی و قربان‌زاده، ۱۳۹۲). میزان افشای اطلاعات شرکت، تابعی از چرخه عمر آن است (حسن و حبیب، ۲۰۱۷). از طرفی، کیفیت گزارشگری مالی[1] بالا، عدم قطعیت اطلاعاتی پیرامون عملکرد شرکت را کاهش داده و از آنجا، نوسانات قیمت سهام کم می‌شود (راجگوپال و ونکاتاچالام، ۲۰۱۱). هدف از انجام این پژوهش، بررسی ارتباط بین چرخه عمر و نوسانات ویژه بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. علاوه بر این، تأثیری که دو متغیر عدم قطعیت بنیادی و عدم قطعیت اطلاعاتی ممکن است بر این ارتباط داشته باشد، مورد بررسی گرفته است.

۲- مبانی نظری

- چرخه عمر و نوسانات ویژه بازده سهام

به عقیده حسن و حبیب (۲۰۱۷) از آنجا که در مرحله معرفی از چرخه عمر، عدم قطعیت سودآوری و جریان وجه نقد در سطح بالایی است، لذا نوسانات ویژه نیز در این مرحله بیشتر می‌باشد. از آنجا که در این مرحله، عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران بسیار زیاد است، مدیران این فرصت را پیدا می‌کنند که در پروژه‌های سرمایه‌گذاری ناکارآمد سرمایه‌گذاری نموده و به دنبال فرصت‌هایی باشند که بر طول عمر شرکت بیفزاید و این بر خلاف بهینه‌سازی کوتاه‌مدت می‌باشد (دوکاس و کان[2]، ۲۰۰۴). هر چند در مرحله رشد چرخه عمر، شرکت‌ها دارای منابع ناکافی هستند، اما به سودآوری امیدوار بوده و دارای پتانسیل‌های قوی می‌باشند. همچنین در این مرحله، عدم قطعیت کمتری در مورد جریان وجود نقد وجود دارد (دیکینسون، ۲۰۱۱). شرکت‌هایی که در مرحله بلوغ از چرخه عمر خود هستند، نسبتاً بزرگ‌تر، سودآورتر و مولد جریان وجه نقد بیشتری می‌باشند. درنتیجه با ریسک جریان وجه نقد کمتری مواجه هستند. بعلاوه این شرکت‌ها حضور طولانی‌تری در بازار سرمایه داشته و به طور دقیق توسط تحلیل‌گران و سرمایه-گذاران دنبال می‌شود. این ویژگی‌های شرکت‌های بالغ، سبب کاهش شک و تردید سرمایه‌گذاران در مورد بازدهی آتی می‌شود؛ بنابراین پیش‌بینی می‌شود، شرکت‌های بالغ دارای نوسانات ویـژه بازده سهام کمتری باشند. شرکت‌هـای در حـال افول، در حقیقت آن‌هایی هستند که رشد رو به زوالی داشته و در نتیجه قیمت‌های آن‌ها کاهش می‌یابد. سودآوری ناشی از سرمایه‌گذاری‌ها در

1 Financial Reporting Quality
2 Doukas and Kan

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

این مرحله نامطمئن می‌باشد. لذا کاهش یا حتی سودآوری و جریان نقد منفی از یک طرف و افزایش نوسان‌پذیری سود و جریان وجه نقد از طرف دیگر در مرحله افول، عدم قطعیت سرمایه-گذاران را افزایش می‌دهد (حسن و حبیب، ۲۰۱۷). از آنجا که شرکت‌های در حال رشد، بیشتر توجه تحلیل‌گران مالی را به خود معطوف می‌نماید، عدم تقارن اطلاعاتی و بد ارزش‌گذاری[1] سهام این شرکت‌ها کاهش می‌یابد (لی‌هاوی، لی و مرکلی[2]، ۲۰۱۱).

- عدم قطعیت بنیادین، چرخه عمر و نوسانات ویژه بازده سهام

طبق نظریه عدم قطعیت هایزنبرگ، در ذات و طبیعت وقایع، عدم قطعیت همواره وجود داشته و طبیعتاً اطلاعات حسابداری نیز همواره با عدم اطمینان گزارش می‌شود است (قائمی و همکاران، ۱۳۹۳). به ویژه در ادبیات مالی و حسابداری از نوسانات جریان وجه نقد به عنوان یکی از شاخص-های عدم قطعیت بنیادی استفاده می‌شود (بادآورنهندی و همکاران، ۱۳۹۰). ریسک جریان وجه نقد، یکی از موضوعات چالش‌برانگیز در ادبیات مالی می‌باشد. یافته‌های پژوهشگرانی نظیر کامین و فیلیپون[3] (۲۰۰۵)، ایروین و پونتیف (۲۰۰۸) و کلی، هاستینگ و نیوروبرگ[4] (۲۰۱۲) نشان می‌دهد که نوسانات جریان وجه نقد در شرکت‌های آمریکایی در طول پنج دهه گذشته افزایش یافته است. به‌طوری‌که بررسی سری زمانی نسبت جریان وجه نقد بر درآمد حاصل از فروش در بین شرکت‌های آمریکایی حاکی است که نسبت مذکور در بازه زمانی ۲۰۱۰- ۱۹۶۰ دو برابر شده است. در مراحل ابتدایی چرخه عمر شرکت، منابع شرکت سیال بوده و نیازمند سرمایه-گذاری‌های پر ریسک برای توسعه می‌باشد. سرمایه‌گذاری‌های این مرحله به دلیل تنوع محصولات کمتر، ناکارایی فرایند تولید و کمبود منابع مالی، بازده سهام آتی نامطمئن و جریانات نقدی پر نوسانی را ایجاد می‌نماید (لیائو[5]، ۲۰۰۶؛ لینال، گولدن و هیلمان[6]، ۲۰۰۳). در مرحله افول، شرکت‌ها به واسطه فرسایش تکنولوژی و استراتژی‌های مدیریتی با احتمال خروج از بازار مواجه هستند. برای غلبه بر این محدودیت‌ها و به دست آوردن دوباره سهم بازار، شرکت‌هایی که در مرحله افول هستند، بر میزان سرمایه‌گذاری‌های خود می‌افزایند. افزایش سرمایه‌گذاری‌ها در پروژه‌های با ارزش خالص فعلی منفی سبب ایجاد عدم قطعیت در جریان وجه نقد آتی و در نتیجه، افزایش ریسک غیرسیستماتیک می‌گردد. (حسن و حبیب، ۲۰۱۷). وجود تنوع محصولات

1 Mispricing
2 Lehavy, Li and Merkley
3 Comin and Philippon
4 Kelly, Lustig, and Nieuwerburgh
5 Liao
6 Lynall, Golden and Hillman

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

در مرحله رشد، فروش بیشتر و در نتیجه حاشیه سود بالاتری را ایجاد می‌نماید. شرکت‌هایی این مرحله، تلاش بیشتری را برای تثبیت علامت تجاری و سهم بازار خود بکار می‌برند (دیکینسون، ۲۰۱۱). به علاوه، سرمایه‌گذاری‌های ضروری مرحله ظهور، بازده سهام شرکت را در مرحله رشد تضمین می‌نماید که نتیجه مستقیم آن، افزایش سودآوری آتی و ثبات جریان وجه نقد می‌باشد. از آنجا ریسک غیرسیستماتیک کاهش می‌یابد. بالاخره اینکه، شرکت‌های بالغ به واسطه اثرات تنوع‌بخشی ناشی از سرمایه‌گذاری در بخش‌های مختلف بازار دارای نوسان جریان وجه نقد کمتری بوده و احتمالاً ریسک غیرسیستماتیک آن‌ها نیز کاهش می‌یابد (حسن و حبیب، ۲۰۱۷).

- عدم قطعیت اطلاعاتی، چرخه عمر و نوسانات ویژه بازده سهام

اطلاعات و از آن مهم‌تر، اطلاعات با کیفیت نقش مهمی در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاران ایفا می‌نماید (موسوی‌شیری، سلیمانی، مؤمنی، و سلیمانی، ۱۳۹۴). گزارشگری مالی، ابزار اصلی برای انتقال اطلاعات به سرمایه‌گذاران بوده و این به نفع سرمایه‌گذار است که تصویری روشن و انتظار صحیحی از بازده آتی سهام ایجاد گردد (مینگ، کلینگ و وی[1]، ۲۰۱۵). افشای مطلوب اطلاعات حسابداری منجر به کاهش عدم تقارن اطلاعات و کاهش هزینه سرمایه می‌شود و از این طریق نقشی اساسی را در کارایی بازار سرمایه ایفا می‌نماید. اگر سطح افشای اطلاعات حسابداری در سطح گزارشگری سالانه افزایش یابد، سهامداران خواهند توانست 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 نوسان‌پذیری بازده سهام می‌شود (موسوی‌شیری و همکاران، ۱۳۹۴). شرکت‌هایی که اطلاعات بی‌کیفیتی را گزارش می‌نمایند، دارای ریسک اطلاعاتی خواهند بود. ریسک اطلاعاتی عبارت است از احتمال کیفیت پایین اطلاعات خاص شرکت که برای تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاران بسیار مهم است (دومینگوس، ۲۰۱۶). راجگوپال و ونکاتاچالام (۲۰۱۱) بر عقیده‌اند که بهبود افشا و کیفیت گزارشگری مالی، عدم قطعیت اطلاعاتی پیرامون عملکرد شرکت را کاهش داده و از آنجا، نوسانات قیمت سهام کم می‌شود. کیفیت گزارشگری مالی و ارتقا افشا را می‌توان به عنوان ابزار آگاهی‌بخشی تلقی کرد که بر تغییرات قیمت و متعاقباً نوسان بازده سهام، اثر می‌گذارند (موسوی‌شیری و همکاران، ۱۳۹۴). به عقیده پاستور و ورونزی (۲۰۰۳) اطلاعات با کیفیت پایین منجر به عدم قطعیت در سودهای آتی شده و از آنجا نوسانات ویژه بازده سهام افزایش می‌یابد. چرخه عمر شرکت ترکیبی از عوامل

