مجله پیشـــرفت‌های حســـابداری دانشگاه شیراز
(مجله علوم اجتماعی و انسانی پیشین)
دوره دوازدهم، شماره اول، بهار و تابستان ۱۳۹۹، پیاپی ۷۸، صفحه‌های ۱۸۷-۲۱۲
(مقاله علمی پژوهشی) Doi: 10.22099/JAA.2020.36175.1984

بررسی عوامل موثر بر هم‌زمانی بازده سهام

ندا رضایی[۱]، دکتر عسگر پاک مرام[۲]، دکتر رسول عبدی[۳]، دکتر یعقوب اقدم مزرعه[۴]

چکیده: هم‌زمانی بازده سـهام، مقیاسـی اسـت که به‌صـورت عکس برای اندازه‌گیری محتوای اطلاعاتی بازده سـهام اسـتفاده می‌شـود. هم‌زمانی بازدهٔ سـهام مبحث جدیدی در تحقیقات مالی می‌باشـد که ارتباط تنگاتنگی با توسـعهٔ اقتصـادی، ثبات بازارهای مالی و کارایی بازار دارد. همچنین هم‌زمانی در تعیین کارایی بازار کاربرد دارد. عوامل زیادی بر هم‌زمانی بازده ســـهام تأثیرگذار می‌باشـــد که هدف پژوهش حاضـــر بررســـی برخی متغیرهای حسابداری بر هم‌زمانی بازده سهام است. در راستای دستیابی به این هدف برای آزمون فرضیه‌ها از داده‌های ۱۵۵ شرکت از شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران در خلال سال‌های ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۶ می‌باشد، روش تحقیق از نوع همبسـتگی و علی پس‌رویدادی و روش آزمون فرضـیه‌ها، همبسـتگی و رگرسـیون اسـت. نتایج پژوهش نشـان داد که بازده سـالانه سـهام و گردش معاملات و اندازه شـرکت و نقد شـوندگی سـهام بر هم‌زمانی بازده ســـهام تأثیر معنی‌داری و مثبت دارد. ســـهامداران نهادی بر همگام‌ســـازی بازده ســـهام تأثیر معنی‌داری و منفی دارد. عمر شرکت و تمرکز مالکیت و فرصت رشد بر هم‌زمانی بازده سهام تأثیر معنی‌داری ندارد.

کلیدواژه‌ها: هم‌زمانی بازده سهام، نقد شوندگی سهام، تمرکز مالکیت، متغیرهای حسابداری.

۱ . دانشجوی دکتری گروه حسابداری، واحد بناب، دانشگاه آزاد اسلامی، بناب، ایران. neda_rezaei2000@yahoo.com
۲. دانشیار گروه حسابداری، واحد بناب، دانشگاه آزاد اسلامی، بناب، ایران. (نویسنده مسئول) pakmaram@gmail.com
۳. استادیار گروه حسابداری، واحد بناب، دانشگاه آزاد اسلامی، بناب، ایران. Abdi_rasool@yahoo.com
۴. استادیار گروه حسابداری، واحد صوفیان ، دانشگاه آزاد اسلامی، صوفیان، ایران. Aghdam.acc@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۱۰/۳۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۸/۵

۱. مقدمه

هم‌زمان بودن حرکت قیمت و بازده سهام به‌این‌علت است که برای سرمایه‌گذاران به دست آوردن اطلاعات مالی شرکت‌ها دارای هزینه می‌باشد بنابراین آن‌ها به اطلاعات صنعت/ بازار بسنده می‌کنند لیکن قیمت سهام و ارزش ذاتی آن متفاوت می‌شود (چان و حامد، ۲۰۰۶). مطالعات مختلف از SPS به‌عنوان یک معیار معکوس اندازه‌گیری مقدار نسبی اطلاعات سطح شرکت تلفیق‌شده در قیمت استفاده کرده‌اند. مطالعات پیشین استدلال می‌کنند که SPS همبستگی معکوسی با اطلاعات سطح شرکت دارد که بر قیمت اثر دارد. درونوف[1] و همکاران (۲۰۰۳) بحث کرده‌اند که شرکت‌های با SPS پایین دارای اطلاعات سود آینده بیشتر هستند که در بازده منعکس‌شده می‌شود. آن‌ها گزارش کرده‌اند که در امریکا، شرکت‌های با SPS پایین دارای اطلاعات سود آینده بیشتری می‌باشند که در قیمت‌های سهام آشکارشده است. در شرکت‌های دارای SPS پایین، قیمت بستگی کم‌تری به نوسانات بازار دارد زیرا مقدار بیشتری از اطلاعات سطح شرکت وجود دارد که شرکت‌کننده‌های بازاری بر آن متکی هستند. بااین‌حال این به دلیل متغیرهای غیر بنیادی درست نیست. ازاین‌روی، یک SPS پایین لزوماً به معنی درجه بالای اطلاعات خاص شرکت نیست. دلیل این است که نویز (از فرایند مبادله یا از مبادله مبتنی بر نبود اطلاعات) موجب افزایش نوسان بازده غیرمتعارف و کاهش ضریب تبیین (جانستون[2]، ۲۰۱۰) می‌شود. چن[3] و همکاران (۲۰۰۷) بیان داشته است که پایش سرمایه‌گذاران دارای دو هدف اصلی است، یکی جمع‌آوری اطلاعات خاص شرکت و دیگری تأثیرگذاری بر مدیریت برای حفاظت از حقوق مالکیت سرمایه‌گذاران. در رابطه با پایش سرمایه‌گذاری بالاتر، مدیران بایستی بر کنترل خود غلبه کنند که این موجب کاهش SPS می‌شود. بااین‌حال SPS منجر به افزایش پایش ضعیف سرمایه‌گذار می‌شود زیرا مدیران قادر به افزایش کنترل خود هستند. هم‌چنین مطالعات اثبات کرده‌اند که اگر بازده سهام اطلاعات در کشورها را پوشش ندهند، آنگاه SPS در استفاده از آن به‌عنوان شاخص و معیار اطلاعات نشان داده‌شده در قیمت سهام ناکافی خواهد بود.

۲. مبانی نظری، ادبیات و فرضیه‌ها

این پژوهش برای طرح مبانی نظری از نظریه بازار کارا و نظریه علامت‌دهی پیروی می‌کند. طبق نظریه بازار کارا، اطلاعات به‌سرعت در قیت‌ها تأثیر می‌گذارد نظریه نظارت کارا بیانگر این است که یک‌نهاد به علت ملاحظات ریسک خود، بیشتر متقاضی نظارت بر مدیران است. منطق این نظریه این است که به علت بالا بودن هزینه نظارت، فقط سهامداران بزرگ نظیر سرمایه‌گذاران نهادی می‌توانند به مزایای کافی دست یابند تا انگیزه نظارت را داشته باشند (کورنت و مارکوس، ۲۰۰۷)

مطالعات نظری اندکی به بررسی ضریب تبیین به‌عنوان یک شاخص ارزش اطلاعاتی (محتوای اطلاعاتی) پرداخته‌اند. با این حال دو استثناء در این رابطه جین ومیر (۲۰۰۶) و داسگاپتا و همکاران (۲۰۱۰) می‌باشد که فرایند تولید گردش نقدی ساده را فرض کرده‌اند که شامل شوک‌های اطلاعاتی می‌شود. داسگوپتا و همکاران (۲۰۱۰) استدلال می‌کند که در بازارهای کارآمد، قیمت‌های سهام تنها به اعلان سودی پاسخ می‌دهد که قبلاً پیش‌بینی‌نشده باشد. ازآنجاکه شرکت محیط اطلاعاتی اطراف را بهبود می‌بخشد، این مسئله منجر به دسترسی اطلاعات خاص شرکت برای همه شرکت‌کننده‌های بازاری می‌شود. به‌این‌ترتیب، شرکت کننده‌های بازار، انتظارات و پیش بینی‌های خود را در مورد وقوع رویدادهای خاص شرکت در آینده بهبود می‌دهند. ازاین‌روی، احتمال این رویدادهای پیش‌بین در قیمت‌های غلب گنجلنده می‌شود و با وقوع این رویداد در آینده، قیمت‌ها پاسخی به اخبار نمی‌دهند؛ بنابراین، امروزه سهام دارای ارزش اطلاعات زیاد دارای تغییر اختصاصی پایین در شرکت در آینده بوده و دارای ضریب تبیین بالایی است. از دیدگاه نظری، چندین محقق استدلال کرده‌اند که اندازه‌گیری تفسیر کارایی اطلاعات با ضریب تبیین با مدل‌های استاندارد سخت است (وست[۴]، ۱۹۸۸؛ کمپل و[۵] همکاران، ۲۰۰۱؛ پنگ و زیانک[۶]، ۲۰۰۶). داسگوپتا[۷] و همکاران (۲۰۱۰) استدلال می‌کند که در بازارهای کارآمد، قیمت‌های سهام تنها به اعلان سودی پاسخ می‌دهد که قبلاً پیش‌بینی‌نشده باشد. ازآنجاکه شرکت محیط اطلاعاتی اطراف را بهبود می‌بخشد، این مسئله منجر به دسترسی اطلاعات خاص شرکت برای همه شرکت‌کننده‌های بازاری می‌شود. به‌این‌ترتیب، شرکت‌کننده‌های بازار، انتظارات و پیش‌بینی‌های خود را در مورد وقوع رویدادهای خاص شرکت در آینده بهبود می‌دهند. ازاین‌روی، احتمال این رویدادهای پیش‌بین در قیمت‌های غالب

گنجانده می‌شود و با وقوع این رویداد در آینده، قیمت‌ها پاسخی به اخبار نمی‌دهند؛ بنابراین، امروزه سهام دارای ارزش اطلاعات زیاد دارای تغییر اختصاصی پایین در شرکت در آینده بوده و دارای ضریب تبیین بالایی است.

