فصلنامه علمی- پژوهشی مدیریت دارایی و تأمین مالی
سال ششم، شماره سوم، شماره پیاپی (۲۲) پاییز ۱۳۹۷
تاریخ دریافت: ۹۵/۳/۲۲ تاریخ پذیرش: ۹۵/۱۲/۵
صص: ۵۱-۶۶

Investigating the Relationship between Stock Price Synchronicity and Return Distribution

Seyed Reza Miraskari[1*], Gholamreza Mahfoozi[2], Matin Shabani Nejad Mousoleh[3]
1- Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, University of Guilan, Iran
rmiraskari@guilan.ac.ir
2- Assistant Professor, Department of Accounting, Faculty of Management and Economics, University of Guilan, Iran
gholamrezamahfoozi@yahoo.com
3- Master of Accounting, Department of Accounting, Faculty of Management and Accounting, Azad University of Rasht, Iran
Shabaninejad.matin@gmail.com

Abstract
The purpose of this research is to study studying the relationship between stock price synchronicity and tails of return distribution at Tehran Stock Exchange. The sample consists of 118 companies that have been chosen from among compaines listed in Tehran Stock Exchange during the period of 2010-2014, and hypothesis testing has been done with multiple regression based on panel data. The results of hypothesis testing show that firms with high stock price synchronicity have higher probability of generating positive tails than firms with low synchronicity, and also there is positive relation between stock price synchronicity and skewness. Investors of stocks with hig price synchronicity have lower reaction to bad news in respect to stocks with low price synchronicity. High stock price synchronicity show that market information reflected on stock return is more, and investors suffer only systematic risk. Therefore, it is suggested that investors in Tehran Stock Exchange invest on stocks with higher stock price synchronicity and with higher information transparency.
Keywords: Stock price synchronicity, tails of return distribution, Ownership concentration, Dividend payout ratio, skewness

بررسی رابطهٔ همزمانی قیمت سهام و توزیع بازده

سید رضا میرعسکری[1*]، غلامرضا محفوظی[2]، متین شعبانی نژاد ماسوله[3]
۱- استادیار گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه گیلان، ایران
rmiraskari@guilan.ac.ir
۲- استادیار گروه حسابداری، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه گیلان، ایران
gholamrezamahfoozi@yahoo.com
۳- کارشناس ارشد حسابداری، گروه حسابداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه آزاد واحد رشت، ایران
Shabaninejad.matin@gmail.com

چکیده
هدف این پژوهش، بررسی رابطهٔ همزمانی قیمت سهام با دنبالهٔ توزیع بازده سهام است؛ از این‌رو، نمونهٔ آماری پژوهش شامل ۱۱۸ شرکت در ۵ سال از ابتدای ۱۳۸۹ تا انتهای ۱۳۹۳ از بین شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران انتخاب شده است. از رگرسیون چندگانه مبتنی بر داده‌های تابلویی استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد همزمانی قیمت سهام زیاد، احتمال تولید دنبالهٔ مثبت را نسبت به شرکت‌های با همزمانی کم دارد. به علاوه بین همزمانی قیمت سهام و چولگی، رابطهٔ مثبتی وجود دارد؛ درنتیجه، به نظر می‌رسد سرمایه‌گذاران در شرکت‌های با همزمانی قیمت سهام زیاد نسبت به شرکت‌های با همزمانی قیمت کم، کمتر به اخبار منفی واکنش شدید نشان می‌دهند. همزمانی زیاد سهام نشان می‌دهد اطلاعات بازار منعکس‌شده بر بازده سهام، بیشتر است و ریسکی که سرمایه‌گذاران متحمل می‌شوند، ریسک سیستماتیک است؛ بنابراین به سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار توصیه می‌شود در شرکت‌هایی سرمایه‌گذاری کنند که همزمانی قیمت سهام بیشتر و شفافیت اطلاعاتی بیشتری دارند.
واژه‌های کلیدی: تمرکز مالکیت، چولگی، دنبالهٔ توزیع بازده سهام، نسبت پرداخت سود هر سهم، همزمانی قیمت سهام.