1 Ming, Qiliang and Wei

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

مشهود، نامشهود، درون شرکتی، برون شرکتی، مدیریتی و کلان اقتصادی است. به همین دلیل عملکرد و میزان افشای اطلاعات شرکت، تابعی از چرخه عمر است. به سخن دقیق‌تر عملکرد و افشای اطلاعات در مراحل رشد و بلوغ، قوی‌تر و در مراحل معرفی و افول، ضعیف‌تر است (حسن و حبیب، ۲۰۱۷). عدم قطعیت اطلاعاتی بالا، سبب می‌شود که اطلاعات کمی در مورد جریان وجه نقد مورد انتظار شرکت وجود داشته باشد. چنین شرکت‌هایی غالباً با هزینه‌های کسب اطلاعات بالاتر همراه هستند. از طرفی تخمین‌ها در مورد ارزش بنیادی آن‌ها از قابلیت اعتماد کمتر و نوسانات بیشتری همراه است. عدم قطعیت اطلاعاتی، ارزیابی سرمایه‌گذاران را در مورد عملکرد شرکت، جریان وجه نقد و بازده مورد انتظار دچار مشکل می‌کند (هیلی، هاتون و پالیپو[1]، ۱۹۹۹ و ایسلی و اوهارا[2]، ۲۰۰۴). هیرشلیفر[3] (۲۰۰۱) در یکی از کامل‌ترین پیمایش‌ها پیرامون ادبیات مالی- رفتاری بیان داشت که عدم اطمینان اطلاعاتی ممکن است موجب تشدید اریب‌های روانی میان سرمایه‌گذاران و در نتیجه ارزش‌گذاری نامناسب و انحراف قیمت سهام شرکت از ارزش بنیادی آن گردد. بر اساس تئوری چرخه عمر، شرکت‌ها و بنگاه‌های اقتصادی همچون تمامی موجودات زنده دارای چرخه عمر هستند. شرکت‌ها با توجه به هر مرحله از حیات اقتصادی خود، سیاست و خط‌مشی خاصی را دنبال می‌کنند. این سیاست‌ها ممکن است بر کیفیت اطلاعات حسابداری و گزارشگری شرکت‌ها مؤثر باشد. در این زمینه دو تئوری رقیب مطرح می‌باشد. ۱) تئوری رقابتی: این تئوری بیان می‌دارد که شرکت‌های مرحله رشد برای حذف ریسک از دست دادن مزیت رقابتی‌شان، تمایل به گزارش اطلاعات با کیفیت پایین‌تر دارند و پس از تکمیل بسیاری از پروژه‌هایشان و ورود به مرحله بلوغ، آن‌ها کیفیت اطلاعاتشان را افزایش می‌دهند. ۲) تئوری علامت‌دهی: این تئوری بیان می‌دارد که شرکت‌های مرحله رشد تمایل دارند تا از طریق اطلاعات با کیفیت خود، فرصت‌های رشد و عملکرد آینده مطلوب خود را نشان دهند و این امر، سبب افزایش کیفیت اطلاعاتشان می‌گردد (مرادی و اسکندر، ۱۳۹۳). با توجه به مباحث فوق، پیش‌بینی می‌شود، کیفیت اطلاعات حسابداری (به عنوان شاخصی از عدم قطعیت اطلاعاتی) بر رابطه بین چرخه عمر و نوسانات ویژه مؤثر باشد. شرکت‌های بالغ و در حال رشد انگیزه بیشتری برای افشای اطلاعات خود دارند (الهادی، حسن و حبیب[4]، ۲۰۱۶). افشای بیشتر اطلاعات، سبب کاهش عدم قطعیت اطلاعاتی می‌گردد و از آنجا نوسانات ویژه بازده سهام کاهش می‌یابد. به طریق مشابه، عدم قطعیت اطلاعاتی در مراحل اولیه چرخه عمر و افول، سبب افزایش

1 Healy, Hutton and Palepu
2 Easley and O'hara
3 Hirshleifer
4 Al-Hadi, Hasan and Habib

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

عدم قطعیت اطلاعاتی شده و در نتیجه سبب افزایش نوسانات ویژه بازده سهام می‌گردد (حسن و حبیب، ۲۰۱۷).

۳- پیشینه پژوهش

- چرخه عمر و نوسانات ویژه بازده سهام

حسن و حبیب (۲۰۱۷) بیان می‌کنند، نوسانات ویژه بازده سهام شرکت‌ها در مراحل اولیه و پایانی چرخه عمر (یعنی مرحله معرفی و افول) به طور معناداری بالاتر می‌باشد و در مقابل، این نوسانات در مراحل میـانی چرخه عمر (یعنی مرحله رشد و بلوغ) بـه طور معناداری پایین‌تر می‌باشد. لی، جی و وی[1] (۲۰۱۲) معتقدند، چرخه عمر تأثیر معناداری بر ریسک ویژه شرکت‌ها دارد. همچنین ریسک ویژه با بازده کوتاه‌مدت مورد انتظار در تمامی مراحل چرخه عمر دارای ارتباط منفی می‌باشد. به عقیده فینک و همکاران (۲۰۱۰) سن شرکت‌هایی که سهام آن‌ها برای اولین بار در بازار عرضه می‌شود از ۴۰ سال در اوایل دهه ۱۹۶۰ به ۵ سال در اواخر دهه ۱۹۹۰ کاهش یافته است. نویسندگان مقاله دو دلیل عمده بر افزایش نوسانات ویژه را به این صورت برشمرده‌اند: اولاً شرکت‌های جوان‌تر تمایل بیشتری به پرمخاطره بودن دارند و ثانیاً شرکت‌های سهامی عام در طی ۳۰ سال گذشته، افزایش قابل‌توجهی داشته است. در ایران، بادآورنهندی و داداش‌زاده (۱۳۹۶) به بررسی رابطه بین چرخه عمر، ریسک سقوط و جهش قیمت سهام پرداختند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که بین مراحل رشد و بلوغ شرکت و ریسک سقوط قیمت سهام ارتباط معنادار وجود ندارد. همچنین بین مراحل چرخه عمر شرکت و ریسک جهش قیمت سهام ارتباط معنادار وجود ندارد. حیدرپور و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی ارتباط بین چرخه عمر و خطر سقوط قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که بین مراحل رشد و افول و خطر سقوط قیمت سهام رابطه مثبت و معنادار و بین مرحله بلوغ و خطر سقوط قیمت سهام رابطه منفی و معنادار وجود دارد.

- عدم قطعیت بنیادین، چرخه عمر و نوسانات ویژه بازده سهام

پای، بای و لی[2] (۲۰۱۸) نشان می‌دهد که بین نوسانات سه جز بازده حقوق صاحبان سهام به عنوان شاخص نوسان‌پذیری جریان وجه نقد و نوسانات ویژه بازده سهام ارتباط قوی مقطعی و سری زمانی وجود دارد که با تغییر شرایط اقتصادی، این ارتباط نیز دستخوش تغییر می‌گردد. ایروین و پونتیف (۲۰۰۸) بیان می‌کنند در طی یک دهه گذشته، نوسانات ویژه بازده سهام به طور فزاینده‌ای افزایش یافته است. به‌طوری‌که برآوردهای آن‌ها این میزان افزایش را ۶ درصد به

1 Lee, Jiee and Wei
2 Pae, Bae and Lee

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

ازای هرسال تخمین زده است. بر اساس نتایج این پژوهش، افزایش نوسانات ویژه بازده سهام ناشی از افزایش نوسانات بنیادی (جریان وجه نقد) می‌باشد. در ایران نیز، شاکری و جهانشاد (۱۳۹۷) در مطالعه خود جریان بهینه وجوه نقد را طی مراحل چرخه عمر شرکت بررسی نمودند. همچنین تأثیری که ریسک تأمین مالی و میزان سودآوری بر این ارتباط دارد، مورد ارزیابی قرار گرفته است. نتایج پژوهش حاکی از این است که مراحل رشد و بلوغ و افول، سرعت تعدیل‌های متفاوتی به سمت جریان وجه نقد بهینه وجود دارد که بیشترین تعدیل متعلق به دوران بلوغ و کمترین، متعلق به دوران افول می‌باشد، ریسک تأمین مالی بر شکاف بین جریان نقد واقعی و بهینه تأثیرگذار می‌باشد و در شرایط ریسک تأمین مالی بالا این شکاف بیشتر و به عبارتی سرعت تعدیل کمتری وجود دارد و در شرکت‌های با سودآوری بالا سرعت تعدیل به سمت جریان وجه نقد بهینه بیشتر از شرکت‌های با سودآوری پایین می‌باشد. بادآورنهندی و همکاران (۱۳۹۰) به بررسی تأثیر نوسانات جریانات نقدی بر ریسک سیستماتیک شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که در سطح اطمینان ۹۵ درصد نوسانات جریانات نقدی ناشی از فعالیت‌های عملیاتی، نوسانات جریانات نقدی مرتبط با مالیات بر درآمد، نوسانات جریانات نقدی ناشی از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری و نوسانات جریانات نقدی ناشی از فعالیت‌های تأمین مالی بر ریسک سیستماتیک تأثیری مثبت و معناداری دارند در حالی که نوسانات جریانات نقدی مرتبط با بازده سرمایه‌گذاری‌ها و سود پرداختی بابت تأمین مالی اثر معناداری بر ریسک سیستماتیک ندارد.

- عدم قطعیت اطلاعاتی، چرخه عمر و نوسانات ویژه بازده سهام

ژو، ژی و لی[1] (۲۰۱۷) با تفکیک شرکت‌ها به دو گروه شرکت‌های با کیفیت گزارشگری مالی بالا و پایین به این نتیجه دست یافتند که ارتباط منفی بین نوسانات ویژه بازده سهام و کیفیت گزارشگری مالی تنها در بین شرکت‌های با کیفیت گزارشگری مالی پایین وجود ندارد. میترا[2] (۲۰۱۶) نشان می‌دهد که سهام‌های با کیفیت سود بالاتر دارای نوسان بازده پایین‌تری می‌باشند و هر دو جزء کیفیت سود (ذاتی و اختیاری) دارای تأثیر معنادار بر نوسانات بازده سهام شرکت‌های ژاپنی هستند. چن[3] (۲۰۱۳) با بررسی تأثیر هموارسازی سود بر نوسانات بازده سهام نشان داد که هموارسازی سود از طریق هر دو معیار کل اقلام تعهدی و اقلام تعهدی اختیاری سبب کاهش نوسانات بازده سهام می‌گردد. بای، کیم و نای[4] (۲۰۱۳) طی بررسی ارتباط بین

1 Zhou, Xie and Li
2 Mitra
3 Chen
4 Bae, Kim and Ni

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

نوسانات ویژه بازده سهام و کارایی اطلاعاتی شرکت‌ها با استفاده از یک معیار مبتنی بر نزدیکی مکان جغرافیایی شرکت به سرمایه‌گذاران به عنوان اطلاعات محرمانه شرکت‌ها نشان دادند شرکت‌هایی که در شهرهای بزرگ واقع شده‌اند، نوسانات بیشتری را در بازده سهام تجربه می-نمایند. چنگ، جو و ژو[1] (۲۰۱۲) معتقدند در شرکت‌هایی که توسط تحلیل‌گران بسیاری مورد نظارت و تحلیل قرار می‌گیرند، با افزایش کیفیت سود، همزمانی قیمت سهام نیز افزایش می‌یابد؛ اما در شرکت‌هایی که تحلیل‌گران کمتری آن‌ها را بررسی می‌نمایند، افزایش کیفیت سود سبب کاهش همزمانی قیمت سهام می‌گردد. چن و همکاران (۲۰۱۲) در پژوهش خود به این نتیجه رسیدند که تغییرات نوسانات ویژه بازده سهام طی سال‌های ۱۹۷۸ تا ۲۰۰۹ به نوسانات اقلام تعهدی اختیاری مرتبط می‌شود. در این رابطه اثر متغیرهای مهمی همچون چرخه تجاری، عمر شرکت، عدم قطعیت عملیاتی و فرصت‌های رشد کنترل گردید. نتیجه مهم دیگر پژوهش نشان می‌دهد که میزان اختیارات مدیران یکی از عوامل تعیین‌کننده نوسانات ویژه می‌باشد. در ایران طالب‌نیا، تقی‌زاده خانقاه و حشمت (۱۳۹۵) در پژوهش خویش به بررسی رابطه بین چرخه عمر شرکت و خطر سقوط قیمت سهام با تأکید بر عدم تقارن اطلاعاتی و رویکرد رفتاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۹۴ پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که بین شرکت‌های حاضر در مرحله ظهور و رشد و خطر سقوط قیمت سهام ارتباط مثبت و معنی‌داری وجود دارد، در حالی‌که ارتباط معنی‌داری بین سایر مراحل چرخه عمر و خطر سقوط قیمت سهام برای شرکت‌های حاضر در مرحله معرفی و رشد بیشتر است. موسوی-شیری و همکاران (۱۳۹۴) طی پژوهشی به بررسی رابطه بین کیفیت افشای اطلاعات حسابداری و نوسان‌پذیری بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. یافته‌های این پژوهش حاکی است که بین کیفیت افشای اطلاعات و نوسان‌پذیری بازده سهام رابطه منفی و معناداری وجود دارد. طالب‌نیا، احمدی و بیات (۱۳۹۴) به بررسی رابطه بین کیفیت اقلام تعهدی و ریسک غیرسیستماتیک پرداختند. برای اندازه‌گیری کیفیت اقلام تعهدی از سه معیار توانایی اقلام تعهدی، محتوای اطلاعاتی اقلام تعهدی و میزان اقلام تعهدی اختیاری استفاده شده است. همچنین تأثیر کیفیت اقلام تعهدی بر ریسک غیرسیستماتیک بر اساس مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[2] و مدل فاما و فرنچ[3] (۱۹۹۳) اندازه‌گیری شده و مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد اقلام تعهدی اختیاری، توانایی اقلام تعهدی و