همچنین مطالعات فعلی، تناقض‌هایی را در حفظ اطلاعات حسابداری، اهمیت ارزش و به‌موقع بودن در کشورهای مختلف گزارش کرده است (بال، کاتاری و روبین[۸]، ۲۰۰۰ و بال، روبین و وو[۹]، ۲۰۰۳). ازاین‌روی، فرضیه این است که قیمت سهام اطلاعات را با دقت مشابه در کشورهای مختلف تلفیق می‌کند. اشباگ- اسکیف[۱۰] و همکاران (۲۰۰۶) نتایج مرک[۱۱] و همکاران (۲۰۰۰) را برای تعداد کمی از کشورها تأیید می‌کنند. بااین‌حال، آن‌ها عدم وجود رابطه بین SPS و متغیرهای سطح شرکت را ثبت کرده‌اند که گفته می‌شود کیفیت محیط اطلاعاتی شرکت را پوشش می‌دهد. آن‌ها نشان دادند که SPS ارتباطی با اطلاعات سطح شرکت ندارد و ازاین‌روی نمی‌تواند برای مقایسه کشورها از دیدگاه اطلاعاتی استفاده شود. چان و حامید[۱۲] (۲۰۰۶) خاطرنشان کرده‌اند که SPS همبستگی مثبتی با مقدار پوشش تحلیل‌گر، اندازه شرکت و حجم مبادله دارد. در مطالعه بعدی، این یافته‌ها توسط کلی[۱۳] (۲۰۰۷) که بیان داشته است SPS با اصول و مبانی خاص شرکت در تضاد است تأیید شد. این مطالعه پیشنهاد می‌کند که ضریب تبیین یک شاخص مستقیم برای اندازه‌گیری کیفیت محیط اطلاعات است. او پیشنهاد می‌کند که ضریب تبیین با پوشش تحلیل‌گر بیشتر، اندازه بزرگ، سن بیشتر، سهام‌داران نهادی بزرگ، هزینه تراکنش پایین‌تر و رویدادهای اطلاعات بزرگ افزایش می‌یابد. چون همه این ویژگی‌ها، اطلاعات را به بازار منتشر می‌کنند. رول[۱۴] (۱۹۹۸) اثر اخبار عمومی را بر روی نوسان بازده بررسی کردند ولی این اثر نسبتاً کوچک بود. به همین دلیل، متغیرهای میکرو ساختار بایستی برای تلفیق اطلاعات استفاده شود.

۱-۲. پیشینه تجربی

دووس[۱۵] و همکاران (۲۰۱۵) که به بررسی ارتباط بین هم‌زمانی بازده و واکنش بازار به توصیه‌های تحلیل گران مالی پرداختند، نتایج پژوهش نشان داد که واکنش بازار به توصیه‌های تحلیل گران با تغییرات سطح هم‌زمانی بازدهٔ سهام متفاوت است. آن‌ها همچنین متوجه شدند

که این ارتباط با اندازهٔ شرکت، به سبب وجود اطلاعات کم برای شرکت‌های کوچک‌تر، رابطه معکوس دارد. گریوال[۱۶] و همکاران (۲۰۱۷) به بررسی هم‌زمانی قیمت سهام و افشای اطلاعات اختیاری پایدار پرداختند که طی دوره زمانی ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۴ و با استفاده از اطلاعات ۹۰۶۴ سال/ شرکت به این نتیجه رسیدند که با افزایش افشای اختیاری اطلاعات بخصوص افشای اختیاری اطلاعات مسئولیت‌های اجتماعی، هم‌زمانی قیمت سهام کاهش می‌یابد. تام و همکاران (۲۰۱۹) طی پژوهشی به مقایسه کیفیت سود و گزارشگری مالی توسط شرکت‌های موجود در بخش دولتی و خصوصی موجود در بورس ویتنام پرداختند. نتایج در این تحقیق تصویری جالب از کیفیت سود در بازار مالی ویتنام را نشان داد. به‌طور خاص، با استفاده از یک نمونه همسان از شرکت‌های دولتی و شرکت‌های خصوصی، یافته‌های آنان نشان داد که شرکت‌های خصوصی احتمالاً سود گزارش‌شده خود را نسبت به بنگاه‌های دولتی در بازار مالی ویتنامی «دست‌کاری» می‌کنند. به استناد آنان شرکت‌های دولتی دارای کیفیت سود بالاتری نسبت به شرکت‌های خصوصی در بازار مالی ویتنام هستند. ازنظر این محققین این امر به این دلیل است که بنگاه‌های خصوصی با مدیریت سود می‌توانند از مزایای مالی زیادی برای مدیران خود بهره‌مند شوند

قادری و همکاران (۱۳۹۷)، به بررسی تأثیر کیفیت گزارشگری مالی بر تعامل بین هزینه‌های نمایندگی و سرعت تعدیل قیمت سهام پرداخته و به این نتیجه دست‌یافته‌اند که هزینه‌های نمایندگی بر سرعت تعدیل قیمت سهام تأثیر منفی و معنی‌دار دارد و در خصوص نقش تعدیل‌کنندگی کیفیت گزارشگری مالی در تعامل بین هزینه‌های نمایندگی و سرعت تعدیل قیمت سهام شواهدی به دست نیامد. فلاح زاده ابرقوی و همکاران (۱۳۹۷) به تحقیقی در خصوص ارتباط نقد شوندگی و هم‌زمانی قیمت سهام پرداختند که برای تحقیق مذکور از یک نمونه که متشکل از ۶۶ شرکت پذیرفته‌شده در بورس که توسط رویکرد حذفی سامانمند انتخاب‌شده بود استفاده گردید و مدل پیوتروسکی و رولستون (۲۰۰۴) برای سنجش هم‌زمانی قیمت سهام بکار گرفته شد برآوردها نشان داد که یک ارتباط دوطرفه بین حجم معاملات انجام‌شده سهام و گردش سهام، نسبت عدم نقد شوندگی سهام (آمیهود) و نسبت نقد شوندگی آمیوست، معیارهای اندازه‌گیری نقد شوندگی سهام و هم‌زمانی قیمت سهام معرفی گردیده شد.

۳. فرضیه‌های پژوهش

جین ومیرز (۲۰۰۶) به بررسی رابطه بین شفافیت شرکت و هم‌زمانی بازده سهام پرداخته است. تجزیه تحلیل آن‌ها شفافیت پایین را بین افراد داخل شرکت و خارج شرکت نشان می‌دهند و به‌این‌ترتیب پیش‌بینی‌هایی را در خصوص سهام با هم‌زمانی بازده سهام بالا انجام می‌دهد سهامی که دارای بازده منفی بزرگ‌تر است. محیط شفاف‌تر اطلاعات اختصاصی دقیق‌تری را برای سرمایه‌گذار فراهم کرده و تغییرات آینده در قیمت را کاهش می‌دهند. قیمت‌گذاری کارآمد و اطلاعات افشاشده بورس‌ها به سرمایه‌گذاران جدید و موجود برای تصمیم گیری‌های بهتر در زمینه سرمایه‌گذاری کمک می‌کند. ازاین‌روی، کیفیت تصمیم‌گیری یکی از علائم و نشانه‌های کیفیت اطلاعات است. مطالعات مختلف از هم‌زمانی بازده سهام به‌عنوان یک معیار معکوس اندازه‌گیری مقدار نسبی اطلاعات سطح شرکت تلفیق‌شده در بازده استفاده کرده‌اند. مطالعات پیشین استدلال می‌کنند که هم‌زمانی بازده سهام همبستگی معکوسی با اطلاعات سطح شرکت دارد که بر قیمت اثر دارد. درونوف و همکاران (۲۰۰۳) بحث کرده‌اند که شرکت‌های با هم‌زمانی بازده پایین دارای اطلاعات سود آینده بیشتر هستند که در بازده منعکس‌شده می‌شود. آن‌ها گزارش کرده‌اند که شرکت‌های با هم‌زمانی بازده سهام پایین دارای اطلاعات سود آینده بیشتری می‌باشند که در قیمت‌های سهام آشکارشده است. چن و همکاران (۲۰۰۷) بیان داشته است که پایش سرمایه‌گذاران دارای دو هدف اصلی است، یکی جمع‌آوری اطلاعات خاص شرکت و دیگری تأثیرگذاری بر مدیریت برای حفاظت از حقوق مالکیت سرمایه‌گذاران.