* نویسنده مسؤول

مقدمه

با گسترش بازار سهام در دنیا و گسترش اخیر آن در ایران، روزبه‌روز به تعداد علاقه‌مندان برای ورود به این بازار افزوده می‌شود. این سرمایه‌گذاران که برای کسب بازده بیشتر وارد این بازار می‌شوند، باید آگاهی کامل از ریسک‌های این بازار داشته باشند و بین این بازار و دیگر بازارهای موجود بتوانند مقایسه و موازنه کنند. سرمایه‌گذاران بازار سرمایه در برابر ریسک‌های متحمل‌شده در این بازار، انتظار سطح بازده متناسب با سطح ریسک را دارند؛ پس باید سطح ریسک و بازده مدّنظرشان را در بدو ورود به این بازار بدانند. بیشتر سرمایه‌گذاران به موضوع ریسک و بازده از دیدگاه فردی نگاه می‌کنند؛ به‌اصطلاح قضاوت آنان کاملاً ذهنی است. بازده سهام از دو قسمت تشکیل می‌شود: ۱- بازده جاری یا بازده ناشی از دریافت سود سهام؛ ۲- بازده ناشی از افزایش قیمت سهام. اصطلاح نرخ بازده برای توصیف نرخ رشد سرمایه‌گذاری در طول دورهٔ نگهداری دارایی به کار می‌رود [۶].

همزمانی قیمت سهام[1]، مقیاسی برای اندازه‌گیری مقدار نسبی اطلاعات خاص شرکت است که در قیمت انعکاس یافته است؛ به عبارتی، همزمانی قیمت سهام دامنه‌ای است که در آن، بازده بازار و صنعت، تفاوت بازده سهام را در سطح شرکت توضیح می‌دهد. اطلاعات و محیط حاکمیتی از یک شرکت، تعیین‌کنندهٔ همزمانی قیمت سهام است؛ اما در پژوهش فاروق و احمد (۲۰۱۴) به جای توجه به اطلاعات و محیط حاکمیتی به‌عنوان ساز وکار تولید و انتشار اطلاعات، ساز و کاری در نظر گرفته می‌شود که نوع سرمایه‌گذاران مؤثر در یک شرکت را نشان می‌دهد. فاروق و احمد[2] (۲۰۱۴) استدلال می‌کنند که سرمایه‌گذاران نهادی به سمت شرکت‌هایی جذب می‌شوند که ساز وکار حاکمیت خوب دارند. مؤسساتی که تنوع سرمایه‌گذاری دارند، ریسک قیمت آنها به ریسک بازار مربوز است و بسیاری از تغییرات در بازده سهام با بازده بازار توضیح داده می‌شود؛ درنتیجه، باعث همزمانی زیاد بازده سهام و بازده بازار می‌شود؛ بنابراین ساز وکار حاکمیت شرکتی در افزایش مهارت پیش‌بینی به سرمایه‌گذاران نهایی کمک می‌کند و زمانی که وقایع اتفاق می‌افتد بازار تا حد زیادی به آن واکنش نشان نمی‌دهد. تنوع کم قیمت سهام در یک شرکت اساساً به همبستگی زیاد بازده سهام و بازار و درنتیجه، همزمانی زیاد منجر می‌شود [۹].

شرکت‌های سرمایه‌گذاری در معرض ریسک‌های بسیاری قرار دارند. ریسک مالی را عموماً به‌عنوان درجهٔ عدم قطعیت دربارهٔ بازده‌های خالص آینده می‌توان مطرح کرد. ارزیابی دقیق ریسک در بازارهای مالی برای سرمایه‌گذاری به‌جا و درنتیجه، تخصیص بهینهٔ سرمایه، اهمیت حیاتی دارد. افزایش فراریت بازارهای مالی در دههٔ گذشته، موجب پیشرفت ابزارهای پیچیدهٔ مدیریت ریسک شده‌است. از دیدگاه مدیریت ریسک، تحلیل رفتار دنبالهٔ[3] بازده‌های سهام، به فهم تغییرات زیاد در ارزش سرمایه‌ها کمک می‌کند. شکل‌های صریح دنباله‌های توزیع[4]، اطلاعات مهمی را برای مدیران ریسک وسرمایه گذاران فراهم می‌کند [۲۱]. چندین مطالعه دربارهٔ همزمانی قیمت سهام و دنبالهٔ توزیع سهام به‌طور مستقل انجام شده است؛ اما تاکنون پژوهشی داخلی دربارهٔ اثر همزمانی قیمت سهام در دنبالهٔ توزیع سهام انجام نشده است. در این پژوهش، تأثیر همزمانی قیمت سهام در دنبالهٔ توزیع بازده سهام

1. Stock Price Synchronicity
2 Farooq and Ahmad

3. Tail
4. Tail distribution

در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تحلیل شده است. در این مقاله، پس از مقدمه، مبانی نظری بررسی می‌شود؛ سپس به‌ترتیب، روش پژوهش و یافته‌های پژوهش و درانتها، نتایج و پیشنهادهای پژوهش بیان می‌شود.