1 Cheng, Joe and Zhou
2 Capm
3 Fama French

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

محتوای اطلاعاتی اقلام تعهدی با ریسک غیرسیستماتیک رابطه مستقیم و معنادار دارد. 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 نشان می‌دهد که تغییرپذیری اقلام تعهدی بر نوسان بازده نامتعارف و متعارف آتی سهام تأثیر منفی و معنادار 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. مهرانی، اسکندری و گنجی (۱۳۹۳) رابطه بین کیفیت سود، هموارسازی سود و ریسک سهام را با استفاده از اطلاعات نمونه‌ای از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۱ الی ۱۳۹۰ بررسی نمودند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که بین کیفیت سود و ریسک سهام رابطه منفی و معنادار وجود دارد. از سوی دیگر ضریب همبستگی بین شاخص هموارسازی سود و ریسک سهام نشان از وجود رابطه مثبت و معنادار بین شاخص هموارسازی سود و ریسک سهام است. همچنین ریسک شرکت‌هایی که سودهای با کیفیت خود را هموار می‌نمایند، بیش از شرکت‌هایی است که سودهای بی کیفیت خود را هموار می‌کنند. قربانی و همکاران (۱۳۹۲) طی پژوهشی به بررسی ارتباط بین کیفیت گزارشگری مالی و نوسان بازده غیرمتعارف سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که کیفیت گزارشگری مالی بر نوسان بازده غیرمتعارف سهام تأثیر معکوس دارد.

با توجه مطالب مطرح‌شده در مبانی نظری، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر تدوین شده است:

فرضیه اول: بین چرخه عمر و نوسانات، رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه دوم: عدم قطعیت بنیادی تأثیر معناداری بر ارتباط بین چرخه عمر و نوسانات ویژه دارد.

فرضیه سوم: عدم قطعیت اطلاعاتی تأثیر معناداری بر ارتباط بین چرخه عمر و نوسانات ویژه دارد.

۴- روش پژوهش

برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از روش رگرسیون خطی چندمتغیره و برای تجزیه و تحلیل نهایی برای واکاوی داده‌ها از نرم‌افزار ایویوز [۱۹] استفاده شده است. جامعه‌ی آماری پژوهش حاضر را شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تشکیل می‌دهد و شامل شرکت‌هایی با این شرایط است: متغیرهای پژوهش، شرکت‌های صنایع واسطه‌گری، سرمایه‌گذاری، لیزینگ و شرکت‌های بیمه نباشد؛ قبل از سال مالی ۱۳۸۷ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرش شده باشد؛ در سال‌های

1 Eviews 9

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

مالی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۵ تغییر فعالیت و یا تغیر سال مالی نداشته باشد؛ حداقل ۸ ماه از سال، بازده ماهانه داشته باشد و داده‌های مدنظر آن‌ها در دسترس باشد. برای وجود یکنواختی میان شرکت‌های مدنظر، فقط شرکت‌هایی بررسی شده‌اند که پایان سال مالی آن‌ها، ۲۹ اسفندماه بوده است. بر اساس این و پس از اعمال محدودیت‌های بالا، تعداد ۱۵۴ شرکت در دوره‌ی زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۵ برای بررسی انتخاب شدند.

متغیرهای این پژوهش مشتمل بر چهار متغیر وابسته، مستقل، تعدیلگر و کنترلی به شرح زیر است:

متغیر وابستهٔ پژوهش، نوسانات ویژه بازده سهام است و برای اندازه‌گیری آن، مشابه مطالعات حسن و حبیب (۲۰۱۷) و اسپیگل و وانگ[1] (۲۰۰۵) از انحراف معیار ۱۲ ماهه عامل باقیمانده ($\varepsilon_{i,t}$) دو مدل ارزش‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و مدل سه عاملی فاما و فرنچ به شرح زیر استفاده شده است.

مدل ارزش‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای: این مدل بازده دارایی را با بازده بدون ریسک و بازده بازار ارتباط می‌دهد، که می‌توان آن را به صورت ریاضی به شکل رابطه (۱) نشان داد:

$$R_t^i - R_{ft} = \alpha_i + \beta_{i,MKT}\left(R_{MKT} - R_{ft}\right) + \varepsilon_{i,t} \qquad \text{رابطه (۱)}$$

$R_t^i - R_{ft}$: صرف ریسک سهام هر یک از شرکت‌های نمونه می‌باشد که از طریق کسر بازده بدون ریسک (R_{ft}) از بازده سهام هریک از شرکت‌ها در ماه t به‌دست آمده است. بازده سهام هر شرکت نیز از قیمت بازار سهام شرکت در اول و آخر دوره و نیز منافع مالکیت سهامداران در آن دوره، محاسبه‌شده است. R_f نیز نرخ بازده بدون ریسک می‌باشد که از نرخ سود اوراق مشارکت دولتی به عنوان نرخ بازده بدون ریسک استفاده‌شده است. $R_{MKT} - R_{ft}$: مازاد بازده ماهانه سبد بازار پس از کسر نرخ بازده بدون ریسک در طول دوره مطالعه می‌باشد. این متغیر صرف ریسک بازار نامیده می‌شود. $R_{MKT,t}$ بازده ماهانه بازار در سال t می‌باشد که از رابطه (۲) محاسبه‌شده است.

$$R_{MKT,t} = \frac{I_t - I_{t-1}}{I_{t-1}} \qquad \text{رابطه (۲)}$$

که در آن I_t شاخص کل قیمت در پایان دوره، I_{t-1}: شاخص کل قیمت در پایان دوره $t-1$ هستند.

1 Spiegel and Wang

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

مدل سه عاملی فاما و فرنچ: فاما و فرنچ با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای فرمول رابطه (۳) را ارائه نمودند:

$$R_t^i - R_{ft} = \alpha_i + \beta_{i,MKT}\left(R_{MKT} - R_{ft}\right) + \beta_{i,SMB}SMB_t + \beta_{i,HML}HML_t + \varepsilon_{i,t}$$ رابطه (۳)

SMB_t: عامل اندازه‌ی شرکت می‌باشد که پس از رتبه‌بندی شرکت‌ها برحسب اندازه، از تفاوت بین میانگین ساده بازده سبد ساخته‌شده شرکت‌های بزرگ‌تر از میانه (S/H و S/M و S/L) و میانگین ساده بازده سبد ساخته شده شرکت‌های کوچک‌تر از میانه (B/H و B/M و B/L)، در هر ماه به دست آمده است. عامل ارزش دفتری به ارزش بازار شرکت در سال t که از تفاوت بین متوسط بازده دو سبد ۳۰٪ بالا (B/H و S/H) و متوسط بازده دو ۳۰٪ پایین (B/L و S/H)، در هر ماه آمده است (قربانی و خطیری، ۱۳۹۳). به این ترتیب پس از تشکیل سبد مورد نظر عامل‌های SMB و HML بر اساس فرمول رابطه (۴) محاسبه می‌گردد:

$$SMB = (SH + SM + +SL)/3 - (BH + BM + BL)/3$$
$$HML = (SH + BH)\ /2 - (SL + BL)/2$$ رابطه (۴)

S/L: شرکت‌هایی که از نظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها پایین است.

S/M: شرکت‌هایی که از نظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها متوسط است.

S/H: شرکت‌هایی که از نظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها بالا است.

B/L: شرکت‌هایی که از نظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها پایین است.

B/M: شرکت‌هایی که از نظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها متوسط است.

B/L: شرکت‌هایی که از نظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش دفتری به ارزش بازار آن‌ها بالا است.

لازم به ذکر است که دسته‌بندی شرکت‌ها در سبدها برای تمامی متغیرها به‌صورت سالانه بوده اما محاسبه بازده این شرکت‌ها به صورت ماهانه انجام گرفته است. همچنین محاسبات مربوط به بازده هر سبد در سال t بر اساس سبد بندی انجام‌شده در سال t_1 انجام پذیرفته است (کیمیاگری، اسلامی بیدگلی و اسکندری، ۱۳۸۶).

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

در این پژوهش چرخه عمر شرکت به عنوان متغیر مستقل در نظر گرفته شده است. برای اندازه‌گیری چرخه عمر شرکت از روش دیکینسون (۲۰۱۱) استفاده می‌شود. وی برای تفکیک مراحل چرخه عمر شرکت، الگوهایی از علامت‌های مثبت و منفی طبقات صورت جریان وجه نقد سه‌طبقه‌ای (عملیاتی، سرمایه‌گذاری و تأمین مالی) ایجاد می‌نماید. استراتژی او برای شناسایی چرخه عمر بر اساس این فرضیه استوار است که وجوه نقد شرکت‌ها، نتایج مالی (به‌طور مثال، اختلاف در سودآوری، رشد و ریسک) آن‌ها را در مراحل چرخه عمر به‌طور متمایز و مجزا منعکس می‌کنند، به‌طوری‌که هر مرحله دارای یک الگوی مشخص از خالص جریانات نقدی می‌باشد. وی اظهار می‌کند شرکت در مرحله معرفی است، اگر جریانات نقد ناشی از عملیات و سرمایه‌گذاری منفی و جریان وجه نقد ناشی از تأمین مالی مثبت باشد ($CFO < 0$، $CFI < 0$ و $CFF > 0$). شرکت در مرحله رشد است، اگر جریانات نقد ناشی از عملیات و تأمین مثبت و جریان نقد ناشی از سرمایه‌گذاری منفی باشد ($CFO > 0$، $CFI < 0$، $CFF > 0$). شرکت در مرحله بلوغ است، اگر جریانات نقد ناشی از سرمایه‌گذاری و تأمین مالی منفی و جریان نقد ناشی از عملیات مثبت باشد ($CFO > 0$، $CFI < 0$، $CFF < 0$). شرکت در مرحله افول است، اگر جریان نقد ناشی از عملیات منفی، جریان نقد ناشی از سرمایه‌گذاری مثبت و جریان نقد ناشی از تأمین مالی مثبت، منفی و یا برابر صفر باشد ($CFO < 0$، $CFI > 0$، $CFF \leq \text{or} \geq 0$) در نهایت حالت‌های باقی‌مانده تحت مرحله رکود[1] طبقه‌بندی شده است و با توجه به اینکه مراحل چرخهٔ عمر پنج مرحله است، برای عملیاتی کردن آن از چهار متغیر موهومی استفاده می‌شود. به منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش برای چهار مرحلهٔ تولد، رشد، بلوغ و افول متغیر موهومی به صورتی که اگر شرکت حائز شرایط هر کدام از مراحل شود برابر یک و در غیر این صورت برابر صفر، استفاده شده است.

