فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال یازدهم، شماره چهل و دوم، پاییز ۱۴۰۲
صفحات ۲۳۶-۲۱۹

مقاله پژوهشی

# بررسی تاثیر ناهمگونی سرمایه‌گذاران بر همزمانی قیمت سهام و بازده سهام[۱]

مهدی حاج ابراهیمی[۲]، حسین شفیعی[۳]، عباس شیبانی تذرجی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۶/۰۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۷/۱۵

## چکیده

*سرمایه‌گذاران دارای باورهای قبلی ناهمگون در ارزش یک شرکت هستند. همگن‌سازی سرمایه‌گذار فرض بسیار مهم در فرضیه بازار کارا است. با این حال، بازارهای مالی از دیدگاه سرمایه‌گذار حرفه‌ای کارا نمی‌باشد. بازارهای مالی از سرمایه‌گذاران ناهمگن شکل گرفته است که هدف آن‌ها حدس و گمان است. بسیاری از ناهنجاری‌ها اغلب به دلیل فاصله بیش از حد تئوری و واقعیت رخ می‌دهد. در همین راستا، ادبیات نظری بیشتر بر تحرکات ناشی از اعتقادات سرمایه‌گذاران یا ناهگونی سرمایه‌گذاران متمرکز است. حرکت قیمت سهام به عنوان یکی از ناهنجاری‌های رایج بیشتر مورد توجه محققان و متخصصان قرار گرفته است که نشان‌دهنده حرکت ناشی از اعتقادات افتراقی سرمایه‌گذاران یا ناهمگونی سرمایه‌گذاران است. لذا، بر پایه این استدلال، در این پژوهش تاثیر ناهمگونی سرمایه‌گذاران بر بازده و هم‌زمانی قیمت سهام بررسی می‌شود. بدین منظور، برای اندازه‌گیری ناهمگونی سرمایه‌گذاران مطابق با پژوهش‌های صورت گرفته از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای استفاده گردید. به منظور آزمون فرضیه‌ها از تحلیل رگرسیون با استفاده از داده‌های ترکیبی ۹۶ شرکت پذیرفته‌شده طی بازه زمانی ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۷ در بورس اوراق بهادار استفاده شده است. یافته‌های پژوهش نشان داد که ناهمگونی سرمایه‌گذاران بر همزمانی قیمت سهام شرکت‌ها تأثیرگذار است. همچنین، نتایج در برگیرنده تاثیر ناهمگونی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام شرکت‌ها است.*

**واژگان کلیدی**: ناهمگونی سرمایه‌گذاران، همزمانی قیمت سهام، رفتار سرمایه‌گذار.

**طبقه‌بندی موضوعی**: *G11, G20 , G29*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2023.32907.2409

۲. دانشجوی دکتری، گروه حسابداری، واحد زاهدان، دانشگاه آزاد اسلامی، زاهدان، ایران. (نویسنده مسئول)
Email: m.haji10@yahoo.com

۳. استادیار، گروه حسابداری، واحد سیرجان، دانشگاه آزاد اسلامی، سیرجان، ایران.Email: hossein.shafii@gmail.com

۴. استادیار، گروه حسابداری، واحد سیرجان، دانشگاه آزاد اسلامی، سیرجان، ایران.Email: sheybani.abbas@iauk.ac.ir

**مقدمه**

هدف اساسی سرمایه‌گذاران کسب بازده از انجام سرمایه‌گذاری در بازار سهام از طریق تغییرات ایجاد شده در قیمت سهام و کسب سود سهام است. یک فرض مهم در نظریه‌های مالی کلاسیک، همگن بودن سرمایه‌گذار است که باتوجه به اینکه بین واقعیت بازار و فرض نظریه کارا فاصله زیادی است. بسیاری از نابهنجاری‌ها در بازار به طور مرتب اتفاق می‌افتد که یکی از آن‌ها بیشترین توجه را به خود جلب می‌کند اثر لحظه‌ای[1] است (فاما و فرنچ[2]، ۲۰۰۷). اثر مومنتوم به این واقعیت اشاره می‌کند که سهام با بازده بالا نسبت به سال گذشته تمایل به بازدهی بالایی در چند ماه آینده دارد؛ بنابراین، بازده‌های کوتاه‌مدت در گذشته نیز ادامه پیدا می‌کند (جگادش و تیتمن[3]، ۱۹۹۳). استراتژی معاملات مومنتوم به طور گسترده‌ای توسط سرمایه‌گذاران مورد استفاده قرار می‌گیرد. محققان این ناهنجاری را ناهمگونی سرمایه‌گذار نسبت می‌دهد (چوی[4] و همکاران، ۲۰۱۰؛ فاما و فرنچ، ۲۰۰۹؛ هونگ و استین[5]، ۲۰۰۷). چوی و همکاران (۲۰۱۰) معتقدند که تفاوت‌های متقابل بین کشورها در حرکت سود در طول زمان همچنان ادامه دارد. این تفاوت‌ها ناشی از خصوصیات مختلف سرمایه‌گذاران از جمله جهت‌گیری فرهنگی بین آن‌ها است. به‌طورنمونه، ژانگ[6] (۲۰۰۶) بیان کردند که حرکت سهام‌های ایالات متحده ناشی از فردگرایی بالای سرمایه‌گذاران است. هوین و اسمیت[7] (۲۰۱۳) رفتار سرمایه‌گذاران به قیمت سهام را ناشی از واکنش اخبار می‌داند. همچنین، ویلیام (۱۹۷۷) بر این باور است که باورهای ناهمگن بین سرمایه‌گذاران باعث ایجاد عدم اطمینان و افزایش ریسک و بازدهی بالاتر می‌گردد.

افزون بر مطالب فوق، طبق تئوری سنتی مالی، قیمت سهام منعکس کننده ارزش بنیادی و جریان های نقدی آتی آن است. بر اساس فرضیه مطرح شده در بازار کارا، سرمایه‌گذاران دارای رفتار عقلایی هستند؛ آنان همه اطلاعات و شواهد در دسترس و موجود را تجزیه و تحلیل کرده تا از این طریق مطلوبیت موردانتظار خود را حداکثر کنند. از این رو، هرگونه تغییرات در قیمت سهام منجر به تغییر در ارزش‌های بنیادی شرکت می‌شود و رفتار غیرعقلایی سرمایه‌گذار منجر به کسب بازده برای آنان نمی‌شود. حتی اگر برخی از سرمایه‌گذاران با انجام معاملات غیرعقلایی باعث ایجاد شک در عرضه و تقاضا شوند، آربیتراژگران منطقی، باعث خنثی شدن اثر این شوک‌ها می‌شوند. درنتیجه، اقدامات آنان باعث تثبیت قیمت سهام در سطح بنیادی می‌شود. در این راستا، کیم و ها[8] (۲۰۱۰) نشان دادند قضاوت‌های سرمایه‌گذاران مبتنی بر اطلاعات

---

۱. فاما و فرنچ بر این باورند که دو ناهنجاری بیشترین توجه محققان را به خود جلب کرده است که اثر ارزش و اثر مقداری است. اثر ارزشی به این واقعیت اشاره دارد که سهام با قیمت‌های پایین نسبت به اصول مانند جریان نقدی یا ارزش بازار، بازده متوسط بالاتری را نسبت به پیش‌بینی مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای دارد. لذا در پژوهش حاضر اثر مومنتوم با ناهمگونی سرمایه‌گذاران مورد بررسی قرار گرفته است.