مبانی نظری

تا قبل از دههٔ ۷۰، فرایندها 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 دنباله‌پهن و نامتقارن بودند. به دنبال آنها توزیع‌های پایدار معرفی می‌شود. قوانین پایدار یکی از راه حل‌ها در الگوسازی ریاضی بازده سهام است؛ زیرا این توزیع‌ها چولگی و کشیدگی داده‌ها را در نظر می‌گیرد[۲۴]. جین و مایر[1] (۲۰۰۶) الگویی تحلیلی مطرح کردند که صاحبان منافع درون‌سازمانی (مدیران) بیشتر از صاحبان منافع برون‌سازمانی (سرمایه گذاران) از اطلاعات آگاهی دارند. این امر موجب عدم تقارن اطلاعاتی بین آنان می‌شود و عدم تقارن اطلاعاتی (عدم شفافیت) به صاحبان منافع درون‌سازمانی توانایی می‌دهد جریان‌های نقدی بیشتری دریافت کنند (اگر اطلاعات مخفی شود)؛ بنابراین صاحبان منافع درون‌سازمانی نیازمند کاهش ریسک شرکت هستند تا درنتیجهٔ آن، سرمایه‌گذاران با ریسک کمتری روبه‌رو باشند. سهم ریسک کمتر سرمایه‌گذاران ناشی از عدم شفافیت، نسبت ریسک بازار به کل ریسک (مجموع ریسک شرکت و ریسک بازار) را کاهش می‌دهد و این امر باعث می‌شود قیمت سهام با هماهنگی بیشتری به سمت قیمت بازار حرکت کند [۱۰]. داسگوپتا و همکاران[2] (۲۰۱۰) استدلال می‌کنند محیط حاکمیتی بهتر به بیشتربودن همزمانی قیمت سهام منجر می‌شود؛ زیرا توانایی پیش‌بینی سرمایه‌گذاران را بهبود می‌بخشد. آنها توجه دارند که بهبود در محیط حاکمیتی به افزایش دقت پیش‌بینی دربارهٔ اتفاقات آیندهٔ شرکت منجر می‌شود. در حضور ساز و کار حاکمیت ناکافی به سختی بر اختیارات مدیریت می‌توان نظارت کرد؛ بنابراین مدیران این شرکت‌ها همیشه اطلاعات درست را دربارهٔ شرکت‌های خود فاش نمی‌کنند [۱۴]. گزارشگری مالی جزء مهمی از حاکمیت شرکتی مناسب است. ابهام گزارشگری مالی مانع عملکرد مناسب سیستم‌های حاکمیت شرکتی در چیره‌شدن بر عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه‌های نمایندگی می‌شود. افشای عمومی اطلاعات، شرایط نظارت عالی بر عملکرد را فراهم می‌آورد و شرکت‌هایی که حاکمیت شرکتی ضعیف دارند، اغلب با ارائهٔ صورت‌های مالی دارای ابهام و مدیریت سود، مشکلات نظارتی خود را پنهان می‌کنند. از طرفی افشای ضعیف، اطلاعات نامتقارن را برای سرمایه‌گذاران افزایش می‌دهد. سرمایه‌گذاران به این افزایش عدم قطعیت، با واکنش نابه‌جا به اخبار منفی و واکنش کم به اخبار مثبت پاسخ می‌دهند. میتون[3] (۲۰۰۲) نشان می‌دهد شرکت‌های با ساز وکار حاکمیت ضعیف، واکنش شدیدتری به شوک‌های منفی نسبت به شرکت‌های با ساز و کار حاکمیت بهتر نشان می‌دهند.