عدم قطعیت بنیادین یکی از متغیرهای تعدیل‌گر این پژوهش محسوب می‌شود. به تبعیت از پژوهش‌های حسن و حبیب (۲۰۱۷) و ایروین و پونتیف (۲۰۰۸) از انحراف استاندارد سه ساله نسبت جریان وجه نقد عملیاتی شرکت به کل دارایی‌های شرکت به عنوان شاخص عدم قطعیت بنیادین استفاده می‌شود. قابل‌توجه است که طبق پژوهش حسن و حبیب (۲۰۱۷) از نسبت جریان وجه نقد عملیاتی شرکت به کل دارایی‌های شرکت برای کنترل نوسانات جریان وجه نقد در سایر مدل‌های پژوهش استفاده می‌شود.

عدم قطعیت اطلاعاتی یکی دیگر از متغیرهای تعدیل‌گر این پژوهش به حساب می‌آید. در این پژوهش از شاخص کیفیت گزارشگری مالی برای سنجش عدم قطعیت اطلاعاتی استفاده

1 Shake-Out

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

می‌شود. برای این منظور مطابق با ژانگ[1] (۲۰۰۶) و لو، چن و لیائو[2] (۲۰۱۰) از جزء باقی مانده مدل تعدیل شده کوتاری، لئون و وسلی[3] (۲۰۰۵) استفاده می‌شود.

$$\frac{ACCR_{i,t}}{TA_{i,t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta AR_{i,t}}{TA_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{PPE_{i,t}}{TA_{i,t-1}} + \alpha_3 \frac{ROA_{i,t}}{TA_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t}$$

رابطه (۵)

که در آن: $ACCR_{i,t}$: کل اقلام تعهدی جاری که به عنوان تغییر در دارایی‌های جاری غیر نقد منهای تغییر در بدهی‌های جاری فاقد هزینه بهره، منهای هزینه استهلاک دارایی‌های مشهود و نامشهود برای شرکت i در سال t، تقسیم بر کل دارایی‌های ابتدای دوره است. $\Delta REV_{i,t} - \Delta AR_{i,t}$: برابر با تغییرات سالانه فروش منهای تغییرات سالانه حساب‌های دریافتنی شرکت i در سال t تقسیم بر کل دارایی‌های ابتدای سال. $PPE_{i,t}$: اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات برای شرکت i در سال t تقسیم بر کل دارایی‌های ابتدای سال. $ROA_{i,t}$: بازده دارایی‌ها برای شرکت i در سال t تقسیم بر کل دارایی‌های ابتدای سال. $\varepsilon_{j,t}$: جزء باقی مانده رابطه (۵ است که معیار تعیین کیفیت گزارشگری است و بر اساس مدل فرانسیس، لافوند، اُلسون و شپیر[4] (۲۰۰۵)، مقدار کیفیت گزارشگری در سال t، انحراف معیار باقی‌مانده‌های شرکت در رابطه(۵) بین سال t تا t_2 می‌باشد. قابل‌توجه است که طبق پژوهش‌های ایروین و پونتیف از قدر مطلق جزء باقی مانده رابطه (۵) برای کنترل کیفیت اقلام تعهدی (FRQ) در سایر مدل‌های پژوهش استفاده می‌شود.

بر اساس مبانی موضوع و پیشینهٔ پژوهش، متغیرهای کنترلی دیگر این پژوهش به شرح زیر است:

AGE_{it} (عمر شرکت) لگاریتم طبیعی تفاضل بین سال تأسیس شرکت از سال جاری (لو و همکاران، ۲۰۱۰)، DIV_{it} (نسبت سود پرداختی) سود قابل تخصیص شرکت به سود (زیان) عملیاتی (بروان و کاپادیا[5]، ۲۰۰۷ و حسن و حبیب، ۲۰۱۷). HHI_{it} (رقابت بازار محصول) شاخص هرفیندال هیرشمن به عنوان معیار اندازه‌گیری رقابت در بازار بورس اوراق بهادار محصولات استفاده شده است. شاخص هرفیندال هیرشمن از حاصل جمع توان دوم سهم بازار تمامی بنگاه‌های فعـال در صنعت بورس اوراق بهادار، به صورت زیر به دست می‌آید (چن و همکاران، ۲۰۱۲):

1 Zhang
2 Lu, Chen and Liao
3 Kothari, Leone and Wasley
4 Francis, LaFond, Olsson and Schipper
5 Brown and Kapadia

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

رابطه (۶)
$$HHI = \sum_{i=1}^{k} S_i^2$$

که در آن: HHI: شاخص هرفیندال هیرشمن، k: تعداد بنگاه‌های فعال در بازار بورس اوراق بهادار تهران و S: سهم از بازار شرکت است که از با استفاده از رابطه (۷) محاسبه شده است:

رابطه (۷)
$$S_i = {X_j}/{\sum_{l=1}^{n} X_j}$$

که در آن: X_j: نشان‌دهنده فروش شرکت j ام و l: نشان‌دهنده نوع صنعت است. شاخص هرفیندال هیرشمن، میزان تمرکز صنعت را اندازه‌گیری می‌کند. هر چه این شاخص بزرگ‌تر باشد، میزان تمرکز بیشتر بوده و رقابت کمتری در صنعت وجود دارد و بالعکس. LEV_{it} (اهرم مالی) نسبت مجموع بدهی‌های بلندمدت به کل دارایی‌ها (راجگوپال و ونکاتاچالام، ۲۰۱۱ و حسن و حبیب، ۲۰۱۷). MTB_{it} (نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام) ارزش بازار حقوق صاحبان سهام تقسیم بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سها (راجگوپال و ونکاتاچالام، ۲۰۱۱ و حسن و حبیب، ۲۰۱۷). RET_{it} (بازده سهام) تغییرات قیمتی سهم در طی دوره است و از نرم‌افزار ره‌آورد نوین استخراج شده است (بروان و کاپادیا، ۲۰۰۷ و حسن و حبیب، ۲۰۱۷). ROE_{it} (بازده حقوق صاحبان سهام) نسبت سود قبل از مالیات بر ارزش دفتری جمع حقوق صاحبان سهام (بروان و کاپادیا، ۲۰۰۷ و حسن و حبیب، ۲۰۱۷). $SIZE_{it}$ (اندازه شرکت) لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان (سهام پاستور و همکاران، ۲۰۰۳ و حسن و حبیب، ۲۰۱۷).

۴- یافته‌های پژوهش

آماره های توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول (۱) ارائه شده است. نوسانات ویژه بازده سهام[1] شرکت‌ها بر مبنای هر دو مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) به طور میانگین برابر با ۱۰ می‌باشد که نشان می‌دهد بیشتر داده‌های مربوط به این متغیرها پیرامون این نقطه تمرکز یافته‌اند. مقادیر میانگین به دست آمده برای مراحل مختلف چرخه عمر حاکی است که ۷/۷ درصد، ۴۱/۳ درصد، ۳۲/۶ درصد، ۵/۳ درصد و ۱۳/۱ درصد از سال- شرکت‌های نمونه به ترتیب در مراحل معرفی[2]، رشد[3]، بلوغ[4]، افول[5] و رکود[6] قرار دارند. به این ترتیب سال- شرکت‌هایی که در مرحله رشد و بلوغ دارند دارای بیشترین فراوانی می‌باشند.

1 Ivol
2 Introduction
3 Growth
4 Maturity
5 Decline
6 SHAKE-OUT

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

مقدار میانهٔ متغیر عدم قطعیت بنیادین[1] و عدم قطعیت اطلاعاتی[2] حدود ۰/۰۷ است و نشان می‌دهد نیمی از داده‌ها کمتر از این مقدار و نیمی دیگر بیشتر از این مقدار است. به‌طورکلی، پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین میزان پراکندگی داده‌ها با یکدیگر یا میزان پراکندگی آن‌ها نسبت به میانگین است.

جدول (۱): آماره های توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرها	تعداد مشاهدات	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
نوسانات ویژه بازده سهام_مدل قیمت-گذاری دارایی سرمایه‌ای	۹۱۲	۱۰/۲۴۸	۱۰/۸۰۳	۲۵/۰۰۴	۱/۸۸۹	۴/۴۱۶
نوسانات ویژه بازده سهام_مدل سه عاملی فاما و فرنچ	۹۱۲	۱۰/۶۵۴	۱۰/۰۲۰	۲۵/۷۹۳	۱/۷۲۷	۴/۴۰۵
چرخه عمر_مرحله معرفی	۹۱۲	۰/۰۷۷	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۲۶۶
چرخه عمر_مرحله رشد	۹۱۲	۰/۴۱۳	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۴۹۲
چرخه عمر_مرحله بلوغ	۹۱۲	۰/۳۲۶	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۴۶۹
چرخه عمر_مرحله افول	۹۱۲	۰/۰۵۳	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۲۲۳
چرخه عمر_مرحله رکود	۹۱۲	۰/۱۳۲	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۳۳۸
عدم قطعیت بنیادین (انحراف استاندارد سه سال نوسانات جریان وجه نقد)	۹۱۲	۰/۰۸۲۶	۰/۰۶۹	۰/۳۹۴	۰/۰۰۲	۰/۰۵۸۵
عدم قطعیت اطلاعاتی_شاخص کیفیت گزارشگری_مدل دیچو و دایچو	۹۱۱	۰/۰۵۳	۰/۰۴۳	۰/۰۳۷	۰/۰۰۰	۰/۰۴۵
عدم قطعیت اطلاعاتی_شاخص کیفیت گزارشگری_مدل کوتاری	۹۰۷	۰/۰۸۵	۰/۰۷۰	۰/۳۲۶	۰/۰۰۰	۰/۰۶۴
سن شرکت	۹۱۲	۲/۸۰۹	۲/۸۳۳	۳/۹۱۲	۰/۶۹۳	۰/۴۳۲
نسبت سود تقسیمی	۹۱۰	۱/۵۵۸	۰/۹۸۹	۹۱/۱۵۰	-۸۰/۹۰۴	۷/۵۱۸
کیفیت اقلام تعهدی	۸۶۵	۰/۰۹۵	۰/۰۶۷	۰/۵۶۲	۰/۰۰۰۰۲	۰/۰۹۳
رقابت‌پذیری در بازار	۹۱۲	۰/۲۷۹	۰/۲۵۷	۰/۹۳۳	۰/۰۶۳۶	۰/۱۹۶
اهرم مالی	۹۱۲	۰/۰۸۱	۰/۰۴۵	۱/۳۷۲	۰/۰۰۰	۰/۱۰۷
نسبت ارزش دفتری به بازار	۹۰۷	۳/۱۳۹	۲/۵۵۷	۵۶/۱۶۸	-۵۸/۳۶۷	۴/۹۲۴
نسبت سود سالانه	۹۱۲	۰/۷۴۸	۰/۳۰۰	۵/۷۴۴	-۰/۶۵۸	۱/۱۷۸
بازده حقوق صاحبان سهام	۹۱۱	۰/۲۹۸	۰/۲۷۹	۹/۴۸۶	-۱۶/۰۳۸	۰/۸۴۵
نوسانات جریان وجه نقد	۹۱۲	۰/۱۱۸	۰/۱۰۳	۰/۶۴۲	-۰/۳۳۶	۰/۱۲۹
اندازه شرکت	۹۱۲	۱۴/۰۱۲	۱۳/۸۲۸	۱۸/۸۶۳	۱۰/۱۳۳	۱/۴۸۶

1 SDCF
2 I-UNC

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

از جمله مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است. مقدار این پارامتر برای متغیر نسبت سود پرداختی[1] و عدم قطعیت بنیادین[2] به ترتیب برابر ۷/۵۱۸ و ۰/۰۵۹ است که نشان می‌دهد در بین متغیرهای پژوهش به ترتیب بیشترین و کمترین میزان پراکندگی را دارد.