برای رسیدن به سطح مطلوب کیفیت گزارشگری مالی، هم‌راستا نمودن اهداف سهامداران و مدیران ضروری است و این موضوع می‌بایست به‌عنوان هدف اصلی شرکت تعیین شود. اختلافات در منشأ مالکیت می‌تواند منجر به اختلاف در کیفیت گزارشگری مالی شود که این امر به دلیل تفاوت در نظارتی است که سهامداران می‌توانند انجام دهند.

بر این اساس فرضیه‌های پژوهش به‌صورت زیر مطرح می‌شود:

فرضیه اول: بازده سالانه سهام بر هم‌زمانی بازده سهام تأثیر دارد.

فرضیه دوم: ساختار مالکیت بر هم‌زمانی بازده سهام تأثیر دارد.

فرضیه سوم: گردش معاملات بر هم‌زمانی بازده سهام تأثیر دارد.

فرضیه چهارم: عمر شرکت بر هم‌زمانی بازده سهام تأثیر دارد.

فرضیه پنجم: اندازه شرکت بر هم‌زمانی بازده سهام تأثیر دارد.

فرضیه ششم: فرصت رشد بر هم‌زمانی بازده سهام تأثیر دارد.

۴. روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر بر اساس هدف، کاربردی و ازلحاظ ماهیت و روش، از نوع همبستگی است. در این تحقیق جهت گردآوری داده‌ها، از سایت رسمی بورس اوراق بهادار تهران و سایر پایگاه‌های معتبر اینترنتی، اطلاعات حسابداری شرکت‌های بورسی، نرم‌افزارهایی از قبیل ره‌آورد نوین و تدبیر پرداز و سایر منابع اطلاعاتی استفاده گردیده است. داده‌ها از نوع ترکیبی بوده و تمام شرکت‌های فعال در بورس تهران جامعه آماری تحقیق می‌باشند. جهت آزمون فرضیه‌های تحقیق داده‌های شرکت‌های نمونه با اعمال محدودیت‌های نگاره (۱) انتخاب شده‌اند؛

نگاره ۱. روند انتخاب نمونه

تعداد کل شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس در پایان سال ۱۳۹۶	۵۰۵
تعداد شرکت‌هایی که در قلمرو زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۵ در بورس فعال نبوده‌اند	(۱۷۶)
تعداد شرکت‌هایی بعد از سال ۱۳۸۵ در بورس پذیرفته‌شده‌اند	(۶۱)
تعداد شرکت‌هایی که جز هلدینگ، سرمایه‌گذاری‌ها، واسطه‌گری‌های مالی، بانک‌ها و یا لیزینگ‌ها بوده‌اند	(۴۲)
تعداد شرکت‌هایی که در قلمرو زمانی تحقیق تغییر سال مالی داده و یا سال مالی آن منتهی به پایان اسفند نیست	(۶۳)
تعداد شرکت‌هایی که در قلمرو زمانی تحقیق اطلاعات مورد آن‌ها در دسترس نیست	(۱)
تعداد شرکت‌های نمونه	۱۵۵

با در نظر گرفتن کلیه معیارهای مطرح شده، ۱۵۵ شرکت به‌عنوان جامعه غربالگری شده

باقی‌مانده اســـت؛ که تمام آن‌ها به‌عنوان نمونه انتخاب گردید؛ بنابراین، مشـــاهدات ما در طول سال‌های ۱۳۸۵ لغایت ۱۳۹۶ به ۱۸۶۰ سال- شرکت (۱۲ سال ×۱۵۵ شرکت) می‌رسد.

برای آزمون فرضـــیه‌های پژوهش با پیروی از پژوهش‌های گراول و همکاران (۲۰۱۷)، از معادله (۱) استفاده شده است:

رابطه (۱):

$$SYN_{i,t}=\beta_0+\beta_1 R_{i,t}+\beta_2 ConOwn_{i,t}+\beta_3 Turn_{i,t}+\beta_4 Life_{i,t}+\beta_5 Size_{it,}+\beta_6 Growth_{it}+\beta_7 Liq_{it}+\beta_9 Controls_{it}+\varepsilon_{i,t}$$

بر اســاس مدل (۱)، متغیر وابســته این پژوهش همگام‌ســازی بازده ســهام می‌باشــد. برای اندازه‌گیری همگام‌سازی بازده سهام، به استناد به پژوهش گراول و همکاران (۲۰۱۷)، ابتدا مدل رگرسـیونی (۲) با اسـتفاده از داده‌های سـری زمانی برای هر سـال، برای هر شـرکت به صـورت ماهانه برآورد می‌شود:

$$RET_{i,\Theta}=\beta_0+\beta 1 MRET_{\Theta-1}+\beta_2 MRET_{\Theta}+\beta 3 IRET_{\Theta-1}+\beta_4 IRET_{\Theta}+\varepsilon_{i,\Theta}$$

رابطه (۲)

که در آن: $RET_{i,\Theta}$: بازده سهام شرکت در ماه جاری.

$MRET_{\Theta-1}$: بازده بازار در ماه جاری.

$MRET_{\Theta}$: بازده بازار در ماه قبل.

$IRET_{\Theta-1}$: بازده صنعت مربوط به شرکت در ماه جاری.

بازده صنعت در ماه قبل.$IRET_{\Theta}$:

$\varepsilon_{i,\Theta}$: خطای مدل رگرسـیون. رگرسـیون (۱) به تعداد سـال- شـرکت مرتبه برای هر سـال- شـرکت برآورد می‌شـود. سـپس همگام‌سـازی بازده سـهام با اسـتفاده از ضـریب تعیین مدل فوق مطابق رابطه (۳) محاسبه می‌شود (گراول و همکاران، ۲۰۱۷):

$$SYN_{i,t} = \ln\left(\frac{R^2_{i,t}}{1-R^2_{i,t}}\right)$$ رابطه (۳)

که در این رابطه:

SYN : هم‌زمانی بازده سهام شرکت در سال جاری.

ضریب تعیین حاصل از رگرسیون (۳) برای هر سال- شرکت می‌باشد.R^2 :

متغیرهای مستقل این پژوهش شامل:

الف) بازده سهام: بازده سرمایه‌گذاری در سهام، با استفاده از رابطه زیر قابل محاسبه است:

رابطه (۴) $$R_{it} = \frac{(P_t - P_{t-1}) + D_t}{P_{t-1}}$$

که در آن:

P_t: قیمت سهام در انتهای دوره t

P_{t-1}: قیمت سهم در ابتدای دوره t یا انتهای دوره t-1

D_t: سود حاصله از مالکیت سهام که در دوره t به سهامداران تعلق گرفته است.

رابطه (۵) $$R_i = \frac{(1+\alpha)P_{t+1} + DPS - P_t - C}{P_t}$$

α: درصد افزایش سرمایه

C: آورده نقدی به هنگام افزایش سرمایه است

ب) ساختار مالکیت:

برای سنجش این متغیر از دو شاخص مالکیت نهادی و تمرکز مالکیت نهادی استفاده خواهد شد.

نگاره ۲. ساختار مالکیت

میزان سهام تحت تملک سرمایه‌گذاران نهادی	مجموع سهام در اختیار سهامداران نهادی
تمرکز مالکیت	جمع درصد سهام تحت تملک بزرگترین سهامدار و همچنین به ترتیب سایر سهامداران بالای پنج درصد می‌باشد.

د) گردش معاملات: گردش معاملات از متوسط تعداد سهام معامله شده در طی هر سال تقسیم بر تعداد کل سهام منتشر شده در آن سال بدست می‌آید.

ح) عمر شرکت: از تفاضل سال تاسیس شرکت و سال مورد بررسی بدست می‌آید.

ج) اندازه شرکت: با پیروی از پژوهش گراول و همکاران (۲۰۱۷) برای مشخص کردن اندازه شرکت از الگوریتم ارزش بازار حقوق سهامداران استفاده شده است.