2. Fama and French
3. Jagadesh and Titman
4. Choi
5. Hong and Stein
6. Zhang
7. Huynh and Smith
8. Kim and Ha

غیرعلمی، تصورات ذهنی و شرایط روحی و احساسی آنان در بورس است. سرمایه‌گذاران دیدگاه‌های مختلفی نسبت به ارزش دارایی‌ها دارند. در این خصوص، آنان اوراق بهادار مالی را به شیوه‌ای برابر تجزیه و تحلیل کرده‌اند که این موضوع منجر به برآوردهای برابر از توزیع احتمالات جریان‌های نقدی برآوردی در اوراق بهادار موجود می‌شود. از این رو، این موضوع غالباً به انتظارات (باورهای) همگن معروف است، لکن در واقعیت به این صورت نیست. چرا که سرمایه‌گذاران دارای انتظارات برابر درباره بازار نبوده و پرتفوی بازار را نگهداری نمی‌کنند. به همین دلیل نیازمند به مدل‌هایی هستیم که قادر به توجیه این ناهمگونی رفتاری میان سرمایه‌گذاران باشد. لذا، با توجه به پیچیده‌تر شدن بازارهای مالی در عصر حاضر، این پژوهش در پی پاسخ به این سئوال است که آیا ناهمگونی سرمایه‌گذاران بر هم‌زمانی قیمت سهام و بازده سهام تاثیرگذار است یا خیر؟

**مبانی نظری و فرضیه پژوهش:**

طبق نظریه‌های کلاسیک (مطلوبیت و رقابت) یک سرمایه‌گذار کاملاً عقلایی است و تصمیمات منطقی خواهد گرفت. اما تحقیقات صورت گرفته در این زمینه نشان‌دهنده آن است که اغلب سرمایه‌گذاران حتی ماهرترین آن‌ها در تصمیم‌گیری‌های خود بر احساسات تکیه می‌کنند.. بنابراین، رفتار سرمایه‌گذاران می‌تواند اصمیم‌گیری تخصیص منابع پولی آنان و به تبع آن، قیمت‌گذاری بازده شرکت را تحت تاثیر قرار دهد. در این خصوص شرایط مبهم منتج شده از اشتباهات شناختی سرمایه‌گذاران که در روانشناسی ریشه دارد، باعث بروز اشتباهاتی در انتظارات سرمایه‌گذاران شده و این امر منجر به ایجاد رفتارهای خاص در هنگام سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی، توسط آنان می‌شود. حتی هنگامی که سرمایه‌گذاران اطلاعات عمومی در اختیار دارند، این احتمال وجود دارد که این اطلاعات را به روش‌های گوناگون تجزیه و تحلیل کنند و این امر ممکن است بر بازده سهام تاثیرگذار باشد. در نظریه میلر[1] (۱۹۷۷) باورهای ناهمگن بین سرمایه‌گذاران باعث ایجاد عدم‌اطمینان و افزایش ریسک و بازدهی بالاتری طلب می‌شود.

امروزه فرضیه رفتار عقلایی سرمایه‌گذاران جهت نشان دادن واکنش و رفتار بازار که در آن سرمایه‌گذاران به دنبال افزایش مطلوبیت خود هستند، مناسب نیست. حتی شواهد نشان می‌دهد بسیاری از الگوهای مطرح شده در مالی رفتاری که تماماً ریشه در ذات انسان دارند، از طریق آموزش نیز، به راحتی قابل حل نیست. از علل توجه رو به گسترش به مالی رفتاری، درک بهتر رفتار سرمایه‌گذاران است. در این خصوص، چشم‌انداز مالی رفتاری که خود از ترکیب مالی و روانشناسی ایجاد شده است، نشان می‌دهد روانشناسی، در هنگام تصمیم‌گیری مالی افراد نقش مهمی ایفا می‌کند. نظریه‌های اقتصاد عمدتاً بر این مبنا تدوین می‌شوند که افراد به شکلی معقول رفتار می‌کنند و اطلاعات موجود در روند سرمایه‌گذاری مورد استفاده قرار می‌گیرد. این فرض مبنای نظریه کارایی بازار است.

1. Miller

مطابق با فرضیه بازار کارا، اطلاعات به صورت کامل در بازار سهام وجود دارد و سرمایه‌گذاران می‌توانند بر اساس این اطلاعات اقدام به تصمیم‌گیری منطقی نمایند. انتظارات همگن سرمایه‌گذاران فرضیه‌ای است که توسط مارکوویز[1] (۱۹۵۲) در نظریه پرتفوی مدرن خود ارائه نمود. وی بر این استدلال است که همه سرمایه‌گذاران از انتظارات یکسانی برخوردارند و با توجه به مجموعه‌ای از شرایط، انتخاب‌های یکسانی را انجام می‌دهند. لوی[2] و لوی (۱۹۹۶) بر این باورند که با وجود اختلاف‌ها و استدلال‌های متفاوت، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای جهت همگن کردن انتظارات سرمایه‌گذاران به عنوان مدلی پیشرو در رویکرد ساختاری محسوب می‌شود. افراد غالباً اطلاعات مشترکی را به اشتراک می‌گذارند، اما در مورد معنای این اطلاعات، نه تنها در ارزیابی دارایی‌های مخاطره آمیز بلکه، در ارزیابی سیاست‌های اقتصادی و غیره نیز اختلاف نظر دارند.

واگرایی عقاید غالباً به عنوان نوعی ناهمگونی سرمایه‌گذار در اقتصاد مالی تعریف می‌شود (وانگ و لیو[3]، ۲۰۱۴). ناهمگونی سرمایه‌گذاران می‌تواند از اولویت‌های مالیاتی، تحمل ریسک، نیاز به نقدینگی و اطلاعات خصوصی (وانگ و لیو، ۲۰۱۴) و محدودیت‌های مالی و درآمدهای بدون کنترل (وانگ، ۱۹۹۴) ناشی می‌شود. به‌طورمشابه، مایشار[4] (۱۹۸۳) نشان داد واگرایی عقاید سرمایه‌گذار در تعیین قیمت دارایی‌ها بسیار ضروری است. بنابراین، ناهمگونی سرمایه‌گذار از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، زیرا ارتباط مستقیم با رفتار قیمت و حجم معاملات در بازار دارد. معامله‌گران می‌توانند در صورت تغییر ناهمگونی سرمایه‌گذاران استراتژی‌های معاملات خود را تغییر دهند. بنابراین، مطابق با استدلال فوق، فرضیه پژوهش به شرح زیر بیان می‌گردد.