برای تعیین الگوی مناسب برای تخمین الگوی پژوهش از آزمون F لیمر و هاسمن استفاده می‌شود. داده‌های تابلویی به دو صورت اثرهای ثابت و اثرهای تصادفی به کار می‌رود که نوع آن به کمک آزمون هاسمن تشخیص داده می‌شود. با توجه به آمارهٔ کای‌دو و سطح معنی‌داری آزمون هاسمن، برازش الگوی پژوهش برای آزمون فرضیه‌های ۱ و ۳ به‌صورت داده‌های تابلویی به کمک الگوی اثرهای ثابت و برای آزمون فرضیه‌های دوم به‌صورت داده‌های تابلویی به کمک الگوی اثرهای تصادفی انجام گرفته است. برای بررسی مانا بودن متغیرهای پژوهش از آزمون هادری استفاده شد و مانا نبودن متغیرها، باعث بروز مشکل رگرسیون کاذب می‌شود. نتایج نشان داد تمام متغیرها مانا است. قبل از آزمون F لیمر و هاسمن، آزمون همخطی انجام شد. همخطی وضعیتی است که نشان می‌دهد متغیر مستقل، تابعی خطی از سایر متغیرهای مستقل است. زیاد بودن همخطی در معادلهٔ رگرسیون، نشان می‌دهد بین متغیرهای مستقل، همبستگی زیادی وجود دارد و ممکن است با وجود ضریب تعیین، الگو اعتبار نداشته نباشد. در تمام آزمون‌ها، مقدار آمارهٔ VIF برای همه متغیرها کمتر از ۱۰ بود؛ بنابراین مشکل همخطی بین متغیرهای مستقل پژوهش وجود نداشت.

نتایج آزمون فرضیه نخست پژوهش در جدول ۲ نشان می‌دهد که هر چهار مرحله از چرخه عمر شرکت بر نوسانات ویژه بازده سهام تأثیر معنادار آماری دارند و حاکی از بالا بودن نوسانات ویژه بازده سهام شرکت‌ها در طی مراحل معرفی و افول نسبت به مرحله رشد و بلوغ می‌باشد. به این ترتیب فرضیه اولیه بر مبنای هر دو مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) برای محاسبه نوسانات ویژه بازده سهام، به ازای مراحل مختلف چرخه عمر مورد تائید قرار می‌گیرد. این نتیجه با یافته‌های پژوهش حیدرپور و همکاران (۱۳۹۵) که نشان می‌دهد بین چرخه عمر شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و خطر سقوط قیمت سهام این شرکت‌ها ارتباط معناداری وجود دارد و یافته‌های به دست آمده توسط حسن و حبیب (۲۰۱۷) در بازار سرمایه آمریکا کاملاً مطابقت می‌کند. لی و همکاران (۲۰۱۲) نیز در بازار سرمایه تایوان به نتیجه مشابهی دست یافتند. ضریب تعیین تعدیل شده مدل‌های فرضیه اول بر مبنای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و سه عاملی فاما و فرنچ نشان می‌دهد که به ترتیب ۴۵ و ۴۶

1 DIV
2 SDCF

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

درصد از تغییرات متغیر وابسته نوسانات ویژه بازده سهام شرکت توسط متغیرها تبیین می‌شود. مقادیر به دست آمده برای آماره دوربین- واتسون، حاکی است که بین باقیمانده‌ها همبستگی سریالی وجود ندارد. مقادیر سطح معناداری F برابر هر دو مدل ۰/۰۰۰ و کوچک‌تر از ۵ درصد است که معناداری کل مدل را نشان می‌دهد.

جدول (۲): نتایج آزمون فرضیه اول

$$IVOL_{it} = \gamma_0 + \sum_{j=1}^{4} \gamma_j LCS_{it} + \gamma_5 AGE_{it} + \gamma_6 DIV_{it} + \gamma_7 FRQ - K_{it} + \gamma_8 HHI_{it} + \gamma_9 LEV_{it} + \gamma_{10} MTB_{it} + \gamma_{11} RET_{it} + \gamma_{12} ROE_{it} + \gamma_{13} SDCF_{it} + \gamma_{14} SIZE_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیر وابسته	نوسانات ویژه بازده سهام برمینای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای			نوسانات ویژه بازده سهام برمینای مدل سه عاملی فاما و فرنچ		
متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
مرحله معرفی	-۰/۹۵۶	-۲/۱۲۷	۰/۰۳۴	-۰/۹۷۶	-۲/۰۳۱	۰/۰۴۲۶
مرحله رشد	-۱/۱۴۴	-۲/۰۷۱	۰/۰۳۹	-۱/۱۴۹	-۲/۴۶۵	۰/۰۴۸۹
مرحله بلوغ	-۱/۸۹۴	-۴/۴۴۸	۰/۰۰۰	-۱/۹۱۶	-۲/۶۱۴	۰/۰۰۹۱
مرحله افول	-۱/۱۳۳	-۲/۰۰۱	۰/۰۴۶	-۱/۱۴۱	-۲/۴۶۵	۰/۰۱۳۹
عمر شرکت	۳/۶۶۵	۲/۱۶۳*	۰/۰۳۱	۳/۵۹۱	۳/۱۶۹	۰/۰۰۱۶
نسبت سود پرداختی	-۰/۰۱۱	-۰/۵۷۱	۰/۵۶۸	-۰/۰۱۱	-۰/۵۵۳	۰/۵۸۰۳
کیفیت اقلام تعهدی	۵/۲۵۵	۳/۵۲۱	۰/۰۰۱	۵/۱۳۲	۳/۷۴۵	۰/۰۰۰۲
رقابت بازار محصول	۵/۰۱۷	۱/۷۱۰	۰/۰۸۸	۵/۱۹۴	۲/۲۹۹	۰/۰۲۱۸
اهرم مالی	۰/۴۰۷	۰/۳۴۵	۰/۷۳۰	۰/۳۱۰	۰/۲۲۲	۰/۸۲۴۲
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	-۰/۰۱۴	-۰/۴۱۶	۰/۶۷۸	-۰/۰۱۵	-۰/۳۵۴	۰/۷۲۳۱
بازده سهام	۱/۶۴۲	۲/۸۳۵**	۰/۰۰۵	۱/۶۲۹	۱۴/۸۴۹	۰/۰۰۰۰
بازده حقوق صاحبان سهام	۰/۰۰۸	۰/۰۴۰	۰/۹۶۸	۰/۰۰۴	۰/۰۲۳۷	۰/۹۸۱۱
نوسانات جریان وجه نقد	۱/۱۱۲	۰/۵۹۹	۰/۵۴۹	۰/۷۱۰	۰/۲۱۰	۰/۷۶۴۶
اندازه شرکت	-۰/۳۳۳	-۰/۷۲۱	۰/۴۷۱	-۰/۳۱۳	-۱/۲۲۲	۰/۲۲۲۰
ضریب ثابت	۲/۸۷۶	۱/۲۴۴	۰/۱۴۴	۲/۸۱۶	۰/۸۹۰	۰/۳۷۳۷
سطح معناداری F لیمر	۰/۰۰۰	داده‌های تابلویی		۰/۰۰۰	داده‌های تابلویی	
سطح معناداری هاسمن	۰/۰۱۹	اثرات ثابت		۰/۰۲۴	اثرات ثابت	
آماره F		۵/۵۱۱			۵/۲۶۲	
سطح معناداری F		۰/۰۰۰			۰/۰۰۰	
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۴۶			۰/۴۵	
آماره دوربین- واتسون		۲/۴۵۷			۲/۴۵۷	

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش در جدول ۳ نشان می‌دهد که با اعمال متغیر تعدیلگر نوسانات جریان وجه نقد به عنوان شاخص عدم قطعیت بنیادین، چهار متغیر مستقل مرحله معرفی*نوسانات جریان وجه نقد، مرحله رشد*نوسانات جریان وجه نقد، مرحله بلوغ* نوسانات جریان وجه نقد و مرحله افول*نوسانات جریان وجه نقد از تعامل مراحل چرخه عمر شرکت با نوسانات جریان وجه نقد جهت تخمین فرضیه دوم به وجود می‌آید. با توجه به سطح معناداری چهار متغیر نمایان شده در سطح اطمینان ۹۵ درصد اثر متقابل عدم قطعیت بنیادی و چرخه عمر در هیچ یک از مراحل مختلف چرخه عمر معنادار نمی‌باشد؛ به عبارت دیگر، عدم قطعیت بنیادی در هیچ یک از مراحل چرخه عمر، بر ارتباط بین چرخه عمر و نوسانات ویژه بازده سهام اثر معنادار آماری ندارد. به این ترتیب فرضیه دوم بر مبنای هر دو مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) برای محاسبه نوسانات ویژه بازده سهام، مورد تائید قرار نمی‌گیرد. این نتیجه با یافته‌های به دست آمده از بادآورنهندی و همکاران (۱۳۹۰) تا حدودی مغایرت دارد. البته باید توجه نمود که آن‌ها در پژوهش خود بر ریسک سیستماتیک تمرکز کرده و از طرفی وارد مقوله چرخه عمر نشده‌اند. نتیجه به دست آمده در این پژوهش با یافته‌های حسن و حبیب (۲۰۱۷) در بازار سرمایه آمریکا مغایرت دارد. یافته‌های پژوهش آن‌ها حاکی است که تأثیر عدم قطعیت بنیادی بر نوسانات ویژه بازده سهام متناسب با مراحل مختلف چرخه عمر، متفاوت می‌باشد. دلیل این تفاوت را می‌توان در شرایط مختلف بازارهای سرمایه دو کشور جستجو نمود که تأثیر به سزایی بر ورود و خروج وجه نقد عملیاتی شرکت‌ها دارند. ضریب تعیین تعدیل شده مدل‌های فرضیه دوم بر مبنای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و سه عاملی فاما و فرنچ نشان می‌دهد که به ترتیب ۱۱ و ۹ درصد از تغییرات متغیر وابسته نوسانات ویژه بازده سهام شرکت توسط متغیرها تبیین می‌شود. همچنین مقادیر به دست آمده برای آماره دوربین- واتسون، حاکی است که بین باقیمانده‌ها همبستگی سریالی وجود ندارد. مقادیر سطح معناداری F برابر هر دو مدل ۰/۰۰۰ و کوچک‌تر از ۵ درصد است که معناداری کل مدل را نشان می‌دهد.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