خ) فرصت رشد: متغیر مرهومی است که از ترکیب دوم روش الگوهای جریان‌نقدی ارائه شده توسط دکینسون (۲۰۱۱) ارائه شده است استفاده می‌شود. اگر جریانهای نقد ناشی از فعالیت‌های عملیاتی مثبت، جریانهای نقد ناشی از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری منفی و جریان‌های نقد ناشی از فعالیت‌های تامین مالی مثبت باشد، ارزش عددی یک و در غیر اینصورت ارزش عددی صفر با آن اختصاص می‌یابد دکینسون (۲۰۱۱).

نگاره ۳. ترکیب دوم روش الگوهای جریان‌نقدی

فعالیت‌های عملیاتی	فعالیت‌های سرمایه‌گذاری	فعالیت‌های تامین مالی
مثبت	منفی	مثبت

با بررسی و تأیید تأثیر متغیرهای کنترلی بر هم‌زمانی بازده سهام در پژوهش‌های پیشین، متغیرهای زیر در قالب متغیرهای کنترلی تعریف و در پژوهش مورد استفاده قرار می‌گیرد:

بازده دارایی‌ها: این متغیر، از نسبت سود خالص به کل دارایی‌ها بدست می‌آید.

زیانده بودن شرکت: برای موارد گزارش زیان مقدار ۱ و در غیر اینصورت مقدار صفر اختصاص می‌یابد (طبری و همکاران،۱۳۹۱).

مدیریت سود از طریق اقلام درآمدی: برای اندازه گیری مدیریت سود از طریق اقلام درآمدی از مدل کایلر (۲۰۰۹) استفاده می‌شود. وی مدل زیر را تحت عنوان مدل درآمد اختیاری ارائه نمود:

رابطه (۶)

$$\frac{\Delta \mathrm{GrossA/R_{it}}}{\mathrm{Assets_{it-1}}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{1}{\mathrm{Assets_{it-1}}} + \alpha_2 \frac{\Delta \mathrm{S_{it}}}{\mathrm{Assets_{it-1}}} + \alpha_3 \frac{\Delta \mathrm{CFO_{it+1}}}{\mathrm{Assets_{it-1}}} + \varepsilon_{it}$$

که در آن:

$\Delta \mathrm{GrossA/R}$: تغییر در حسابهای دریافتنی ناخالص در سال t

ΔS_{it}: تغییر در فروش در سال t

$\Delta \mathrm{CFO_{it+1}}$: تغییر در جریان نقد عملیاتی در سال $t+1$؛

$Assets_{it-1}$: مجموع دارایی‌ها در ابتدای سال مالی

نوع صنعت: در این تحقیق شرکت‌های نمونه به دو گروه تولیدی و غیرتولیدی تقسیم و از متغیرهای مصنوعی صفر و یک برای شرکت‌های تولیدی و غیرتولیدی استفاده خواهد شد. شرکت‌های تولیدی با متغیر MANU و شرکت‌های غیرتولیدی با نماد UTILITY در مدل رگرسیون آزمون می‌گردد.

اهرم مالی: استفاده از روش‌های مختلف مالی از قبیل افزایش بدهی برای افزایش نرخ بازده

بازده بدون ریسک: عبارتست از نرخ بازدهی که سرمایه گذاران بدون تحمل هیچ ریسکی کسب می‌کنند

اخبار مثبت: این اخبار بعنوان یک متغیر مجازی در این پژوهش در نظر گرفته می‌شود.

۵. یافته‌های پژوهش

۵-۱. آماره توصیفی متغیرهای پژوهش

جهت درک بهتر ماهیت جامعه‌ای که تحقیق مورد نظر در انجام گرفته و شناخت بیشتر با متغیرها، قبل از تحلیل داده‌ها، ضروری است این داده‌ها توصیف گردد. لیکن این توصیف، رویکردی در جهت شناخت الگوریتم حاکم برآن‌ها و ضرورتی جهت تبیین روابط بین متغیرهای این مطالعه می‌باشد

نگاره ۴. نمونه آماری پژوهش

صنایع	تعداد	سال- شرکت
کل بازار	۱۵۵	۱۸۶۰

جامعه آماری این پژوهش با توجه به نگاره (۴)، شامل ۱۸۶۰ سال- شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. قبل از ازمودن فرضیه‌های ذکر شده، متغیرهای پژوهش در نگاره‌های (۵) و (۶) بررسی می‌گردند. این نگاره‌ها دربرگیرنده شاخص‌هایی برای توصیف متغیرهای پژوهش می‌باشد.

نگاره ۵. شاخص‌های توصیفی متغیرهای کمی پژوهش

شاخص/ متغیر	نماد	میانگین	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
همگام‌سازی بازده سهام	***SYN***	۰/۱۴۵	۲۲/۹۷۴	-۴/۳۶۰	۱.۶۱۳
بازده سهام	***R***	۰/۴۳۷	۸/۵۹۴	-۰/۷۹۵	۰.۹۶۴
سهامداران نهادی	***INTOWN***	۵۹/۴۶	۹۹/۴۵۰	۰/۰۰۰	۳۲.۴۵
تمرکز مالکیت نهادی	***CO***	۵۰/۶۷	۹۹/۴۵۰	۰/۰۰۰	۲۰.۸۹۰
گردش معاملات	***RT***	۰/۳۱۶	۵/۳۱۶	۰/۰۰۰	۰.۵۰۸
عمر شرکت	***LIFE***	۳۶/۴۳	۶۵/۰۰۰	۸/۰۰۰	۱۲.۷۴
اندازه شرکت	*SIZE*	۱۳/۲۴	۱۸/۴۵۳	۹/۲۵۴	۱.۵۳۹
فرصت رشد	*GROW*	۰/۴۲۸	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰.۴۹۵
بازده دارایی‌ها	*FINA*	۰/۱۰۲	۰/۶۲۱	-۰/۷۸۹	۰.۱۳۰
مدیریت سود از طریق اقلام درآمدی	*PEM*	-۱/۴۸	۱/۱۶۴	-۰/۷۰۷	۰.۱۱۵
اهرم مالی	*LEV*	۰/۶۲۲	۰/۹۱۴	۰/۰۹۰	۰.۲۱۱

نگاره ۶. شاخص‌های توصیف کننده متغیرهای اسمی پژوهش

متغیر	نماد	تعداد مشاهدات	اندازه گیری	درصد
زیانده بودن شرکت	*LOSS*	۱۸۶۰	زیانده بودن (۱)	۱۱/۸
			سودده بودن (۰)	۸۸/۲
نوع صنعت	*IND*	۱۸۶۰	تولیدی (۱)	۹۶/۶
			غیرتولیدی (۰)	۳/۴
اخبار مثبت	*PN*	۱۸۶۰	اخبار مثبت (۱)	۵۶/۵
			اخبار منفی (۰)	۴۳/۵
فرصت رشد	*GROW*	۱۸۶۰	* (۱)	۴۲/۸
			(۰)	۵۷/۲

۵-۲. آزمون نرمال بودن متغیرهای پژوهش

در مطالعه حاضر جهت تعیین نرمال بودن متغیرهای وابسته، از آماره جارک- برا استفاده شده است. مقدار اعتبار آزمون برای متغیرهای وابسته کمتر از ۵ درصد بوده که نشان می‌دهد متغییرها دارای توزیع غیر نرمال می‌باشند.

نگاره ۷. نتایج آزمون جارک- برا

متغیرها	آماره آزمون	اعتبار آزمون
همگام‌سازی بازده سهام SYN	۳۱/۳۷۵	۰/۰۰۰

بر اساس قضیه حد مرکزی هر چه اندازه نمونه تصادفی افزایش پیدا کند توزیع نمونه به سمت نرمال بودن حرکت می‌کند بنابراین اگر تعداد مشاهدات در نمونه افزایش یلبد توزیع داده‌ها به سمت نرمال بودن نزدیک می‌شود حتی اگر جامعه غیرنرمال باشد از ازمون پارامتریک می‌توان استفاده کرد در تحلیل مدل رگرسیون نیز چنانچه تعداد مشاهدات زیاد باشد[۱۷]، ضرورت ندارد که همه متغیرها، دارای توزیع نرمال باشند و نرمال بودن توزیع مقادیر خطا (باقی مانده‌های مدل) در تحلیل مدل رگرسیون کفایت می‌کند. لیکن با توجه به موارد ذکر شده و در نظر گرفتن حجم نمونه بالای این تحقیق، فرض گردیده که متغیرهای وابسته نرمال بوده و از تابع توزیع نرمال پیروی می‌کنند.