**فرضیه اول**: ناهمگونی سرمایه‌گذاران بر هم‌زمانی قیمت سهام تأثیرگذار است.

**فرضیه دوم**: ناهمگونی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام تأثیرگذار است.

## پیشینه تجربی پژوهش

سیادی تارانلو[5] و همکاران (۲۰۱۹) به بررسی تحلیل روابط علی عوامل موثر در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران فردی بر خرید سهام را با استفاده از یک نمونه مشتمل بر ۳۵ کارشناس سرمایه‌گذاری مورد بررسی قراردادند. نتایج پژوهش نشان داد ۴ شاخص و ۲۰ زیرشاخص بر تصمیم سرمایه‌گذاران فردی برای خرید سهام در بورس تاثیرگذار است. دانگ و وو[6] (۲۰۱۹) در پژوهشی با عنوان توجهات سرمایه‌گذار به عنوان یک عامل قیمت‌گذاری ریسک از سرمایه‌گذاران چینی برای سهام‌های خود پرداختند. آن‌ها دریافتند

1. Markowitz
2. Levi
3. Wang & Liu
4. Maishar
5. Tooranloo
6. Dong & Wu

توجه سرمایه‌گذار می‌تواند به طور سیستماتیک بر بازده سهام تاثیرگذار باشد و آن را به عنوان یک عامل مهم در قیمت‌گذاری سهام تبدیل می‌کند. موشینادا و سرما ویلوری[1] (۲۰۱۹) طی پژوهشی به بررسی عقلانیت سرمایه‌گذاران و تعصبات رفتاری در بازار سهام کشور هند پرداختند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند سرمایه‌گذاران باید پس از تحلیل هر سرمایه‌گذاری، عمل کنند تا از اشتباهات رفتاری گذشته آگاه شوند و از ادامه همین کار خودداری کنند. این ممکن است به سرمایه‌گذاران کمک کند تا تاثیرات منفی خودشیفتگی و اعتماد به نفس بیش از حد را در ابزار مورد انتظار خود به حداقل برسانند. در این رابطه دهاویی[2] (۲۰۱۵) با بررسی ارتباط شک‌های بازار شهام و حجم معاملات در بازه زمانی ۱۹۸۷ تا ۲۰۱۴ در آمریکا نشان داد سرمایه‌گذاران در دوره‌های خوش‌بینی خود به صورت هوشیار و زیرکانه اقدام به سرمایه‌گذاری و نگهداری پرتفوی می‌کنند و در دوره‌های نرمال و بدبینی، دقت آنان در سرمایه‌گذاری و نگهداری پرتفوی کاهش پیدا می‌کند. از همین منظر، هافمانن[3] و همکاران (۲۰۱۵) با بررسی ارتباط بین درک سرمایه‌گذاران، حجم معاملات واقعی و رفتار ریسک‌پذیری اثبات کردند تغییر درک سرمایه‌گذاران می‌تواند بر حجم معاملات و رفتار ریسک‌پذیری آنان تأثیرگذار باشد.

در ارتباط با پیشینه پژوهش‌های داخلی، مطالعات مستقیماً رابطه ناهمگونی سرمایه‌گذاران، هم‌زمانی قیمت و بازده سهام را بررسی نکرده‌اند. در این ارتباط، اسکندرلی (۱۳۹۸) در پژوهشی به بررسی تاثیر اقلام تعهدی بر ناهمگونی باورهای سرمایه‌گذاران و تاثیر تعامل آن‌ها بر بازده سهام طی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۵ با استفاده از یک نمونه متشکل از ۱۵۱ شرکت پرداختند. نتایج یافته‌های وی نشان می‌دهد که با افزایش اقلام تعهدی باورهای سرمایه‌گذاران تحت تأثیر سطح ناهمگونی بالایی قرار می‌گیرد که این امر بر بازده سهام تاثیرگذار است. همچنین، نتایج دربرگیرنده آن است که ناهمگونی باورهای سرمایه‌گذاران بر رابطه بین اقلام تعهدی و بازده سهام تاثیرگذار است. صفرپور و همکاران (۱۳۹۸) اثر متفاوت اندازه شرکت‌ها بر رابطه بین بازده متعارف، بازده نامتعارف و باور ناهمگن سرمایه‌گذار در شرکت‌های پذیرفته‌شده بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از یک نمونه متشکل از ۱۱۰ شرکت طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ بررسی نمودند. نتایج یافته‌های آن‌ها نشان داد بازده متعارف و نامتعارف سهام بر باور ناهمگن سرمایه‌گذار اثر می‌گذارد و تاثیر این دو متغیر بر باور ناهمگن در شرکت‌های بزرگ نسبت به شرکت‌های کوچک بیشتر است؛ بنابراین، اجزای بازده سهام می‌تواند باور سرمایه‌گذار را تخت تاثیر قرار دهد و در تصمیم‌گیری بابت سرمایه‌گذاری به چالش بکشاند. درخشنده و احمدی (۱۳۹۶) به ارزیابی نقش باورهای سرمایه‌گذاران بر جهت‌گیری قیمت و حجم معاملات در بازار سرمایه پرداختند. یافته‌های پژوهش نشان داد باورهای سرمایه‌گذاران شامل؛ خوش‌بینانه، تأثیر مثبت و بدبینانه، تأثیر منفی بر روند معاملات بازار دارد. همچنین، نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که باورهای خوش‌بینانه و بدبینانه سرمایه‌گذاران بر روند قیمت بازار تأثیر معنی‌دار ندارد. رستمی و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی آزمون قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با فرض وجود اطلاعات

1. Mushinada, V. N. C & Veluri
2. Dhaoui
3. Hoffmann

ناهمگن پرداخت که نتایج آنان نشان داد که کاربردهای باورهای ناهمگون سرمایه‌گذار بر قیمت‌گذاری تعادلی دارایی‌ها و انتخاب پرتفوی بهینه تأثیرگذار است. نتایج پژوهش آنان هم‌چنین نشان داد که بین بازده‌های ماهانه و قیمت‌های نسبی همبستگی معناداری وجود دارد. همچنین، نتایج بیانگر این است که استراتژی قیمت مشروط بهتر از استراتژی خرید و نگهداری عمل می‌کند.

## روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از لحاظ هدف، کاربردی و از لحاظ ماهیت و روش، توصیفی-همبستگی است. جهت آزمون فرضیه‌های پژوهش، داده‌ها به روش کتابخانه‌ای و به صورت روزانه جمع‌آوری گردید. مدل آماری به‌کار رفته شده در این پژوهش مدل رگرسیون چندمتغیره است. به‌منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش از رگرسیون به‌ظاهر نامرتبط[1] (SUR) استفاده می‌شود. علت استفاده از این روش این است که حجم معاملات صورت گرفته در بازار سرمایه می‌تواند بر روند قیمت سهام تأثیرگذار باشد. ازاین‌رو، در این پژوهش قبل از اجرای رگرسیون به‌ظاهر نامرتبط (SUR)، لازم است شرط مربوط به وابستگی اجزای اخلال معادلات موردبررسی قرار گیرد. در صورت وجود همبستگی بین اجزای اخلال امکان استفاده از این رگرسیون وجود دارد.

جامعه آماری پژوهش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در بین سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۷ است که با استفاده از روش حذفی و با به‌کارگیری معیارهای زیر اقدام به انتخاب نمونه شده است.

۱. قبل از سال ۱۳۹۰ در بورس اوراق بهادار پذیرفته‌شده باشد.
۲. در طول دوره پژوهش بیشترین ارزش بازار را داشته باشد (این معیار به این دلیل اضافه گردید که انتظار می‌رود شرکت‌هایی که دارای بیشترین ارزش بازار باشند، بیشتر تحت تأثیر افکار و عقاید سرمایه‌گذاران قرار می‌گیرند و همچنین، بیشترین تأثیر را بر بازار سرمایه دارند).
۳. اطلاعات آن‌ها در دوره پژوهش به‌صورت روزانه وجود داشته باشد.