جدول (۳): نتایج آزمون فرضیه دوم

$$IVOL_{it} = \gamma_0 + \sum_{j=1}^{4} \gamma_j LCS_{it} + \gamma_5 SDCF_{it} + \sum_{j=6}^{9} \gamma_j LCS_{it} * SDCF_{it} + \gamma_{10} AGE_{it} + \gamma_{11} DIV_{it} + \gamma_{12} FRQ - K_{it} + \gamma_{13} HHI_{it} + \gamma_{14} LEV_{it} + \gamma_{15} MTB_{it} + \gamma_{16} RET_{it} + \gamma_{17} ROE_{it} + \gamma_{18} SIZE_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیر وابسته	نوسانات ویژه بازده سهام برمبنای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای			نوسانات ویژه بازده سهام برمبنای مدل سه عاملی فاما و فرنچ		
متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
مرحله معرفی	-۰/۳۲۷	-۰/۲۹۷	۰/۷۶۶	-۰/۴۱۵	-۰/۴۳۲	۰/۶۶۶
مرحله رشد	-۱/۰۷۶	-۱/۱۴۱	۰/۲۵۴	-۰/۹۶۸	-۱/۰۳۱	۰/۳۰۳
مرحله بلوغ	۰/۰۸۵	۰/۱۰۱	۰/۹۱۹	۰/۱۶۳	۰/۲۳۹	۰/۸۱۱
مرحله افول	۰/۳۷۰	۰/۲۸۹	۰/۷۷۲	۰/۳۷۴	۰/۲۹۵	۰/۷۶۸
عدم قطعیت بنیادین بر مبنای نوسانات جریان وجه نقد	-۱/۵۵۹	-۰/۲۴۵	۰/۸۰۷	-۲/۳۶۱	-۰/۳۵۸	۰/۷۲۰
مرحله معرفی*نوسانات جریان وجه نقد	-۱/۰۴۷	-۰/۱۲۳	۰/۹۰۲	-۱/۷۵۱	-۰/۲۴۹	۰/۸۰۳
مرحله رشد* نوسانات جریان وجه نقد	۹/۳۰۲	۱/۵۷۱	۰/۱۱۶	۸/۹۴۱	۱/۴۳۰	۰/۱۵۳
مرحله بلوغ* نوسانات جریان وجه نقد	۰/۴۰۸	۰/۰۶۰	۰/۹۵۲	-۰/۷۶۸	-۰/۱۶۱	۰/۸۷۲
مرحله افول* نوسانات جریان وجه نقد	-۰/۷۷۰	-۰/۰۹۳	۰/۹۲۶	۱/۳۵۰	۰/۱۵۱	۰/۸۸۰
عمر شرکت	۰/۳۲۸	۱/۴۹۹	۰/۱۳۴	۰/۳۷۲	۱/۹۰۶	۰/۰۵۷
نسبت سود پرداختی	۰/۰۱۱	۰/۳۸۷	۰/۶۹۹	۰/۰۰۵	۰/۱۹۷	۰/۸۴۴
کیفیت اقلام تعهدی	۲/۲۹۹	۱/۶۸۴	۰/۰۹۳	۳/۱۱۵	۲/۰۹۲*	۰/۰۳۷
رقابت بازار محصول	۱/۶۵۲	۱/۴۴۳	۰/۱۴۹	۱/۷۰۴	۱/۳۹۷	۰/۱۶۳
اهرم مالی	۳/۵۹۹	۲/۶۵۰	۰/۰۰۸	۲/۰۸۸	۱/۲۸۵	۰/۱۹۹
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	-۰/۰۵۰	-۰/۹۶۱	۰/۳۳۷	-۰/۰۴۴	-۰/۸۷۳	۰/۳۸۳
بازده سهام	۱/۱۹۲	۱/۷۲۹	۰/۰۸۴	۱/۰۹۳	۱/۵۵۳	۰/۱۲۱
بازده حقوق صاحبان سهام	-۰/۱۱۸	-۰/۳۷۶	۰/۷۰۷	-۰/۱۶۵	-۰/۵۱۳	۰/۶۰۸
اندازه شرکت	-۰/۳۵۰	-۲/۴۵۴	۰/۰۱۴	-۰/۳۰۹	-۲/۷۶۰	۰/۰۰۶
ضریب ثابت	۱۳/۳۱۲	۴/۲۴۵	۰/۰۰۰	۱۲/۶۱۳	۴/۵۲۲	۰/۰۰۰
سطح معناداری F لیمر	C	داده‌های تابلویی		۰/۰۰۱	داده‌های تابلویی	
سطح معناداری هاسمن	۰/۰۶۵	اثرات تصادفی		۰/۰۷۵	اثرات تصادفی	
آماره F		۷/۳۴۸			۶/۰۵۹	
سطح معناداری F		۰/۰۰۰			۰/۰۰۰	
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۱۱۸			۰/۰۹۶	
آماره دوربین- واتسون		۱/۹۹۷			۲/۰۲۶	

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

نتایج آزمون فرضیه سوم پژوهش در جدول ۴ نشان می‌دهد با اعمال متغیر تعدیلگر کیفیت گزارشگری بر مبنای الگوی کوتاری و همکاران به عنوان شاخص عدم قطعیت، چهار متغیر مستقل مرحله معرفی*کیفیت گزارشگری بر مبنای الگوی کوتاری و همکاران، مرحله رشد*کیفیت گزارشگری بر مبنای الگوی کوتاری و همکاران، مرحله بلوغ*کیفیت گزارشگری بر مبنای الگوی کوتاری و همکاران و مرحله افول*کیفیت گزارشگری بر مبنای الگوی کوتاری و همکاران، از تعامل مراحل چرخه عمر شرکت با کیفیت گزارشگری بر مبنای الگوی کوتاری و همکاران جهت تخمین فرضیه سوم به وجود می‌آید. مقدار ضریب رگرسیونی چهار متغیر مستقل نمایان شده بیانگر در سطح اطمینان ۹۵ درصد، اثر متقابل کیفیت گزارشگری بر مبنای الگوی کوتاری و همکاران و چرخه عمر در مراحل مختلف چرخه عمر معنادار می‌باشد. در نتیجه اثر تعدیلی کیفیت گزارشگری بر مبنای کوتاری و همکاران (۲۰۰۵) به عنوان شاخصی از عدم قطعیت اطلاعاتی در مراحل مختلف چرخه عمر بر ارتباط بین چرخه عمر و نوسانات ویژه بازده سهام اثر معنادار آماری مثبت و افزایشی دارد. به این ترتیب فرضیه سوم بر مبنای هر دو مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) برای محاسبه نوسانات ویژه بازده سهام مورد تائید قرار می‌گیرد. این نتایج با نتایج به دست آمده توسط حسن و حبیب (۲۰۱۷) در بازار سرمایه آمریکا کاملاً مطابقت می‌کند، اگر چه باید خاطر نشان شد که شاخص اندازه‌گیری در دو پژوهش متفاوت از یکدیگر می‌باشد. طالب‌نیا و همکاران (۱۳۹۴) نشان دادند که کیفیت اقلام تعهدی (به عنوان شاخص عدم قطعیت اطلاعاتی) بر ریسک غیرسیستماتیک شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مؤثر می‌باشد. در بین پژوهشگران خارجی راجگوپال و ونکاتاچالام (۲۰۱۱)، مینگ و همکاران (۲۰۱۵)، چن (۲۰۱۳)، میترا (۲۰۱۶) و دومینگوس (۲۰۱۶) در بازارهای سرمایه آمریکا، چین، ژاپن و انگلیس ارتباط معناداری را بین شاخص‌های مختلف کیفیت اطلاعات و نوسانات ویژه بازده سهام مشاهده نمودند. به طریقی دیگر، نتایج پژوهش جین و مایرز[1] (۲۰۰۶) از یافته‌های پژوهش حاضر پشتیبانی می‌نماید. آن‌ها ارتباط معناداری را بین انواع معیارهای عدم شفافیت اطلاعات مالی و همزمانی قیمت سهام (معیار معکوس نوسانات ویژه بازده سهام) مشاهده نمودند.

1 Jin and Myers

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

جدول (۴): نتایج آزمون فرضیه سوم

$$IVOL_{it} = \gamma_0 + \sum_{j=1}^{4} \gamma_j LCS_{it} + \gamma_5 I - UNC_{it} + \sum_{j=6}^{9} \gamma_j LCS_{it} * I - UNC_{it} + \gamma_{10} AGE_{it} + \gamma_{11} DIV_{it} + \gamma_{12} HHI_{it} + \gamma_{13} LEV_{it} + \gamma_{14} MTB_{it} + \gamma_{15} RET_{it} + \gamma_{16} ROE_{it} + \gamma_{17} SDCF_{it} + \gamma_{18} SIZE_{it} + \varepsilon_{it}$$

متغیر وابسته	فرضیه اصلی سوم بر مبنای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای			فرضیه اصلی سوم بر مبنای مدل سه عاملی فاما و فرنچ		
متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
مرحله معرفی	-۲/۰۵۳	-۳/۳۳۷	۰/۰۰۰۹	-۲/۱۷۱	-۳/۶۰۹	۰/۰۰۰۳
مرحله رشد	-۲/۱۲۱	-۲/۰۰۶	۰/۰۴۵۲	-۲/۴۲۱	-۳/۷۵۱	۰/۰۰۰۲
مرحله بلوغ	-۳/۰۰۲	-۳/۳۱۳	۰/۰۰۱۰	-۳/۴۸۲	-۳/۹۴۶	۰/۰۰۰۱
مرحله افول	-۱/۸۷۵	-۲/۸۹۹	۰/۰۰۳۸	-۱/۸۹۵	-۲/۰۴۸	۰/۰۴۰۹
عدم قطعیت اطلاعاتی بر مبنای شاخص- کیفیت گزارشگری کوتاری و همکاران (۲۰۰۵)	-۵/۵۲۱	-۱/۴۱۶	۰/۱۵۷۱	-۵/۹۷۲	-۱/۴۴۲	۰/۱۵۰۰
مرحله معرفی* کیفیت گزارشگری	۱۱/۶۷۷	۲/۴۶۱	۰/۰۱۴۱	۱۲/۷۳۸	۲/۵۹۹	۰/۰۰۹۵
مرحله رشد* کیفیت گزارشگری	۱۵/۹۵۴	۲/۱۳۹	۰/۰۳۲۸	۱۸/۴۶۸	۳/۵۷۹	۰/۰۰۰۴
مرحله بلوغ* کیفیت گزارشگری	۱۸/۱۸۴	۲/۵۱۰	۰/۰۱۲۳	۲۱/۰۶۱	۳/۰۸۵	۰/۰۰۲۱
مرحله افول* کیفیت گزارشگری	۱۵/۰۴۳	۳/۰۱۳	۰/۰۰۲۷	۱۳/۶۶۳	۲/۱۱۱	۰/۰۳۵۱
سن شرکت	۲/۲۹۸	۲/۱۸۹	۰/۰۲۸۹	۲/۸۷۶	۲/۶۹۶	۰/۰۰۷۲
نسبت سود پرداختی	۰/۰۰۲	۰/۱۰۲	۰/۹۱۸۵	-۰/۰۰۴	-۰/۲۶۳	۰/۷۹۲۷
رقابت بازار محصول	۳/۳۵۷	۱/۲۵۶	۰/۲۰۹۵	۵/۹۳۶	۱/۸۹۹	۰/۰۵۷۹
اهرم مالی	۲/۷۶۶	۱/۶۳۱	۰/۱۰۳۲	۱/۳۰۳	۱/۰۶۹	۰/۲۸۵۴
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	-۰/۰۲۱	-۰/۵۹۱	۰/۵۵۴۴	-۰/۰۱۱	-۰/۳۳۳	۰/۷۳۹۲
بازده سهام	۱/۷۱۷	۱۳/۷۵۸	۰/۰۰۰۰	۱/۶۶۰	۱۳/۶۱۳	۰/۰۰۰۰
بازده حقوق صاحبان سهام	۰/۱۲۳	۰/۶۸۲	۰/۴۹۵۳	۰/۰۸۲	۰/۵۵۹	۰/۵۷۶۴
انحراف استاندارد جریان وجه نقد	۰/۰۲۵	۰/۰۱۹	۰/۹۸۵۲	۰/۳۴۲	۰/۲۶۰	۰/۷۹۵۲
اندازه شرکت	-۰/۲۲۷	-۰/۸۹۵	۰/۳۷۱۱	-۰/۳۶۱	-۱/۴۱۲	۰/۱۵۸۳
ضریب ثابت	۶/۴۶۲	۲/۱۹۳	۰/۰۲۸۷	۶/۳۴۱	۲/۲۳۹	۰/۰۲۵۵
سطح معناداری F لیمر	۰/۰۰۰	داده‌های تابلویی		۰/۰۰۳	داده‌های تابلویی	
سطح معناداری هاسمن	۰/۰۴۸	اثرات ثابت		۰/۴۲۲	اثرات ثابت	
آماره F		۴/۲۸۳			۴/۱۹۷	
سطح معناداری F		۰/۰۰۰			۰/۰۰۰	
ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۳۸۲			۰/۳۷۵	
آماره دوربین- واتسون		۲/۳۸۸			۲/۳۹۹	