۵-۳. آزمون مانایی متغیر وابسته

جهت اطمینان از اعتبار مدل؛ ابتدا ایستایی متغیر وابسته از طریق آزمون ریشه واحد هاردی تعمیم یافته ازمون گردید.

نگاره ۸. نتایج آزمون ریشه واحد

متغیرها	آماره آزمون	معنادای آزمون
همگام‌سازی بازده سهام SYN	-۱۲/۶۹	۰/۰۰۰

همانطوری که در نگاره (۸)، ارائه گردیده؛ فرضیه صفر در سطح معناداری ۵٪ رد شده است؛ بنابراین؛ نتایج در سطح اطمینان ۹۵٪ نشان می‌دهد که متغیرهای وابسته برای داده‌ها در

سطح؛ پایا بوده و ریشه واحدی ندارد.

۵-۴. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش

در این نوشتار، برای تعیین مدل تجزیه و تحلیل داده‌ها و استفاده از داده‌های ترکیبی یا تلفیقی، آزمون F لیمر استفاده شده است. در واقع این آزمون عنوان میکند که مدل استفاده شده ترکیبی (Panel) است یا تلفیقی (Pooled). بنابر این اگر آماره Cross – Section F کوچکتر از ۵٪ سطح معناداری باشد، نوع مدل ترکیبی (Panel) و چنانچه بیشتر از ۵٪ سطح معناداری باشد، مدل انتخابی تلفیقی (Pooled) می‌گردد. چنانچه مدل انتخاب شده تلفیقی (Pooled) باشد، سایر مراحل را با ان ادامه میدهیم لیکن اگر مدل ترکیبی (Panel) انتخاب گردد، در قدم بعد، توسط آزمون هاسمن، الگوی صحیح یعنی اثرات ثابت (FEM) یا اثرات تصادفی (REM) انتخاب گردد. (بنی مهد و همکاران، ۱۳۹۵).

فرضیه اول: بازده سالانه سهام بر همگام‌سازی بازده سهام تاثیر دارد.

$$SYN_{it} = \beta_0 + \beta_1 R_{it} + \beta_2 Controls + \varepsilon_{it}$$

چنانچه ضریب متغیر مستقل در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی دار باشد این فرضیه تائید می‌گردد. برآورد به دست آمده از آزمون مفروضات آماری رگرسیون کلاسیک نشان می‌دهد، مدل فوق از طریق روش رگرسیون خطی چندمتغیره حاصل می‌شود. برآورد ارزیابی مدل در نگاره (۹) نشان داده شده است.

نگاره ۹. نتایج آزمون فرضیه ۱

متغیرهای پژوهش	ضریب	آماره t	احتمال t
مقدار ثابت	-۰/۸۸۵	-۱/۶۶۹	۰/۰۹۵
بازده سهام	۰/۱۸۵	۴/۴۴۳	۰/۰۰۰
بازده دارایی‌ها	-۰/۹۴۷	-۱/۶۵۸	۰/۰۹۷
زیانده بودن	-۰/۰۶۱	-۰/۳۷۵	۰/۷۰۴
مدیریت سود اقلام درآمدی	۰/۳۶۶	۰/۸۵۵	۰/۳۹۲

بررسی عوامل موثر بر هم‌زمانی بازده سهام			
نوع صنعت	-۰/۰۵۲	-۰/۱۶۹	۰/۸۶۵
اهرم مالی	-۱/۱۷۰	-۳/۰۲۵	۰/۰۰۲
بازده بدون ریسک	۹/۷۲۹	۳/۱۸۰	۰/۰۰۱
اخبار مثبت	۰/۰۳۱	۰/۴۹۸	۰/۶۱۸
آماره- F لیمر	۰/۰۰۰ *(Panel)*	آماره $D\text{-}W$	۱/۷۴۶
آماره- هاسمن	۰/۰۰۰ *(FEM)*	ضریب تعیین	۰/۳۳۶
آماره F معناداری مدل	۴/۳۳۸ ۰/۰۰۰	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۲۵۹

با توجه به اینکه مقدار احتمال اماره F در مدل کمتر از ۵ درصد می‌باشد معنی داری کل مدل اثبات می‌گردد. ضریب تعیین مدل نیز گویای آن است که ۳۳/۶ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای وارد شده تبیین می‌گردد.

برای آزمون مدل این فرضیه از داده‌های تلفیقی و اثرات ثابت استفاده شده است. نتایج آزمون دوربین واتسون، بیانگر آن است که مدل این فرضیه، مشکل خودهمبستگی ندارد. همچنین، در بررسی معنی‌داری ضرایب با توجه به نتایج نگاره (۹)، از آنجایی که احتمال آماره t برای ضرایب متغیر مستقل بازده سالانه سهام کوچکتر از ۵٪ می‌باشد؛ وجود تاثیر معنی دار این متغیر بر متغیر وابسته همگام‌سازی بازده سهام در سطح اطمینان ۹۵٪ مورد تائید قرار می‌گیرد. با توجه به مطالب ذکر شده می‌توان چنین نتیجه گرفت که بازده سالانه سهام بر همگام‌سازی بازده سهام تاثیر معنی‌داری دارد.

فرضیه دوم: ساختار مالکیت بر همگام‌سازی بازده سهام تاثیر دارد.

$$SYN_{it} = \beta_0 + \beta_1 os_{it} + \beta_2 Controls + \varepsilon_{it}$$

چنانچه ضریب متغیر مستقل در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی دار باشد این فرضیه تائید می‌گردد. برآورد به دست آمده از آزمون مفروضات آماری رگرسیون کلاسیک نشان می‌دهد، مدل فوق از طریق روش رگرسیون خطی چندمتغیره حاصل می‌شود. برآورد ارزیابی مدل در نگاره (۱۰) نشان داده شده است.

نگاره ۱۰. نتایج آزمون فرضیه ۲

متغیرهای پژوهش	سهامداران نهادی			تمرکز مالکیت		
	ضریب	آماره t	احتمال t	ضریب	آماره t	احتمال t
مقدار ثابت	-۰/۵۶۱	-۰/۶۹۳	۰/۴۸۷	-۱/۱۰۳	-۲/۳۲۴	۰/۰۲۰
ساختار مالکیت	-۰/۰۰۸	-۲/۰۷۹	۰/۰۳۷	-۰/۰۰۴	-۱/۶۷۰	۰/۰۹۴
بازده دارایی‌ها	-۰/۱۸۷	-۰/۳۶۴	۰/۷۱۵	۰/۰۵۴	۰/۰۸۳	۰/۹۳۳
زیانده بودن	-۰/۰۰۳	-۰/۰۲۲	۰/۹۸۲	۰/۰۳۲	۰/۲۰۲	۰/۸۳۹
مدیریت سود اقلام درآمدی	۰/۴۰۶	۱/۰۵۳	۰/۲۹۲	۰/۴۴۰	۱/۰۳۳	۰/۳۰۱
نوع صنعت	-۰/۰۰۸	-۰/۰۲۷	۰/۹۷۸	-۰/۰۸۵	-۰/۴۰۳	۰/۶۸۶
اهرم مالی	-۱/۰۰۲	-۲/۶۰۶	۰/۰۰۹	-۰/۸۳۵	-۲/۹۹۲	۰/۰۰۲
بازده بدون ریسک	۱۰/۰۶۲	۳/۲۲۲	۰/۰۰۱	۱۱/۰۱	۳/۸۳۹	۰/۰۰۰
اخبار مثبت	۰/۰۰۴	۰/۰۶۹	۰/۹۴۵	۰/۰۱۷	۰/۳۶۴	۰/۷۱۵
آماره- F لیمر	*(Pooled)* ۰/۵۷۲			*(Panel)* ۰/۰۰۰		
آماره- هاسمن	*(-)* -			*(REM)* ۰/۹۹۹		
آماره $D\text{-}W$	۱/۷۷۲			۱/۵۹۸		
ضریب تعیین	۰/۳۲۵			۰/۰۳۲		
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۲۵۰			۰/۰۲۷		
آماره F	۴/۱۹۰			۶/۲۶۶		
معناداری مدل	۰/۰۰۰			۰/۰۰۰		

با توجه به اینکه مقدار احتمال اماره F در مدل کمتر از ۵ درصد می‌باشد معنی داری کل مدل اثبات می‌گردد. ضریب تعیین مدل نیز گویای آن است که به ترتیب ۳۲/۵ و ۳/۲ درصد از تغییرات متغیر وابسته همگام‌سازی بازده سهام توسط متغیرهای وارد شده در مدل‌های ۱ و ۲ تبیین می‌شود.