## متغیرها و مدل رگرسیونی پژوهش

### متغیر مستقل: ناهمگونی سرمایه‌گذار

متغیر مستقل پژوهش حاضر ناهمگونی سرمایه‌گذار است که مطابق با پژوهش دهایوی و خرایف (۲۰۱۴) از رابطه (۱) استفاده شده است.

$$pes_t = ln\left[\left(\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{n}(P_{i,t}|P_{i,t} < E[P_{i,t}))\right]^{-1} * 100 \right. \quad (۱)$$

در رابطه فوق $pes_t$، نشان‌دهنده باورهای بدبینانه سرمایه‌گذاران به صورت روزانه؛ $P_{i,t}$، نشان‌دهنده قیمت سهام شرکت i در زمان t؛ $E[P_{i,t}]$، نشان‌دهنده میانگین قیمت روزانه سهم هر شرکت در هر سال مالی؛ N، نشان‌دهنده تعداد شرکت در هر روز و Ln، لگاریتم طبیعی است.

1. Seemingly Unrelated Regression

به منظور محاسبه میانگین قیمت روزانه سهم در هر سال مالی $E[P_{i,t}]$ از رابطه (۲) استفاده شده است.

$$E[P_i] = \frac{1}{T}\sum_{i=1}^{t} p_{i,t} \quad (۲)$$

**متغیر وابسته: هم‌زمانی قیمت سهام**

متغیر وابسته پژوهش، مطابق با پژوهش جین[1] و همکاران (۲۰۱۶) با استفاده از الگوی رابطه (۳)، ضریب تعیین تعدیل‌شده الگوی رگرسیونی محاسبه و سپس، به عنوان مبنایی برای محاسبه هم‌زمانی استفاده می‌شود (فلاح‌زاده ابرقویی و همکاران، ۱۳۹۸).

$$R_{it_d} = \alpha_{0i} + \beta_{1i}R_{mt_d} + \beta_{1i}R_{mt_{d-1}} + \gamma_{1i}R_{jt_d} + \gamma_{2i}R_{jt_{d-1}} + \varepsilon_{it_d} \quad (۳)$$

عوامل عبارتند از؛ $R_{mt_d}$: بازده روزانه بازار در سال t؛ $R_{it_d}$: بازده روزانه شرکت در سال t؛ $R_{jt_d}$: بازده روزانه صنعت در سال t؛ $R_{mt_{d-1}}$: بازده بازار یک روز قبل در سال t؛ و $R_{jt_{d-1}}$: بازده روزانه صنعت یک روز قبل در سال t است. همچنین، به منظور محاسبه بازده روزانه صنعت و بازار از رابطه (۴) و (۵) استفاده شد.

$$R_{m,t} = \frac{I_{m2t} - I_{m1t}}{I_{m1t}} \quad (۴)$$

$$R_{j,t} = \frac{I_{j2t} - I_{j1t}}{I_{j1t}} \quad (۵)$$

عوامل عبارتند از، $I_{m2t}$: شاخص بازار در انتهای روز و $I_{mt}$: بازده روزانه بازار $I_{m1t}$: و شاخص بازار در ابتدای روز t است. $I_{j1t}$: شاخص صنعت در ابتدای روز t؛ $I_{j2t}$: شاخص صنعت در پایان روز و $I_{jt}$: بازده روزانه صنعت است و برای محاسبه آن از رابطه (۳) استفاده می‌شود که نشان‌دهنده ضریب تعیین از تغییرات بازده روزانه صنعت و بازار به‌دست‌آمده است و بیانگر تاثیر آن عوامل بر بازده روزانه شرکت است.

ضریب تعیین الگوی بازار، حاصل تغییرات عامل بازده بازار و تاثیر آن بر بازده سهام شرکت است (جین و همکاران، ۲۰۱۶). متغیر هم‌زمانی قیمت سهام شرکت i در سال مالی t با توزیع نزدیک به نرمال از طریق رابطه ۶ به دست می‌آید.

$$synch = \log\left(\frac{{R_{i,t}}^2}{1 - R_{it}^2}\right) \quad (۶)$$

**بازده سهام**

دومین متغیر وابسته پژوهش بازده سهام است که مطابق با پژوهش اصولیان و همکاران (۱۳۹۶) از طریق بازده ماهانه شرکت بر اساس تغییرات قیمت انتهای هر ماه با درنظر گرفتن افزایش سرمایه و همچنین، سود تقسیمی محاسبه می‌شود.

1. Jin

**متغیرهای کنترلی**

متغیرهای کنترلی پژوهش حاضر مطابق با پژوهش ژانگ (۲۰۱۸) شامل اندازه شرکت، اهرم مالی، نرخ بازده دارایی، رشد شرکت و زیان‌دهی است.

- **اندازه شرکت:** اندازه شرکت عبارت است از لگاریتم طبیعی ارزش بازار دارایی‌های شرکت که از حاصل‌ضرب تعداد در قیمت سهام در انتهای سال به دست می‌آید (سونگ[1]، ۲۰۱۵). اندازه شرکت به طور مستقیم به هم‌زمانی قیمت سهام مربوط می‌شود، زیرا بازده سهام شرکت‌های بزرگ، همگام با بازار است (رول[2]، ۱۹۸۸). افزون برآن، فرناندز و فریا[3] (۲۰۰۹) استدلال می‌کنند که اعلامیه‌های عمومی شرکت‌های با اندازه بزرگ‌تر ممکن است به عنوان شاخص‌های کلان اقتصادی برای شرکت‌های کوچک عمل کند که موجب افزایش هم‌زمانی قیمت سهام شود.
- **اهرم مالی:** اهرم مالی به وسیله تقسیم کل بدهی‌ها بر کل دارایی‌ها محاسبه می‌شود. مطالعات قبلی صورت گرفته مانند هی[4] و همکاران (۲۰۱۳) و نگ[5] و همکاران (۲۰۱۱) بیان داشته‌اند که اهرم مالی نقش مهمی در هم‌زمانی قیمت سهام دارد. آنها بیان کردند که اهرم مالی بالاتر، تمایل به تغییر ریسک از نقدینگی به بدهی را موجب می‌شود که ریسک بیشتری را برای شرکت به همراه دارد و منجر به افزایش هم‌زمانی قیمت سهام می‌شود.
- **نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام:** عبارت است از تقسیم ارزش بازار جمع حقوق مالکانه شرکت در انتهای سال بر ارزش دفتری (دموری و همکاران، ۱۳۸۷). در این خصوص، بالا بودن این نسبت به معنی ریسک کمتر در ارتباط با شرکت و به تبع نرخ بازده موردانتظار کمتر برای سرمایه‌گذاران است؛ از این رو، این نسبت با تأثیری که بر بازده مورد انتظار دارد بر هم‌زمانی قیمت سهام تأثیر می‌گذارد.
- **سن شرکت:** عبارت است از سالهایی که در بورس اوراق بهادار ثبت شده است. هدف از انتخاب این متغیر این است که شرکت‌ها رویه‌های گزارشگری و کیفیت افشای اطلاعات خود را در طول زمان بهبود می‌بخشند (رحیمی و نظام پور، ۱۳۹۵)؛ بنابراین، سن شرکت می‌تواند بر هم‌زمانی قیمت سهام اثرگذار باشد.
- **بتا:** عبارت است از نسبت ایجاد شده از رابطه کوواریانس بازده پرتفوی بازار و بازده سهام شرکت با نسبت واریانس پرتفوی بازار است (احمدی و همکاران، ۱۳۹۱). افشای اطلاعات حسابداری به علت کاهش عدم‌تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران و تاثیری که بر ریسک دارد، بر هم‌زمانی قیمت سهام می‌تواند موثر باشد (فاروق و آکتاروزامان، ۲۰۱۶).