یافته‌های پژوهش بای و همکاران (۲۰۱۳) نیز ارتباط معناداری را بین نوسانات ویژه و کارایی اطلاعاتی شرکت‌ها تائید می‌نماید. هر چند باید توجه نمود که در هیچ یک از این مطالعات، چرخه

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

عمر شرکت‌ها در نظر گرفته نشده است. ضریب تعیین تعدیل شده مدل‌های فرضیه سوم بر مبنای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و سه عاملی فاما و فرنچ نشان می‌دهد که به ترتیب ۳۸ و ۳۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته نوسانات ویژه بازده سهام شرکت توسط متغیرها تبیین می‌شود. همچنین مقادیر به دست آمده برای آماره دوربین- واتسون، حاکی است که بین باقیمانده‌ها همبستگی سریالی وجود ندارد. مقادیر سطح معناداری F برابر هر دو مدل ۰/۰۰۰ و کوچک‌تر از ۵ درصد است که معناداری کل مدل را نشان می‌دهد.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

این مطالعه، تأثیر مراحل چرخه عمر شرکت را در نوسانات ویژه بازده سهام با تأکید بر متغیرهای عدم قطعیت بنیادین و عدم قطعیت اطلاعاتی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی می‌کند. شواهد نشان می‌دهد از طریق بررسی متغیرهای نشانگر مراحل چرخه عمر (معرفی، رشد، بلوغ و افول)، نحوه اثرگذاری چرخه عمر بر نوسانات ویژه بازده سهام را می‌توان به دو بخش تقسیم نمود: مراحل ابتدایی و انتهایی چرخه عمر (مرحله معرفی و افول) و مراحل میانی چرخه عمر (مرحله رشد و بلوغ). با گذر شرکت‌ها از مرحله معرفی به مراحل میانی میزان نوسانات ویژه بازده سهام کاهش می‌یابد و همزمان با ورود شرکت‌ها از مراحل میانی (مرحله رشد و بلوغ) به مرحله افول، نوسانات ویژه افزایش می‌یابد. به این ترتیب در قیاس با مرحله رکود چرخه عمر شرکت، مراحل ابتدایی و انتهایی چرخه عمر (مرحله معرفی و مرحله افول)، نوسانات ویژه بازده سهام بیشتر از مراحل میانی (مرحله رشد و مرحله بلوغ) آن می‌باشد. همچنین نتایج حاکی از آن است که به ازای هیچ یک از دو مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، عدم قطعیت بنیادی تأثیر معنادار آماری بر ارتباط بین چرخه عمر و نوسانات ویژه بازده سهام ندارد. این یافته نشان می‌دهد که نوسانات جریان وجه نقد عملیاتی در هیچ یک از مراحل چرخه عمر (معرفی، رشد، بلوغ و افول) متفاوت از مرحله رکود از نظر اثرگذاری بر نوسانات ویژه بازده سهام نمی‌باشد. بر این اساس، چنین استنباط می‌شود که ابهام سرمایه‌گذاران در خصوص جریان وجه نقد عملیاتی آتی، پدیده‌ای مستقل از چرخه عمر شرکت‌ها بوده و آنان در تصمیم‌گیری‌های خود به مراحل رشد شرکت مورد نظر توجه چندانی ندارند. این در حالی است که کیفیت گزارشگری بر مبنای مدل کوتاری و همکاران (۲۰۰۵) به عنوان شاخص عدم قطعیت اطلاعاتی بر رابطه چرخه عمر شرکت و نوسانات ویژه رابطه معناداری دارد، به عبارت دیگر کیفیت گزارشگری بر مبنای مدل کوتاری و همکاران (۲۰۰۵) به عنوان شاخص عدم قطعیت اطلاعاتی بر رابطه چرخه عمر شرکت و نوسانات ویژه بازده سهام، تأثیر معنادار آماری مثبت و افزایشی دارد. در نتیجه می‌توان بیان نمود که وجود عدم قطعیت اطلاعاتی بر مبنای کیفیت

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

گزارشگری مالی سبب تقویت رابطه بین نوسانات ویژه در طی مراحل مختلف چرخه عمر می‌شود. به عبارتی چنانچه طبق فرضیه اول بیان شد که بیشترین نوسانات ویژه بازده سهام مرتبط به مرحله معرفی و افول می‌باشد، وجود عدم قطعیت اطلاعاتی و کیفیت گزارشگری پایین سبب می‌شود این بیش‌تر بودن، تقویت یابد. هم چنین بررسی اثرات متقابل بین شاخص عدم قطعیت اطلاعاتی و مراحل چرخه عمر نشان می‌دهد که تأثیر عدم قطعیت اطلاعاتی بر نوسانات ویژه بازده سهام بر اساس مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در مراحل مختلف چرخه عمر از یک الگوی U- شکل تبعیت می‌نماید. به این ترتیب که در قیاس با مرحله رکود، عدم قطعیت اطلاعاتی مراحل ابتدایی و انتهایی چرخه عمر (مراحل معرفی و افول) بیشتر از مراحل میانی آن (مراحل رشد و بلوغ) می‌باشد؛ به عبارت دیگر در قیاس با مرحله رکود، کیفیت گزارشگری مراحل ابتدایی و انتهایی چرخه عمر (مراحل معرفی و افـول) کمتر از مراحل میـانی آن (مراحل رشد و بلوغ) می‌باشد. در نتیجه با تکامل شرکت‌ها، محیط اطلاعاتی و همچنین شفافیت اطلاعاتی آن‌ها بهبود یافته و این افزایش کیفیت اطلاعاتی سبب کاهش عدم قطعیت اطلاعاتی شرکت‌ها و در نتیجه آن، نوسانات ویژه بازده سهام نیز کاهش می‌یابد. به این ترتیب در مراحل ابتدایی و انتهایی چرخه عمر، نوسانات ویژه بازده سهام به دلیل کیفیت گزارشگری پایین و عدم قطعیت بالای اطلاعاتی، بیشتر از مراحل میانی آن می‌باشد.

با توجه به پیشینهٔ نظری و تجربی و یافته‌های پژوهش، به آن گروه از سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران که به دنبال انتخاب سهام‌های با ریسک پایین برای سرمایه‌گذاری می‌باشند، پیشنهاد می‌شود در تحلیل ریسک شرکت‌های مذکور حتماً به مقوله چرخه عمر آن‌ها توجه داشته و در تحلیل‌های خود از این متغیر به عنوان عاملی تأثیرگذار بر نوسانات بازده استفاده نمایند همچنین به عوامل تأثیرگذار بر سرمایه‌گذاری از جمله ریسک، بازده، اقلام تعهدی و کیفیت گزارشگری در تمامی مراحل چرخه عمر شرکت، بایستی توجه ویژه داشته باشند. به اعتباردهندگان و تأمین‌کنندگان مالی شرکت‌ها پیشنهاد می‌شود که ابتدا با بررسی مرحله‌ای از چرخه عمر که شرکت مورد نظر در آن قرار دارد، نوسانات ویژه بازده سهام آن را ارزیابی نموده و به این ترتیب تنظیم قراردادهای بدهی خود را متناسب با آن تعدیل نمایند. به مدیران شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران نیز توصیه می‌شود که به این موضوع توجه داشته باشند که در تحلیل نوسانات ویژه شرکت متبوع خود و بهبود وضعیت سرمایه‌گذاری در شرکت، عملاً نمی‌توانند بر جریان وجه نقد عملیاتی تکیه نمایند و بایستی به سایر عوامل توجه داشته باشند. همچنین بـه سیاست‌گذاران و قانون‌گـذاران بورس پیشنهاد می‌شود که با تنظیم استانداردهای لازم بر کیفیت هر چه بیشتر اطلاعات مالی شرکت‌ها افزوده و نقش تعدیل‌کننده اطلاعات مالی

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

را در مدیریت نوسانات ویژه طی مراحل مختلف چرخه عمر شرکت‌ها پررنگ‌تر نمایند. به علاوه، حسابرسان بایستی به این موضوع توجه نمایند که شرکت‌ها با توجه به مراحل حیات عمر خود برای گزارشگری مالی اقدام می‌کنند، در نتیجه امکان دستکاری سود و استفاده بیش از حد از اقلام تعهدی در برخی از مراحل چرخه عمر از جمله مرحله معرفی و رشد بیشتر می‌باشد. ازاین‌رو، بایستی در برنامه‌ریزی لازم بدین منظور، اعمال نمایند.

باید توجه نمود که نوسانات جریان وجه نقد عملیاتی از محدودیت‌های ذاتی برخوردار است. بدیهی است که بکار بردن شاخص بهتری در زمینه عدم قطعیت سرمایه‌گذاران در مورد جریان وجه نقد عملیاتی آتی، می‌تواند درک بهتری در زمینه چگونگی ارتباط متقابل بین سه پدیده عدم قطعیت اطلاعاتی، چرخه عمر و نوسانات ویژه بازده سهام به ما ارائه دهد. از طرفی هر یک از شاخص‌های کیفیت گزارشگری مالی تنها جنبه‌ای به خصوصی از کیفیت گزارشگری مالی را در نظر می‌گیرند، لذا اخیراً استفاده از معیارهای ترکیبی در ادبیات حسابداری مطرح شده است (تسما، کیم و دندو[1]، ۲۰۱۸). پیشنهاد می‌شود، تأثیر معیارهای ترکیبی کیفیت گزارشگری مالی به عنوان شاخص عدم قطعیت اطلاعاتی بر ارتباط بین چرخه عمر و نوسانات ویژه مورد بررسی قرار گیرد و یافته‌های آن با نتایج پژوهش حاضر مقایسه گردد.