به‌منظور آزمون مدل اول فرضیه از داده‌های مقید و جهت آزمون مدل دوم از داده‌های تلفیقی بهره گرفته شده است. برآورد به‌دست امده از آزمون دوربین واتسون، اثبات می‌کند که مدل این فرضیه، خودهمبستگی ندارد.

همچنین، در بررسی معنی‌داری ضرایب در مدل اول با توجه به نتایج نگاره (۱۰)، از آنجایی که احتمال آماره t برای ضرایب متغیر مستقل سهامداران نهادی کوچکتر از ۵٪ می‌باشد؛ وجود تاثیر معنی دار این متغیر بر متغیر وابسته همگام‌سازی بازده سهام در سطح اطمینان ۹۵٪ مورد تائید قرار می‌گیرد. لیکن با در نظر گرفتن تحلیل‌های انجام شده در مورد مدل فرضیه ۲ تحقیق می‌توان چنین استدلال کرد که سهامداران نهادی بر همگام‌سازی بازده سهام تاثیر معنی‌داری دارد و از آنجایی که احتمال آماره t برای ضرایب متغیر مستقل تمرکز مالکیت بزرگتر از ۵٪ می‌باشد؛ وجود تاثیر معنی دار این متغیر بر متغیر وابسته همگام‌سازی بازده سهام در سطح اطمینان ۹۵٪ مورد تائید قرار نمی‌گیرد. با توجه به مطالب ذکر شده در خصوص مدل فرضیه ۲ می‌توان چنین نتیجه گرفت که تمرکز مالکیت بر همگام‌سازی بازده سهام تاثیر معنی‌داری ندارد.

گردش معاملات بر همگام‌سازی بازده سهام تاثیر دارد.

$$\mathrm{SYN_{it}} = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{RT_{it}} + \beta_2 \mathrm{Controls} + \varepsilon_{it}$$

چنانچه ضریب متغیر مستقل در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی دار باشد این فرضیه تائید می‌گردد. برآورد به دست آمده از آزمون مفروضات آماری رگرسیون کلاسیک نشان می‌دهد، مدل فوق از طریق روش رگرسیون خطی چندمتغیره حاصل می‌شود. نتایج برآورد مدل در نگاره (۱۱) نشان داده شده است.

نگاره ۱۱. نتایج آزمون فرضیه ۳

متغیرهای پژوهش	ضریب	آماره t	احتمال t
مقدار ثابت	-۰/۹۳۷	-۱/۶۶۵	۰/۰۹۶
گردش معاملات	۰/۵۰۲	۵/۳۷۰	۰/۰۰۰
بازده دارایی‌ها	-۰/۲۰۳	-۰/۳۵۷	۰/۷۲۱
زیانده بودن	-۰/۴۰۱	-۰/۲۵۶	۰/۷۹۷
مدیریت سود اقلام درآمدی	۰/۳۴۴	۱/۰۹۸	۰/۲۷۲
نوع صنعت	۰/۱۰۶	۰/۳۰۳	۰/۷۶۱
اهرم مالی	-۰/۷۵۴	-۲/۲۰۱	۰/۰۲۷

بازده بدون ریسک	۷/۰۸۴	۳/۴۲۶	۰/۰۰۰
اخبار مثبت	-۰/۰۰۹	-۰/۱۱۰	۰/۹۱۲
آماره- F لیمر	۰/۰۰۰ *(Panel)*	آماره $D\text{-}W$	۱/۸۳۷
آماره- هاسمن	۰/۸۸۵ *(REM)*	ضریب تعیین	۰/۳۳۹
آماره F معناداری مدل	۴/۴۰۲ ۰/۰۰۰	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۲۶۷

با توجه به اینکه مقدار احتمال اماره F در مدل کمتر از ۵ درصد می‌باشد معنی داری کل مدل اثبات می‌گردد. ضریب تعیین مدل نیز گویای آن است که ۳۳/۹ درصد از تغییرات متغیر وابسته همگام‌سازی بازده سهام توسط متغیرهای وارد شده در مدل تبیین می‌شود.

برای آزمون مدل این فرضیه از داده‌های تلفیقی و اثرات تصادفی استفاده شده است. نتایج آزمون دوربین واتسون، بیانگر آن است که مدل این فرضیه، مشکل خودهمبستگی ندارد. همچنین، در بررسی معنی‌داری ضرایب با توجه به نتایج نگاره (۱۱)، از آنجایی که احتمال آماره t برای ضرایب متغیر مستقل گردش معاملات کوچکتر از (۵٪) می‌باشد؛ وجود تاثیر معنی دار این متغیر بر متغیر وابسته همگام‌سازی بازده سهام در سطح اطمینان ۹۵٪ مورد تائید قرار می‌گیرد با توجه به مطالب ذکر شده در خصوص مدل فرضیه ۳ می‌توان چنین نتیجه گرفت که گردش معاملات بر همگام‌سازی بازده سهام تاثیر معنی‌داری دارد.

فرضیه چهارم: عمر شرکت بر همگام‌سازی بازده سهام تاثیر دارد.

$$\mathrm{SYN_{it}} = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{LIFE_{it}} + \beta_2 \mathrm{Controls} + \varepsilon_{it}$$

چنانچه ضریب متغیر مستقل در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی دار باشد این فرضیه تائید می‌گردد. برآورد به دست آمده از آزمون مفروضات آماری رگرسیون کلاسیک نشان می‌دهد، مدل فوق از طریق روش رگرسیون خطی چندمتغیره حاصل می‌شود. نتایج برآورد مدل در نگاره (۱۲) نشان داده شده است.

نگاره ۱۲. نتایج آزمون فرضیه ۴

متغیرهای پژوهش	ضریب	آماره t	احتمال t

بررسی عوامل موثر بر هم‌زمانی بازده سهام			
مقدار ثابت	-۱/۶۶۵	-۲/۴۶۵	۰/۰۱۳
عمر شرکت	۰/۰۲۸	۱/۱۰۹	۰/۲۶۷
بازده دارایی‌ها	-۰/۰۹۸	-۰/۱۶۵	۰/۸۶۸
زیانده بودن	-۰/۰۱۸	-۰/۱۱۹	۰/۹۰۵
مدیریت سود اقلام درآمدی	۰/۳۸۶	۱/۲۰۱	۰/۲۲۹
نوع صنعت	-۰/۰۲۴	-۰/۰۶۸	۰/۹۴۵
اهرم مالی	-۰/۹۰۷	-۲/۵۹۱	۰/۰۰۹
بازده بدون ریسک	۷/۴۲۰	۱/۹۶۳	۰/۰۴۹
اخبار مثبت	۰/۰۱۱	۰/۱۳۳	۰/۸۹۳
آماره- F لیمر	۰/۰۰۰ *(Panel)*	آماره *D-W*	۱/۷۷۰
آماره- هاسمن	۰/۹۹۹ *(REM)*	ضریب تعیین	۰/۳۲۶
آماره F	۴/۱۴۱	ضریب تعیین	۰/۲۴۸
معناداری مدل	۰/۰۰۰	تعدیل شده	

با توجه به اینکه مقدار احتمال اماره F در مدل کمتر از ۵ درصد می‌باشد معنی داری کل مدل اثبات می‌گردد. ضریب تعیین مدل نیز گویای آن است که ۳۲/۶ درصد از تغییرات متغیر وابسته همگام‌سازی بازده سهام توسط متغیرهای وارد شده در مدل تبیین می‌شود. برای آزمون مدل این فرضیه از داده‌های تلفیقی و اثرات تصادفی استفاده شده است. نتایج آزمون دوربین واتسون، بیانگر آن است که مدل این فرضیه، مشکل خودهمبستگی ندارد. همچنین، در بررسی معنی‌داری ضرایب با توجه به نتایج نگاره (۱۲)، از آنجایی که احتمال آماره t برای ضرایب متغیر مستقل عمر شرکت بزرگتر از (۵٪) می‌باشد؛ وجود تاثیر معنی دار این متغیر بر متغیر وابسته همگام‌سازی بازده سهام در سطح اطمینان ۹۵٪ مورد تائید قرار نمی‌گیرد با توجه به مطالب ذکر شده می‌توان چنین نتیجه گرفت که عمر شرکت بر همگام‌سازی بازده سهام تاثیر معنی‌داری ندارد.

فرضیه پنجم: اندازه شرکت بر همگام‌سازی بازده سهام تاثیر دارد.

$$SYN_{it} = \beta_0 + \beta_1 SIZE_{it} + \beta_2 Controls + \varepsilon_{it}$$

چنانچه ضریب متغیر مستقل در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی دار باشد این فرضیه تائید

می‌گردد. برآورد به دست آمده از آزمون مفروضات آماری رگرسیون کلاسیک نشان می‌دهد، مدل فوق از طریق روش رگرسیون خطی چندمتغیره حاصل می‌شود. نتایج برآورد مدل در نگاره (۱۳) نشان داده شده است.