---

1. Song
2. Roll
3. Fernandes and Ferreira
4. He
5. Ng

**مدل رگرسیونی پژوهش**

جهت سنجش ناهمگونی سرمایه‌گذاران بر هم‌زمانی قیمت سهام و بازده سهام در پژوهش حاضر بر اساس مدل ژانگ (۲۰۱۸) استفاده‌شده است. رابطه (۷) بیانگر تاثیر ناهمگونی سرمایه‌گذاران بر هم‌زمانی قیمت سهام است.

$$Synch_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Pes_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 MB_{i,t} + \beta_5 BETA_{i,t} + \beta_6 AGE_{i,t} + Year\ fixed\ effect + Industry\ fixed\ effects + \varepsilon_i \quad (۷)$$

رابطه (۸) نیز بیانگر، تاثیر ناهمگونی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام است.

$$R_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Pes_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 MB_{i,t} + \beta_5 BETA_{i,t} + \beta_6 AGE_{i,t} + Year\ fixed\ effect + Industry\ fixed\ effects + \varepsilon_i \quad (۸)$$

که در آن: $Synch_{i,t}$ :هم‌زمانی قیمت سهام i در سال t؛ $Pes_{i,t}$: ناهمگونی سرمایه‌گذاران شرکت i در سال t؛ $R_{i,t}$: بازده سهم شرکت i در سال t؛ $SIZE_{i,t}$: اندازه شرکت i در سال t؛ $LEV_{i,t}$: اهرم مالی شرکت i در سال t؛ $MB_{i,t}$: ارزش بازار به دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت i در سال t؛ $BETA_{i,t}$: بتای سهام شرکت i در سال؛ $AGE_{i,t}$: سن شرکت i در سال؛ $Year\ fixed\ effect$: اثرات ثابت سال-شرکت و $Industry\ fixed\ effects$: اثرات ثابت صنعت است.

## یافته‌های پژوهش

### آمار توصیفی

جدول ۱، آمار توصیفی متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد. میانگین هم‌زمانی قیمت سهام ۱/۳۲۷-است. به‌عبارت‌دیگر، منفی بودن مقدار میانه نمره هم‌زمانی قیمت سهام نشان می‌دهد مدیران شرکت‌ها بیشتر تمایل به عدم‌استفاده از اطلاعات خاص دارند که این امر حاکی از میزان نسبی اطلاعات خاص شرکت در قیمت سهام آن شرکت است. هراندازه انعکاس این اطلاعات خاص در قیمت سهام بیشتر باشد، هم‌زمانی قیمت کمتر است. همچنین، میانگین اهرم مالی ۰/۶۴ است یعنی، ۶۴ درصد از دارایی‌های شرکت‌های موردمطالعه از محل بدهی تأمین مالی شده است. میانگین نرخ بازدهی دارایی‌ها معادل ۱۰/۳ درصد است. همچنین، نرخ رشد فروش شرکت‌های موردمطالعه به‌طور میانگین معادل ۱۰/۴ درصد است.

**جدول ۱.** آمار توصیفی مربوط به متغیرهای تحقیق

| متغیر | میانگین | میانه | حداقل | حداکثر | انحراف معیار |
|---|---|---|---|---|---|
| ناهمگونی سرمایه‌گذار | ۰/۰۰۲ | ۰/۰۰۱ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۶۶ | ۰/۰۰۳ |
| هم‌زمانی قیمت سهام | -۱/۳۲۷ | -۱/۲۱۳ | -۴/۱۹۳ | ۰/۸۰۶ | ۰/۱۵۱ |
| بازده سهام | ۰/۵۲۶ | ۰/۲۱۰ | -۰/۶۵۸ | ۸/۵۹۸ | ۰/۰۰۴ |
| نسبت اهرمی | ۰/۶۴۳ | ۰/۶۱۲ | ۰/۳۳۸ | ۰/۸۵۱ | ۰/۱۶۰ |
| اندازه شرکت | ۱۲/۹۱۵ | ۱۲/۷۱۳ | ۱۰/۳۲۸ | ۱۴/۹۷۳ | ۰/۶۶۸ |
| ارزش بازار به دفتری | ۱/۹۷۸ | ۱/۶۵۵ | ۰/۵۵۰ | ۵/۲۳۷ | ۰/۵۶۴ |
| بتای سهام | ۰/۵۸۹ | ۰/۵۱۰ | -۰/۶۰۰ | ۲/۲۹۰ | ۰/۰۴۴ |

منبع: یافته‌های پژوهش

### آماره‌های استنباطی

### آزمون مانایی (ریشه واحد) متغیرها

وجود متغیرهای نامانا در مدل سبب می‌شود تا آزمون‌های t و F نیز از اعتبار لازم برخوردار نباشند و کمیت‌های بحرانی ارائه‌شده توسط توزیع‌های t و F، مقادیر صحیحی برای انجام آزمون نیستند؛ بنابراین، قبل از برآورد یک مدل رگرسیون باید از مانا بودن کلیه متغیرهای مستقل و وابسته اطمینان حاصل کرد. طبق جدول ۲، از انجا که مقدار احتمال همه متغیرها کمتر از ۰/۰۵ است، همه متغیرهای مدل در دوره پژوهش مانا هستند؛ به این معنی که میانگین و واریانس متغیرهای پژوهش در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال‌های مختلف ثابت بوده است؛ بنابراین، مشکل رگرسیون کاذب وجود نخواهد داشت.

**جدول ۲.** آزمون مانایی لوین، لین و چو

| متغیر | نماد | آماره آزمون | معنی‌داری |
|---|---|---|---|
| ناهمگونی سرمایه‌گذار | PES | -۱۶/۳۰۰ | ۰/۰۰۰ |
| هم‌زمانی قیمت سهام | SYNCH | -۱۸/۸۲ | ۰/۰۰۰ |
| بازده سهام | R | -۲۸/۱۱ | ۰/۰۰۰ |
| نسبت اهرمی | LEV | -۳۴/۳۹ | ۰/۰۰۰ |
| اندازه شرکت | SIZE | -۳۵/۶۹ | ۰/۰۰۰ |
| ارزش بازار به دفتری | MB | -۲۵/۱۷ | ۰/۰۰۰ |
| بتای سهام | BETA | -۳۶/۴۹ | ۰/۰۰۰ |

منبع: یافته‌های پژوهش

### آزمون‌های تشخیصی مدل

پیش از آزمون فرضیه‌های پژوهش با استفاده از مدل رگرسیون چندگانه، لازم است آزمون‌های تشخیصی جهت انتخاب روش مناسب برآورد مدل با استفاده از داده‌های جمعی یا داده‌های ترکیبی صورت گیرد. آزمون F لیمر یا آزمون چاو به انتخاب بین روش‌های برآورد مدل یا جمعی و داده‌های ترکیبی (پنل) می‌پردازد. پس از تشخیصی مناسب مدل با داده‌های ترکیبی برای انتخاب از بین روش‌های با اثرات ثابت و اثرات تصادفی، از آزمون هاسمن استفاده‌شده است. نتایج این دو آزمون در جدول ۳ نشان داده‌شده است. نتایج آزمون F لیمر برای مدل نشان می‌دهد روش داده‌های ترکیبی (پنل) و نتایج آزمون هاسمن برای مدل‌ها مؤید آن است مدل با اثرات ثابت، جهت برازش این مدل مناسب خواهد بود.