۶. منابع

بادآورنهندی، یونس، و قادر داداش‌زاده. (۱۳۹۶). چرخه عمر شرکت و ریسک سقوط و جهش قیمت سهام، **مدل‌سازی ریسک و مهندسی مالی** ۱: ۱۱۴-۹۸.

بادآورنهندی، یونس؛ حسین بیورانی و حمزه آب‌روان. (۱۳۹۰). بررسی تأثیر نوسانات جریانات نقدی بر ریسک سیستماتیک شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، **پژوهش‌های مدیریت** ۹۲ و ۹۳: ۶۹-۵۳.

حیدرپور، فرزانه؛ حسین رجب‌دری و علی خلیفه‌شریفی. (۱۳۹۵). ارتباط بین چرخه عمر و خطر سقوط قیمت سهام، **پژوهش‌های حسابداری** ۳: ۲۲-۱.

شاکری، آیدین، و آزیتا جهانشاد. (۱۳۹۷). جریان بهینه نقد طی چرخه فعالیت شرکت (بلوغ، رشد و افول) با تأکید بر ریسک تأمین مالی و سودآوری، **دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت** ۲۶: ۹۴- ۸۳.

1 Tessema, Kim and Dandu

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

طالب‌نیا، قدرت اله؛ وحید تقی‌زاده خانقاه و نسا حشمت. (۱۳۹۵). ارتباط بین چرخه عمر و خطر سقوط قیمت سهام با تأکید بر عدم تقارن اطلاعاتی و رویکرد رفتاری، **فصلنامه حسابداری ارزشی و رفتاری** ۱(۲): ۲۳۹-۲۱۵.

طالب‌نیا، قدرت‌اله؛ سیدمحسن احمدی و مرتضی بیات. (۱۳۹۴). بررسی ارتباط بین کیفیت اقلام تعهدی و ریسک غیرسیستماتیک، **پژوهش‌های حسابداری مالی** ۲۴: ۵۲-۳۳.

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** ۱۴: ۱۵۷-۱۴۵.

قائمی، محمدحسین؛ مسعود حسینی و محمدباقر کریمی. (۱۳۹۳). استفاده مدیران از اقلام تعهدی اختیاری در شرایط عدم اطمینان محیطی، **دانش حسابداری مالی** ۱: ۸۵- ۶۷.

قربانی، بهزاد، و محمد خطیری. (۱۳۹۳). روند بازده غیرمتعارف سهام و نوسان آن در طول زمان، **حسابداری مالی** ۲۱: ۱۲۸-۱۱۰.

قربانی، بهزاد؛ داریوش فروغی؛ هادی امیری و سیدعباس هاشمی. (۱۳۹۲). کیفیت گزارشگری مالی و نوسان بازده غیرمتعارف سهام، **دانش مالی تحلیل اوراق بهادار** ۱۷: ۶۱- ۴۵.

کرمی، غلامرضا، و علیرضا قربان‌زاده. (۱۳۹۲). تأثیر اصل تطابق بر عدم اطمینان اطلاعاتی، **دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت** ۶: ۱۱-۱.

کیمیاگری، علی محمد؛ غلامرضا اسلامی بیدگلی و مهدی اسکندری. (۱۳۸۷). بررسی رابطه بین ریسک و بازده در بورس تهران بر اساس مدل سه عاملی فاما و فرنچ، **تحقیقات مالی** ۹(۲۳): ۸۲-۶۱.

مرادی، محمد، و هدی اسکندر. (۱۳۹۳). بررسی کیفیت سود طی چرخه عمر در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، **دانش حسابداری** ۵(۱۹): ۱۳۹- ۱۲۱.

مهرانی، ساسان؛ قربان اسکندری و حمیدرضا گنجی. (۱۳۹۳). رابطه بین کیفیت سود، هموارسازی سود و ریسک سهام، **مطالعات تجربی حسابداری مالی** ۴۲: ۱۳۹- ۱۱۷.

موسوی‌شیری، محمود؛ حمید سلیمانی؛ یوسف مؤمنی و حجت سلیمانی. (۱۳۹۴). رابطه بین کیفیت افشای اطلاعات حسابداری و نوسان‌پذیری بازده سهام، **پژوهش‌های تجربی حسابداری** ۵(۱۸): ۱۴۴- ۱۳۱.

Abdoh, H., and O. Varela. (2017). Product market competition, idiosyncratic and systematic volatility. **Journal of Corporate Finance**, 43: 500-513.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

Al-Hadi, A., M.M. Hasan, and A. Habib. (2016). Risk committee, firm life cycle, and market risk disclosures. **Corporate Governance: An International Review** 24(2): 145-170.

Bae, K.H., J.M. Kim, and Y. Ni. (2013). Is Firm-specific Return Variation a Measure of Information Efficiency?. **International Review of Finance** 13(4): 407-445.

Brown, G., and N. Kapadia. (2007). Firm-specific risk and equity market development**. Journal of Financial Economics** 84(2): 358-388.

Campbell, J.Y., M. Lettau, B.G. Malkiel, and Y. Xu. (2001). Have individual stocks become more volatile? An empirical exploration of idiosyncratic risk. **The Journal of Finance *56***(1): 1-43.

Chandra, I. and L. Suardi. (2013). **Analysis of Idiosyncratic Volatility Effect on Expected Return on Stock that Listed in Indonesia Stock Exchange in 2006-2010**, University Indonesia, Graduate School of Management Research Paper No. 13-67. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=2330661 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2330661.

Chen, C., A.G. Huang, and R. Jha. (2012). Idiosyncratic return volatility and the information quality underlying managerial discretion. **Journal of Financial and Quantitative Analysis** 47(4): 873-899.

Chen, L.H. (2013). Income smoothing, information uncertainty, stock returns, and cost of equity. **Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies** 16(03): 1350020.

Chen, L.H., D.S. Dhaliwal, and M.A. Trombley. (2008). The effect of fundamental risk on the market pricing of accruals quality. **Journal of Accounting, Auditing and Finance** 23(4): 471–492.

Cheng, C.S.A., J. Joe, and L. Zhou. (2012). **Earnings Quality and Price Synchronicity: Industry-Wide and Firm-Specific Information (February 2012).** Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=2280899 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2280899

Comin, D., and T. Philippon. (2005). The rise in firm-level volatility: Causes and consequences. **NBER macroeconomics annual** 20: 167-201.

Dickinson, V. (2011). Cash flow patterns as a proxy for firm life cycle. **The Accounting Review** 86(6): 1969-1994.

Domingues, A.I.R. (2016). **Idiosyncratic volatility and earnings quality**: evidence from United Kingdom.

Doukas, J.A., and O.B. Kan. (2004). Excess cash flows and diversification discount. **Financial Management** 71-88.

Drobetz, W., M. Halling, and H. Schröder. (2015). Corporate Life-Cycle Dynamics of Cash Holdings. **Available at SSRN 2578315**.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

Easley, D., and M. O'hara, (2004). Information and the cost of capital. **The journal of finance** 59(4): 1553-1583.

Fink, J., K.E. Fink, G. Grullon, and J.P. Weston. (2010). What drove the increase in idiosyncratic volatility during the internet boom? **Journal of Financial and Quantitative Analysis** 45(5): 1253-1278.

Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper. (2005). The market pricing of accruals quality. **Journal of accounting and economics** 39(2): 295-327.

Gaspar, J.M., and M. Massa (2006). Idiosyncratic volatility and product market competition. **The Journal of usiness** 79(6): 3125-3152.

Hasan, M.M., and A. Habib. (2017). Firm life cycle and idiosyncratic volatility. **International Review of Financial Analysis** 50: 164-175.

Healy, P.M., Hutton, A.P. and K.G. Palepu. (1999). Stock performance and intermediation changes surrounding sustained increases in disclosure. **Contemporary accounting research** 16(3): 485-520.

Hirshleifer, D. (2001). Investor psychology and asset pricing. **Journal of Finance** 56(4): 1533-1591.

Irvine, P.J., and J. Pontiff. (2008). Idiosyncratic return volatility, cash flows, and product market competition. **The Review of Financial Studies** 22(3): 1149-1177.

Jin, L., and SC. Myers. (2006). R2 around the world: new theory and new tests. **Journal of Financial Economics** 79(2): 257-292.

Kelly, B., H. Lustig, and S.V. Nieuwerburgh. (2012). The volatility factor structure. **Chicago Booth Research paper** 12-54.

Kothari, S. P., A.J. Leone, and C.E. Wasley. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. **Journal of accounting and economics** 39(1): 163-197.

Lee, J.S., C.H. Jiee, and C.Y. Wei. (2012). Dose the Firm Life Cycle Matter on Idiosyncratic Risk?

Lehavy, R., F. Li, and K. Merkley. (2011). The effect of annual report readability on analyst following and the properties of their earnings forecasts. **The Accounting Review** 86(3): 1087-1115.

Liao, Y. (2006). The effect of fit between organizational life cycle and human resource management control on firm performance. **Journal of American Academy of Business** 8: 192–196.

Lu, C.W., T.K. Chen, and H.H. Liao. (2010). Information uncertainty, information asymmetry and corporate bond yield spreads. **Journal of Banking and Finance** 34(9): 2265-2279.

Lynall, M.D., B.R. Golden, and A.J. Hillman. (2003). Board composition from adolescence to maturity: A multi theoretic view. **Academy of Management Review** 28(3): 416–431.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]

Ming, F., L. Qiliang, and L. Wei. (2015). Heterogeneous Beliefs, Financial Reporting Quality and Idiosyncratic Volatility-A Research Based on Difference Model. **Review of Investment Studies** 9: 012.

Mitra, R.K. (2016). The association between earnings quality and firm-specific return volatility: Evidence from Japan. **Review of Accounting and Finance** 15(3): 294-316.

Pae, Y., S.C. Bae, and N. Lee. (2018). Idiosyncratic volatility and cash flow volatility: New evidence from SandP 500. **International Review of Financial Analysis** 56: 127-135.

Pastor, L., and P. Veronesi. (2003). Stock valuation and learning about profitability. **Journal of finance** 58(5): 1749-1790.

Rajgopal, S., and M. Venkatachalam. (2011). Financial reporting quality and idiosyncratic return volatility. **Journal of Accounting and Economics** 51(1-2): 1-20.

Rountree, B. (2013). Idiosyncratic return volatility, earnings quality, and firm age. **School of Accounting Seminar Series**, Australian School of Business School of Accounting.

Spiegel, M., and X. Wang. (2005). **Cross-Sectional Variation in Stock Returns: Liquidity and Idiosyncratic Risk**. Working Paper.

Tessema, A., M.S. Kim, and J. Dandu. (2018). The impact of ownership structure on earnings quality: the case of South Korea. **International Journal of Disclosure and Governance** 1-13.

Zhang, X. (2006). Information uncertainty and stock returns. **The Journal of Finance** 61(1): 105–137.

Zhou, T., J. Xie, and X. Li. (2017). Financial Reporting Quality and Idiosyncratic Return Volatility: Evidence from China. **Emerging Markets Finance and Trade** 53(4): 835-847.

[Downloaded from qfaj.mobarakeh.iau.ir on 2026-11-16]