نگاره ۱۳. نتایج آزمون فرضیه ۵

متغیرهای پژوهش	ضریب	آماره ***t***	احتمال ***t***
مقدار ثابت	-۳/۳۴۹	-۳/۳۱۷	۰/۰۰۰
اندازه شرکت	۰/۲۵۰	۴/۰۱۲	۰/۰۰۰
بازده دارایی‌ها	-۰/۴۸۸	-۰/۸۴۹	۰/۳۹۵
زیانده بودن	-۰/۰۴۴	-۰/۲۸۴	۰/۷۷۶
مدیریت سود اقلام درآمدی	۰/۲۲۱	۰/۶۹۲	۰/۴۸۸
نوع صنعت	-۰/۰۵۹	-۰/۰۸۵	۰/۹۳۲
اهرم مالی	-۰/۷۰۷	-۲/۰۲۵	۰/۰۴۳
بازده بدون ریسک	۳/۹۳۳	۱/۴۹۹	۰/۱۳۴
اخبار مثبت	۰/۰۰۴	۰/۰۴۸	۰/۹۶۱
آماره- F لیمر	*(Panel)*۰/۰۰۰	آماره *D-W*	۱/۷۶۴
آماره- هاسمن	*(REM)*۰/۹۹۹	ضریب تعیین	۰/۳۳۳
آماره F معناداری مدل	۴/۲۸۲ ۰/۰۰۰	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۲۵۵

با توجه به اینکه مقدار احتمال اماره F در مدل کمتر از ۵ درصد می‌باشد معنی داری کل مدل اثبات می‌گردد. ضریب تعیین مدل نیز گویای آن است که ۳۳/۳ درصد از تغییرات متغیر وابسته همگام‌سازی بازده سهام توسط متغیرهای وارد شده در مدل تبیین می‌شود. برای آزمون مدل این فرضیه از داده‌های تلفیقی و اثرات تصادفی استفاده شده است. نتایج آزمون دوربین واتسون، بیانگر آن است که مدل این فرضیه، مشکل خودهمبستگی ندارد. همچنین، در بررسی معنی‌داری ضرایب با توجه به نتایج نگاره (۱۵)، از آنجایی که احتمال آماره t برای ضرایب متغیر

مستقل اندازه شرکت کوچکتر از (۵٪) می‌باشد؛ وجود تاثیر معنی دار این متغیر بر متغیر وابسته همگام‌سازی بازده سهام در سطح اطمینان ۹۵٪ مورد تائید قرار می‌گیرد. با توجه به مطالب ذکر شده در خصوص مدل فرضیه ۵ می‌توان چنین نتیجه گرفت که لندازه شرکت بر همگام‌سازی بازده سهام تاثیر معنی‌داری دارد.

فرضیه ششم: فرصت رشد بر همگام‌سازی بازده سهام تاثیر دارد.

$$\mathrm{SYN_{it}} = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{GROWTH_{it}} + \beta_2 \mathrm{Controls} + \varepsilon_{it}$$

چنانچه ضریب متغیر مستقل در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی دار باشد این فرضیه تائید می‌گردد. برآورد به دست آمده از آزمون مفروضات آماری رگرسیون کلاسیک نشان می‌دهد، مدل فوق از طریق روش رگرسیون خطی چندمتغیره حاصل می‌شود. نتایج برآورد مدل در نگاره (۱۴) نشان داده شده است.

نگاره ۱۴. نتایج آزمون فرضیه ۶

متغیرهای پژوهش	ضریب	آماره *t*	احتمال *t*
مقدار ثابت	-۱/۱۱۹	-۱/۲۹۸	۰/۱۹۴
فرصت رشد	-۰/۰۷۹	-۰/۹۷۳	۰/۳۳۰
بازده دارایی‌ها	-۰/۳۰۷	-۰/۵۳۳	۰/۵۹۴
زیانده بودن	-۰/۰۲۳	-۰/۱۵۰	۰/۸۸۰
مدیریت سود اقلام درآمدی	۰/۴۵۹	۱/۴۴۹	۰/۱۴۷
نوع صنعت	-۰/۰۸۶	-۰/۱۲۳	۰/۹۰۲
اهرم مالی	-۰/۹۹۴	-۲/۸۸۷	۰/۰۰۳
بازده بدون ریسک	۱۰/۸۵۶	۵/۵۲۹	۰/۰۰۰
اخبار مثبت	۰/۰۱۹	۰/۲۲۸	۰/۸۱۹
آماره- *F* لیمر	۰/۰۰۰ *(Panel)*	آماره *D-W*	۱/۷۶۸

آماره- هاسمن	*(REM)*۰/۹۷۱	ضریب تعیین	۰/۳۲۶
آماره F معناداری مدل	۴/۱۳۹ ۰/۰۰۰	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۲۴۴

با توجه به اینکه مقدار احتمال اماره F در مدل کمتر از ۵ درصد می‌باشد معنی داری کل مدل اثبات می‌گردد. ضریب تعیین مدل نیز گویای آن است که ۳۲/۶ درصد از تغییرات متغیر وابسته همگام‌سازی بازده سهام توسط متغیرهای وارد شده در مدل تبیین می‌شود. برای آزمون مدل این فرضیه از داده‌های تلفیقی و اثرات تصادفی استفاده شده است. نتایج آزمون دوربین واتسون، بیانگر آن است که مدل این فرضیه، مشکل خودهمبستگی ندارد. همچنین، در بررسی معنی‌داری ضرایب با توجه به نتایج نگاره (۱۴)، از آنجایی که احتمال آماره t برای ضرایب متغیر مستقل رشد شرکت بزرگتر از (۵٪) می‌باشد؛ وجود تاثیر معنی دار این متغیر بر متغیر وابسته همگام‌سازی بازده سهام در سطح اطمینان ۹۵٪ مورد تائید قرار نمی‌گیرد. با توجه به مطالب ذکر شده در خصوص مدل فرضیه ۶ می‌توان چنین نتیجه گرفت که رشد شرکت بر همگام‌سازی بازده سهام تاثیر معنی‌داری ندارد.

۶. بحث و نتیجه‌گیری

نتایج تحقیق بیان می‌کند افزایش میزان مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی سبب بیشتر شدن کنترل نهادی از طرف این گروه از سرمایه‌گذاران می گردد، بنابراین امکان کنترل جریانات نقدی شرکت را برای مدیران کمتر می‌کند که سبب کم شدن ریسک خاص شرکت از طریق مدیران شده و در نهایت سبب به کمتر شدن R و کاهش هم‌زمانی قیمت سهام می‌شود. این پژوهش نیز دارای مغایرت با نتایج حاصل از مطالعات آن و ژانگ[۱۸] (۲۰۱۳) می‌باشد؛ اما آنها در پژوهش خود پی بردند که فزونی درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی اثر مثبت و معنادار بر هم‌زمانی قیمت سهام دارد حال انکه یافته‌های این پژوهش تایید کننده وجود رابطه ای معنادار و منفی میان سرمایه‌گذاران نهادی و هم‌زمانی قیمت سهام است.

اندازه و سن برای جلب توجه تاجران و بازرگانان در این مطالعه استفاده شده است.

شرکت‌های بزرگ و قدیمی کارایی بیشتری و هزینه کم‌تری نسبت به شرکت‌های کوچک‌تر در کسب اطلاعات دارند و به این ترتیب سرمایه‌گذاران به طور بهینه اقدام به انتخاب و یادگیری بیشتر در مورد شرکت‌های بزرگ می‌کنند (هو و میشلی[۱۹]، ۱۹۸۸). شرکت‌های بزرگ‌تر دارای محیط اطلاعاتی غنی‌تری بوده و به این ترتیب تغییرات بازده سهام در آن‌ها بیشتر و SPS آن‌ها کم‌تر است. به این ترتیب، همبستگی بین اندازه و SPS منفی است. با اینحال شرکت‌های بزرگ تغییرات اطلاعات اقتصادی کلان را نشان می‌دهند به طوری که رفتار قیمت این شرکت‌ها منجر به نوسان بازاری مشابه و SPS بزرگ‌تر می‌شود (داساپتا[۲۰]، ۲۰۱۰) هم چنین این شرکت‌ها دارای عملیات متنوع‌تری هستند و دارای تجارت هم زمان با بازار می‌باشند که این مسئله منجر به بروز یک رابطه مثبت بین اندازه و SPS می‌شود (پیوتوسکی و رالستون، ۲۰۰۴؛ چان و حامید، ۲۰۰۶؛ اشباک اسکیف و همکاران، ۲۰۰۶).