**جدول ۳.** نتایج آزمون‌های تشخیصی

| مدل فرضیه | $Synch_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Pes_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 MB_{i,t} + \beta_5 BETA_{i,t} + \beta_6 AGE_{i,t} + Year\ fixed\ effect + Industry\ fixed\ effects + \varepsilon_i$ | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| آزمون چاو | آماره آزمون (F) | سطح معنی‌داری | آزمون هاسمن | آماره آزمون (خی-دو) | سطح معنی‌داری |
| | ۶/۸۶۵ | ۰/۰۰۰ | | ۱۳/۷۵ | ۰/۰۴۸ |
| | $R_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Pes_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 MB_{i,t} + \beta_5 BETA_{i,t} + \beta_6 AGE_{i,t} + Year\ fixed\ effect + Industry\ fixed\ effects + \varepsilon_i$ | | | | |
| آزمون چاو | آماره آزمون (F) | سطح معنی‌داری | آزمون هاسمن | آماره آزمون (خی-دو) | سطح معنی‌داری |
| | ۷/۷۲۱ | ۰/۰۰۰ | | ۱۲/۶۳ | ۰/۰۳۹ |

منبع: یافته‌های پژوهش

### آزمون ناهمسانی واریانس

در این پژوهش از آزمون آماری بریوش پاگان[1] برای کشف همسانی واریانس استفاده‌شده است. طبق جدول (۴) معنی‌داری آماره آزمون برای هر دو مدل نشان می‌دهد که فرض صفر آزمون (مبتنی بر همسانی واریانس‌ها) رد می‌شود. به همین دلیل، به‌جای مدل حداقل مربعات معمولی باید از مدل حداقل مربعات تعمیم‌یافته استفاده شود. این کار موجب تغییر شیوه محاسبه خطای استاندارد ضرایب شده و به‌تبع آن، آماره تی استیودنت و سطوح معنی‌داری مربوط از بابت همسانی واریانس موجود، تصحیح می‌شوند.

**جدول ۴.** نتایج آزمون همسانی واریانس بروش-پاگان

| مدل فرضیه | $Synch_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Pes_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 MB_{i,t} + \beta_5 BETA_{i,t} + \beta_6 AGE_{i,t} + Year\ fixed\ effect + Industry\ fixed\ effects + \varepsilon_i$ | | |
|---|---|---|---|
| آماره آزمون بروش-پاگان | آماره آزمون | سطح معنی‌داری | نتیجه |
| | ۹/۳۵۴۶ | ۰/۰۰۰ | ناهمسانی واریانس |
| | $R_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Pes_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 MB_{i,t} + \beta_5 BETA_{i,t} + \beta_6 AGE_{i,t} + Year\ fixed\ effect + Industry\ fixed\ effects + \varepsilon_i$ | | |
| آماره آزمون بروش-پاگان | آماره آزمون | سطح معنی‌داری | نتیجه |
| | ۱۰/۳۶۸۱ | ۰/۰۰۰ | ناهمسانی واریانس |

منبع: یافته‌های پژوهش

### نتایج آزمون فرضیه‌ها

قبل از برآورد مدل، لازم است که مفروضات مدل رگرسیون شامل نرمال بودن باقی‌مانده‌های مدل، همسانی واریانس اجزای اخلال، نبود همخطی بین متغیرهای توضیحی و عدم‌وجود خودهمبستگی بین اجزای خطای مدل بررسی گردد. از آزمون جارک- برا به منظور ارزیابی نرمال بودن اجزای اخلال مدل

1 . Bryosh Pagan statistical test

استفاده شده است. از آنجا که سطح معنی‌داری این آزمون برای مدل‌های پژوهش بزرگتر از ۰/۰۵ است، اجزای اخلال مدل‌ها نرمال است. از روش تصحیح وایت به‌منظور برطرف کردن مشکل احتمالی ناشی از ناهمسانی واریانس استفاده شد. افزون بر این، نتایج حاصل از عامل تورم واریانس (VIF[1]) مشکل همخطی چندگانه جدی برای مدل وجود ندارد. درنهایت، آماره دوربین- واتسن که نتایج آن در جدول (۵) ارائه‌شده نشان داد که همبستگی بین اجزاء خطای مدل وجود ندارد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش در جدول (۵) نشان داده‌شده است.

**جدول ۵.** نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش

$$Synch_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Pes_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 MB_{i,t} + \beta_5 BETA_{i,t} + \beta_6 AGE_{i,t} + Year\ fixed\ effect + Industry\ fixed\ effects + \varepsilon_i$$

| نماد متغیر | عنوان متغیر | ضریب متغیر | خطای استاندارد | آماره t | سطح معنی‌داری |
|---|---|---|---|---|---|
| α | مقدار ثابت | ۰/۵۲۸ | ۰/۳۵۱ | ۱/۵۰۵ | ۰/۱۳۲ |
| PES | ناهمگونی سرمایه‌گذار | ۰/۴۱۱ | ۰/۰۷۸ | ۵/۲۵۸ | ۰/۰۰۰ |
| SIZE | اندازه شرکت | ۰/۰۶۲ | ۰/۰۱۹ | ۳/۱۴۵ | ۰/۰۰۰ |
| LEV | اهرم مالی | ۰/۰۸۸ | ۰/۰۱۹ | ۴/۵۵۸ | ۰/۰۰۰ |
| MB | ارزش بازار به دفتری | ۰/۵۷۱ | ۰/۲۱۲ | ۲/۶۹۰ | ۰/۰۰۷ |
| BETA | بتای سهام | ۰/۱۹۷ | ۰/۰۳۹ | ۵/۰۲۷ | ۰/۰۰۰ |
| AGE | سن شرکت | ۰/۰۲۴ | ۰/۰۸۰ | ۰/۳۰۰ | ۰/۷۶۳ |
| YFE | اثرات سال-شرکت | کنترل شد | | | |
| IFE | اثرات سال-صنعت | کنترل شد | | | |
| ضریب تعیین تعدیل‌شده: ۰/۵۴۸ | | | آماره دوربین واتسون: ۱/۷۷۴ | | |
| آماره F: ۲۲/۴۵۱ | | | معنی‌داری آماره F: ۰/۰۰۰۰ | | |

منبع: یافته‌های پژوهش

آماره‌های F ارائه شده در جدول، نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح ۵ درصد مدل‌های رگرسیونی است. آماره دوربین- واتسن نیز نشان‌دهنده عدم‌وجود مشکل خودهمبستگی است. ضریب برآوردی و آماره t مرتبط با متغیر ناهمگونی سرمایه‌گذار در الگوی پژوهش در سطح خطای ۵ درصد مثبت و معنی‌دار است. به عبارت بهتر، بین ناهمگونی سرمایه‌گذار و هم‌زمانی قیمت سهام شرکت‌ها رابطه مثبتی وجود دارد. از این

1. Variance Inflation Factor

رو، فرضیه پژوهش در سطح خطای ۵ درصد رد نمی‌شود. همچنین، سایر متغیرهای پژوهش به غیر از سن شرکت حاکی از وجود رابطه معنی‌داری با هم‌زمانی قیمت سهام است.

**جدول ۶.** نتایج آزمون فرضیه دوم پژوهش

$$R_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Pes_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 MB_{i,t} + \beta_5 BETA_{i,t} + \beta_6 AGE_{i,t} + Year\ fixed\ effect + Industry\ fixed\ effects + \varepsilon_i$$

| نماد متغیر | عنوان متغیر | ضریب متغیر | خطای استاندارد | آماره t | سطح معنی‌داری |
|---|---|---|---|---|---|
| α | مقدار ثابت | ۱۵/۶۸۹ | ۳/۶۷۵ | ۴/۲۶۵ | ۰/۰۰۰ |
| PES | ناهمگونی سرمایه‌گذار | ۰/۹۶۰ | ۰/۴۸۴ | ۱/۹۸۱ | ۰/۰۴۸۷ |
| SIZE | اندازه شرکت | ۰/۹۶۱ | ۰/۴۰۹ | ۲/۳۴۸ | ۰/۰۱۹۶ |
| LEV | اهرم مالی | ۰/۴۹۰ | ۰/۱۳۴ | ۳/۶۳۱ | ۰/۰۰۰۳ |
| MB | ارزش بازار به دفتری | ۱/۷۲۶ | ۰/۶۲۴ | ۲/۷۶۵ | ۰/۰۰۶۱ |
| BETA | بتای سهام | ۰/۱۹۳ | ۰/۰۸۵۸ | ۲/۲۵۸ | ۰/۰۲۴۸ |
| AGE | سن شرکت | ۰/۰۱۴۳ | ۰/۰۴۸۲ | ۰/۲۹۸ | ۰/۷۶۵۹ |
| YFE | اثرات سال-شرکت | کنترل شد | | | |
| IFE | اثرات سال-صنعت | کنترل شد | | | |
| ضریب تعیین تعدیل‌شده: ۰/۵۶۳ | | آماره دوربین واتسون: ۱/۹۷۶ | | | |
| آماره F: ۲۳/۵۳۶ | | معنی‌داری آماره F: ۰/۰۰۰۰ | | | |

منبع: یافته‌های پژوهش

آماره‌های F ارائه شده در جدول، نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح ۵ درصد مدل‌های رگرسیونی است. آماره دوربین- واتسن نیز نشان‌دهنده عدم‌وجود مشکل خودهمبستگی است. ضریب برآوردی و آماره t مرتبط با متغیر ناهمگونی سرمایه‌گذار در الگوی پژوهش در سطح خطای ۵ درصد مثبت و معنی‌دار است که نشان می‌دهد بین ناهمگونی سرمایه‌گذار و بازده سهام رابطه مثبتی وجود دارد. از این رو، فرضیه پژوهش در سطح خطای ۵ درصد رد نمی‌شود. همچنین، سایر متغیرهای پژوهش به غیر از سن شرکت، حاکی از وجود رابطه معنی‌داری با هم‌زمانی قیمت سهام است.

## بحث، نتیجه‌گیری و پیشنهادهای پژوهش

تا قبل از دهۀ ۷۰، فرآیندها در اقتصاد و مالی با توزیع نرمال (حرکت برنولی) توصیف می‌شدند. فاما و همکاران (۱۹۷۰) در مطالعات تجربی مشخص کردند توزیع نرمال برای برازش داده‌ها در الگوسازی مناسب

نیست؛ زیرا توزیع‌ها معمولاً دنباله پهن و نامتقارن بودند. به دنبال آن‌ها توزیع‌های پایدار معرفی می‌شود. قوانین پایدار یکی از راه‌حل‌ها در الگوسازی ریاضی بازده سهام و هم‌زمانی قیمت سهام است؛ زیرا این توزیع‌ها چولگی و کشیدگی داده‌ها را در نظر می‌گیرد. جین و مایر[1] (۲۰۰۶) نشان دادند صاحبان منافع درون‌سازمانی مانند مدیران بیشتر از صاحبان منافع برون‌سازمانی مانند سرمایه‌گذاران، از اطلاعات شرکت آگاهی دارند که این موضوع موجب ایجاد عدم‌تقارن اطلاعاتی بین آنان می‌شود و این موضوع سبب می‌شود صاحبان منافع درون‌سازمانی جریان‌های نقدی بیشتری نسبت به دیگران دریافت کنند. بنابراین، صاحبان منافع درون‌سازمانی به دنبال کاهش ریسک شرکت به منظور کاهش ریسک سرمایه‌گذاران هستند. در این خصوص، سهم کمتر ریسک سرمایه‌گذاران ناشی از عدم‌تقارن اطلاعاتی، نسبت ریسک بازار به ریسک را کاهش داده که این موضوع سبب می‌شود قیمت سهام با هماهنگی بیشتری به سمت قیمت بازار حرکت کند. لذا هدف از پژوهش حاضر، بررسی تأثیر ناهمگونی سرمایه‌گذاران بر هم‌زمانی قیمت سهام و بازده سهام شرکت بوده است.

در مورد فرضیه اول پژوهش که حاکی از تأثیر ناهمگونی سرمایه‌گذاران بر هم‌زمانی قیمت سهام است، می‌توان گفت سرمایه‌گذاران همواره قیمت‌ها را رصد کرده و همگام با بازده‌های مثبت، واکنش مثبت و با بازده منفی، واکنش منفی نشان می‌دهند. وقتی سهام دارای بازده مثبت باشد، تحلیل‌گران بنیادی آن‌ها را به‌عنوان یک شرایط اقتصادی خوب بیان می‌کنند. مطابق با مدل هونگ و استین (۱۹۹۹)، اطلاعات به‌سرعت در بازار پخش نمی‌شود. هرچه اخبار خوب به‌تدریج در بازارها پخش شود، سرمایه‌گذاران شروع به واکنش با این اخبار می‌کنند. لذا این رفتار باعث ایجاد ناهمگونی سرمایه‌گذار و درنهایت، افزایش هم‌زمانی قیمت سهام می‌گردد. نتایج به‌دست‌آمده را می‌توان با پژوهش ژانگ (۲۰۱۸) و دانگ و وو (۲۰۱۹) در یک راستا است. به طور نمونه، دانگ و وو (۲۰۱۹) بر این باورند که توجیهات سرمایه‌گذار به عنوان یک عامل قیمت‌گذاری ریسک بر قیمت‌گذاری سهام تاثیر بسزایی دارد. در همین راستا، موشینادا و سرما ویلوری (۲۰۱۹) بیان کردند که سرمایه‌گذاران بایستی رفتار عقلایی از خود نشان دهند و این واکنش رفتار سرمایه‌گذاران می‌تواند بر قیمت سهام اثرگذار باشد.

مطابق با نتیجه به‌دست‌آمده از فرضیه دوم پژوهش، سرمایه‌گذاران نسبت به بازده سهام واکنش و رفتارهای ناهمگونی را نشان می‌دهند. به‌عبارت‌دیگر، سرمایه‌گذاران تمایل به خرید سهام برندگان و بازندگان سهام رادارند که نشان‌دهنده افزایش اثر تعقیب و اثر ماهیگیری در سطح پایین است. خرید برندگان گذشته (حرکت مثبت) بازده قابل‌توجه سهام را نشان نمی‌دهد، بااین‌وجود بازندگان گذشته از نقدینگی کم (ناهمگونی پایین) سهام، بازده قابل‌توجه بالاتری را ایجاد می‌کنند. بنابراین، سهام‌هایی با کمترین میزان ناهمگونی سرمایه‌گذار پس از سقوط قیمت‌ها، بیشترین بازده را برای سرمایه‌گذاران ایجاد می‌کند. نتایج به‌دست‌آمده را می‌توان با پژوهش صفرپور و همکاران (۱۳۹۸) و ژانگ (۲۰۱۸) همسو دانست. به‌طورمثال، در پژوهش صفرپور و همکاران (۱۳۹۸) رفتار ناهمگون سرمایه‌گذار بر بازده متعارف و نامتعارف سهام

1. Jin & Myers

تاثیرگذار است و این باور ناهمگون در شرکت‌های بزرگ نسبت به شرکت‌های کوچک بیشتر است. همچنین هافمانن و همکاران (۲۰۱۵) بر این باورند که درک سرمایه‌گذاران و تغییر آن به عنوان عاملی اثرگذار بر ریسک‌پذیری افراد و حجم معاملات عمل می‌کند و بر بازده سهام شرکت‌ها تاثیرگذار است. اسکندرلی (۱۳۹۸) نیز، نشان داد که ناهمگونی باورهای سرمایه‌گذاران بر بازده سهام شرکت‌ها اثر مثبت و معنی‌داری دارد.