۷. پیشنهادهای کاربردی و پیشنهاد برای مطالعات آتی

تأیید رابطه هم‌زمانی، سازگار با نظریه‌های نمایندگی و علامت دهی است و مؤید این مطلب است که زمانی که محیط اطلاعات در یک بازار سرمایه شفاف‌تر باشد، سرمایه‌گذاران از اطلاعات بنیادی شرکت‌ها در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری استفاده خواهند کرد و هم‌زمانی قیمت سهام کاهش خواهد یافت. شرکت‌ها برای مخابره عملکرد بهتر خود نسبت به رقبا با هدف رسیدن به نقدشوندگی بالاتر اقدام به افزایش افشای اطلاعات حسابداری می‌کنند. این امر باعث افزایش سطح اطلاعات خاص و بنیادی شرکت‌ها و کاهش هم‌زمانی قیمت سهام می‌شود؛ بنابراین انگیزه رسیدن به نقدشوندگی منجر به کاهش هم‌زمانی قیمت سهام می‌شود. نتایج به دست آمده با یافته‌های چلی[۲۱] و همکاران (۲۰۱۳) مطابقت دارد. با توجه به نتایج تحقیق فرهنگ سازی لازم میان سرمایه‌گذاران و دیگر استفاده کنندگان اطلاعات در زمینه شناخت و استفاده روزافزون آن‌ها از اطلاعات بنیادین و خاص شرکت‌ها صورت پذیرد تا موجبات نقدشوندگی بیشتر سهام فراهم گردد. همچنین پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی، نقش کیفیت گزارشگری مالی بر تعامل بین سرعت تعدیل قیمت سهام و هم‌زمانی بازده سهام در سطح صنعت انجام گیرد و این موضوع با سایر شاخص‌های اندازه‌گیری کیفیت گزارشگری مالی و

سرعت تعدیل قیمت سهام موردبررسی قرار گیرد.

۸. محدودیت‌های پژوهش

از محدودیت‌های این تحقیق به عدم دسترسی به کلیه اطلاعات شرکت‌های نمونه تا قبل از سال ۱۳۸۵ می‌توان اشاره کرد لیکن درصورتی‌که دوره زمانی طولانی‌تری به منظور تعیین نمونه در نظر گرفته می‌شد، شرکت‌های عضو نمونه آماری کمتر می‌گردید؛ با توجه به اینکه اقلام صورت‌های مالی شرکت‌ها به‌واسطه آثار تورم تعدیل نگردیده است و این موضوع ممکن است بر نتایج پژوهش تأثیر بگذارد که حتی‌الامکان با روش‌های حذف و تعدیل برخی داده‌های پرت در این مورداستفاده شده است.

یادداشت‌ها

1. Durnev
2. Johnston
3. Chen
4. West
5. Campbell
6. Peng & Xiong
7. Dasgupta
8. Ball, Kothari & Robin
9. Ball, Robin & Wu
10. Ashbaugh-Skaife,
11. Morck
12. Chan & Hameed
13. Kelly
14. Roll
15. Devos
16. Grewal

۱۷. تعداد مشاهدات در پژوهش‌های حسابداری به ویژه در ساختار داده‌های ترکیبی معمولاً بسیار زیاد است.

18. Zhang
19. Ho & Michaely
20. Dasgupta
21. Chelle

منابع

الف. فارسی

فلاح زاده ابرقویی، احمد؛ تفتیان، اکرم و حیرانی، فروغ (۱۳۹۷). بررسی رابطه بین نقدشوندگی سهام و هم‌زمانی قیمت سهام با استفاده از سیستم معادلات هم‌زمان در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامه دانش سرمایه‌گذاری*، (۲۷)۷، ۲۷۶-۲۵۷.

بادآورنهندی، یونس؛ پاک مرام، عسگر و قادری، فرزاد (۱۳۹۷). تاثیر کیفیت گزارشگری مالی بر

تعامل بین هزینه‌های نمایندگی و سرعت تعدیل قیمت سهام، *پیشرفت‌های حسابداری*، ۱۰(۲)، ۳۱-۶۰.

ب. انگلیسی

An, H. & Zhang, T. (2013). Stock price synchronicity, crash risk, and institutional investors. *Corporate Finance*, 21(8), 1-15.

Ashbaugh-Skaife, H. Gassen, J. & LaFond, R. (2006). Does stock price synchronicity represent firm-specific information? *The International Evidence*. 9(3), 213- 232.

Badavarhandi, Y., Pak Maram, A. & Ghaderi, F. (2018). The impact of financial reporting quality on the interaction between agency costs and stock price adjustment speed. *Accounting Advances*, 10(2), 31-60. (In Persian).

Ball, R., Kothari, S. P. & Robin, A. (2000). The effect of international institutional factors on properties of accounting earning. *Journal of Accounting and Economics*, 29(1), 1-51.

Ball, R., Robin, A., & Wu, J. S. (2003). Incentives versus standards: properties of accounting income in four East Asian countries. *Journal of Accounting and Economics*, 36(1), 235- 270.

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

Chan, K. & Hameed, A. (2006). Stock price synchronicity and analyst coverage in emerging markets. *Journal of Financial Economics*, 80(1), 115-147.

Chan, K., Hameed, A., & Kang, W. (2013). Stock price synchronicity and liquidity. *Journal of Financial Market*, 16(7), 414-438.

Chelley-Steeley, P., Lambertides, N. & Savva, C. S. (2013). Illiquidity shocks and the comovement between stocks: New evidence using smooth transition. *Journal of Empirical Finance*, 23(10), 1-15.

Chen, Q., Goldstein, I. & Jiang, W. (2007). Price informativeness and investment sensitivity to stock price. *Review of Financial Studies*, 20(3), 619-650.

Cheung, W. & Jiang, L. (2014). Does free cash flow problem contribute to excess stock return synchronicity? *Review of Quantitative Finance and*

Accounting, Online publication date, 4- Jul, 1-18.

Cornett, M., Marcuse, A. & Saunders, A. (2007). The impact of institutional ownership on corporate operating performance. *Journal of Banking & Finance*, 31(6), 1771-1794.

Crawford, S. S., Roulstone, D. T. & So, E. C. (2012). Analyst initiations of coverage and stock price synchronicity. *The Accounting Review*, 87(1), 1527-1553.

Dasgupta, S., Gan, J., & GAO, N. (2010). Transparency, price informativeness, and stock return synchronicity: Theory and evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 45(5), 1189-1220.

Devos, E., Hao, W. & Prevost, A. (2015). Stock return synchronicity and the market response to analyst recommendation revision. *Journal of Finance*, 58(10), 176-189.

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

Durnev, A., Morck, R., Yeung, B. & Zarowin, P. (2003). Does greater firm specific return variation mean more or less informed stock pricing? *Journal of Accounting Research*, 41(5), 797-836.

Fallahzadeh, Abroghui. A., Taftian. A. & Hayrani, F. (2018). Investigating the relationship between stock liquidity and stock price synchronization using the simultaneous equation system in companies listed in Tehran Stock Exchange. *Investment Knowledge*, 7 (27), 276-257. (In Persian)

Grewal, J., Hauptmann, C. & Serafeim, G. (2017). Stock price synchronicity and material sustainability information. *Harvard Business School Working Paper*, No. 17-098, May 2017.

Ho, T. S. & Michaely, R. (1988). Information quality and market efficiency. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 23(01), 53-70.

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

Jin, Y., Xi, Y., & Liu, C. (2016). Stock price synchronicity and stock price crash risk: Based on the mediating effect of herding behavior of QFII. China. *Finance Review International*, 6(3), 230-244.

Johnston, M. A. (2010). The impact of sponsorship announcements on shareholder wealth in Australia. *Asia Pacific Journal of Marketing and Logistics*, 22(2), 156-178.

Kelly, P. J. (2007). Information Efficiency and Firm-Specific Return

Variation. *Working Paper, Arizona State University.*

Morck, R., Yeung, B. & Yu, W. (2000). The information content of stock markets: why do emerging markets have synchronous stock price movements? *Journal of Financial Economics,* 58(1), 215-260.

Peng, L. & Xiong, W. (2006). Investor attention, overconfidence and category learning. *Journal of Financial Economics*, 80(3), 563-602.

Porter, M. (1992). Capital choices: Changing the way America invests in industry, *Journal of Applied Corporate Finance*, 5(2), 4–16.

Tam, T. M., Minh, L. Q., Khuyen, L. T. & Thanh, N. Ph. (2019). Earnings Quality: Does State Ownership Matter? *Evidence from Vietnam, International Econometric Conference of Vietnam,* January.

West, K. D. (1988). Dividend innovations and stock price volatility. *Econometrica*, 56(1), 37-61.