**ملاحظات اخلاقی**

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.

تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.

تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده‌است.

**References**

Ahmadi, M. R; Ahmadi Angali, K; & Drise, A. (2012). Evaluation of disclosure of financial information on the cost of capital based on CAPM model. *Quarterly Financial Accounting Journal*. 4 (13), 66-85. (In Persian).

Choi, J. S; Kwak, Y. M; & Choe, C. (2010). Corporate social responsibility and corporate financial performance: Evidence from Korea. *Australian journal of management*, 35(3), 291-311.

Damoori, D; Saeeda, S; Fallahzadeh, A. (2009). The Investigating Overreaction of Investors to Patterns of Past Financial Performance Measures in the Tehran Stock Exchange. *Accounting and Auditing Review*, 16(1). (In Persian).

Darakhshandeh, S; Ali Ahmadi, S. (2017). Evaluation the Role of Investor's Beliefs on the Direction of price and Trading in Capital Market. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 10(33), 51-63. (In Persian).

Dhaoui, A. (2015). Empirical Linkages between Trading Volume and Stock Markets Shocks: When Sentiments Drive Investors Behavior. *Journal of Economic and Social Studies*, 5(2), 105-126.

Dong, D and Wu, K. (2019). Investor attention is a risk pricing factor? Evidence from Chinese investors for self-selected stocks. *China Finance Review International*, 10 (1), 95-112.

Eskandarli, T. (2019). Investigating the effect of Accruals on the Heterogeneity of investors' Beliefs and their interaction on Stock Returns. *Journal of Management Accounting and Auditing Knowledge*, 8(29), 149-160(In Persian).

Fallahzadeh Abarghouhei, A; Taftiyan (Ph.D), A; Heirany (Ph.D), F. (2019). Relationship between Information Disclosure with the Stock Price Synchronicity and Crash Risk of Falling Stock Prices within Simultaneous Equations System; 10(1), 169-194. doi: 10.22103/jak.2019.11485.2580 (In Persian).

Fama, E. F; & French, K. R. (2007). Disagreement, tastes, and asset prices. *Journal of financial economics*, 83(3), 667-689.

Farooq, O; Aktaruzzaman, K. (2016). Does stock price synchronicity effect information content of reported earnings? Evidence from the MENA. *Financial Markets & Institutions*, 6(3), 41-47.

Fernandes, N; & Ferreira, M. A. (2009). Insider trading laws and stock pric informativeness. *Review of Financial Studies*, 22(5), 1845-1887

He, W; Li, D; Shen, J; & Zhang, B. (2013). Large foreign ownership and stock price informativeness around the world. *Journal of International Moneyand Finance*, 36, 211-230.

Hoffmann, A. O; Post, T; & Pennings, J. M. (2015). How investor perceptions drive actual trading and risk-taking behavior. *Journal of Behavioral Finance*, 16 (1), 94-103.

Hong, H; & Stein, J. C. (2007). Disagreement and the stock market. *Journal of Economic perspectives*, 21(2), 109-128.

Jagadeesh, N; & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *The Journal of Finance, XLVIII* (1), pp. 65-91.

Jin L; Myers S. C. (2006). Raround the word: Theory and new tests. *Journal of Finacial Economics*, 79:257-292

Jin, Y; Yan, M; Xi, Y. (2016). Stock price synchronicity and stock price crash risk: Basedon the mediating effect of herding behavior of QFII. *China Finance Review International*, 31(2), 1011-1041

Kim, T; & Ha, A. (2010, August). Investor sentiment and market anomalies. In 23rd Australasian Finance and Banking Conference.

Li, Q; Wang, T; Li, P; Liu, L; Gong, Q; & Chen, Y. (2014). The effect of news and public mood on stock movements. *Information Sciences*, 278, 826-840.

Markowitz, H. (1952). The utility of wealth. *Journal of political Economy*, 60(2), 151-158.

Miller, E. M. (1977). Risk, uncertainty, and divergence of opinion. The Journal of finance, 32(4), 1151-1168.

Mushinada, V.N.C and Veluri, V.S.S. (2019). Elucidating investor's rationality and behavioural biases in Indian stock market. *Review of Behavioral Finance*, 11 (2): 201-219.

Ng, L; Wu, F; Yu, J; & Zhang, B. (2011). The Role of Foreign Blockholders in Stoc Liquidity: A Cross-Country Analysis. *Working Paper*. Retrieved from.

Osoolian, M; Sadeghi Sharif, S; Khalili, M. (2018). Accruals, Cash Flow, and Operating Profitability in the Cross Section of Stock Returns; Evidence from Tehran Stock Exchange (TSE). *Accounting and Auditing Review*, 24(4), 463-482. doi: 10.22059/acctgrev.2018.240522.1007683. (In Persian).

Rahimi, I. & Nezampour, I. (2016). Relationship with accounting disclosure, reasonable price synchronization and risk of supporting the company in companies listed on the Tehran Stock Exchange, *New in Management Sciences*, 3 (14), 141-117. (In Persian).

Roll, R. (1988). The stochastic dependence of security price changes and transaction volumes: implications for the mixture-of-distributions hypothesis. *The Journal of Finance*, 43(3), 541-566

Rostami, M; bikzadeh, l & azdari, f. (2016). Testing capital asset pricing model based on exogenous information assumptions in TSE. *Financial engineering and securities management*, 7(27), 71-86. (In Persian).

Safarpoor, M; Darabi, R; Hamidian, M. (2019). Different Effect of Corporate size on The Relationship Between Conventional Returns, unconventional Returns and

Heterogeneous Investor Beliefs. *Journal of Investment Knowledge*, 8(31), 143-164. (In Persian).

Sayyadi Tooranloo, H; Azizi, P & Sayyahpoor, A. (2019), Analyzing causal relationships of effective factors on the decision making of individual investors to purchase shares, *International Journal of Ethics and Systems*, 36 (1), 12-41.

Song, L. (2015). Accounting disclosure, stock price synchronicity and stock crash risk: An emerging-market perspective. *International Journal of Accounting & Information Management*, 23(4), 349-363.

Wang, J. (1994). A model of competitive stock trading volume. *Journal of political Economy*, 102(1), 127-168.

Williams, H. C. (1977). On the formation of travel demand models and economic evaluation measures of user benefit. Environment and planning A, 9(3), 285-344.

Zhang, X. F. (2006). Information uncertainty and analyst forecast behavior. Contemporary *Accounting Research*, 23(2), 565-590.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.