شرکت‌های ارائه‌دهندهٔ همزمانی زیاد، مالکیت نهادی بیشتری جذب می‌کنند و به‌طور کلی، چون سرمایه‌گذاران نهادی، سرمایه‌گذاران بلندمدت هستند، با احتمال کمتری واکنش بیش از حد به اطلاعات نشان

1. Jin, L. And Mayers

2. Dasgupta, et al.
3. Mitton

می‌دهند [۱۵]. احتمال اینکه سرمایه‌گذاران، سهام را با افق سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت نسبت به دیگر شرکت‌کنندگان در بازار در زمان مواجهه با شوک‌های منفی بفروشند، بیشتر است. از آنجا که یک افق سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت نشان می‌دهد سرمایه‌گذاران در آیندهٔ نزدیک و نه بلافاصله در زمان کاهش قیمت بازار، سهم خود را خواهند فروخت، استراتژی بهینه برای سرمایه‌گذارن کوتاه‌مدت این است که بلافاصله بعد از افول بازار، سهم خود را بفروشند؛ با وجود این، سرمایه‌گذارن بلندمدت به اخبار منفی به اندازهٔ سرمایه-گذاران کوتاه‌مدت واکنش زیاد از حد نشان نمی‌دهند و این چنین واکنشی، احتمال به‌دست‌آوردن بازده مثبت را افزایش می‌دهد[۱۶]. داچ و همکاران[1] (۲۰۱۵) با استفاده از همزمانی قیمت سهام، تغییرات مقطعی در عدم تقارن بازده را برای شرکت‌های فهرست‌شده در فنلاند، سوئد، نروژ و دانمارک، در طول دورهٔ بین سال‌های ۲۰۰۰ و۲۰۱۲ توضیح دادند. شرکت‌های با همزمانی بیشتر، احتمال تولید توزیع مثبت سنگین‌تری نسبت به شرکت‌های با همزمانی کم دارند و سرمایه‌گذاران در این شرکت‌ها نسبت به شرکت‌های با همزمانی کم، کمتر به اخبار منفی واکنش شدید نشان می‌دهند. فاروق و احمد (۲۰۱۴) تأثیر ساز و کار حاکمیت شرکتی را در همزمانی قیمت سهام با توجه به شواهدی از بازارهای در حال ظهور بررسی کردند. آنها رابطهٔ متغیر مستقل حاکمیت شرکتی (تحلیلگران پیرو، تمرکز مالکیت و پیچیدگی عملیاتی) و متغیر وابستهٔ همزمانی قیمت سهام را در دورهٔ ۲۰۰۶ تا ۲۰۰۸ در هند بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد در شرکت‌های با تمرکز مالکیت کمتر، تحلیلگری پیرو بیشتر و پیچیدگی‌های عملیات کمتر با همزمانی قیمت سهام بیشتری همراه است و با شرکت‌های با همزمانی بیشتر و با محیط حاکمیتی بهتری در ارتباط هستند و عملکرد شرکت‌های با همزمانی بیشتر، بهتر از شرکت‌های با همزمانی کمتر است[۹]. ابورا و چیوالیر (۲۰۱۶) نیز رابطهٔ نوسان بازده و دنبالهٔ ریسک را مطالعه کردند. آنها عامل عدم تقارن و آثار سرریز را در بررسی خود لحاظ کردند و نتیجه گرفتند اهرم پویا مهم‌ترین عامل در تحرک بازارهای سهام است.

کرافورد و همکاران[2] (۲۰۱۲) چگونگی اطلاعات تولیدشدهٔ تحلیلگران را تحلیل کردند. هنگامی سرمایه‌گذاران، پوششی را آغاز می‌کنند که به ترکیب اطلاعات صنعت خاص شرکت و اطلاعات وسیع بازار در دسترس دربارهٔ یک شرکت کمک کند. شروع پوشش شرکت‌ها بدون پوشش تحلیلگر قبلی، همزمانی را افزایش می‌دهد و پیشنهاد می‌کند تحلیلگران، اطلاعات وسیع صنعت و بازار را تولید کنند. نتایج نشان داد نوع اطلاعاتی که تحلیلگران در ابتدا تولید می‌کنند، به اطلاعات تحلیلگران دیگر بستگی دارد. زینگ واندرسون[3] (۲۰۱۱) این موضوع را بررسی کردند که چگونه همزمانی قیمت سهام، اطلاعات خاص شرکت را منعکس می‌کند. آنها فرض کردند همزمانی قیمت در هریک از محیط‌های اطلاعات خوب خاص شرکت یا محیط‌های اطلاعات بد خاص شرکت ممکن است کم باشد؛ زیرا قیمت‌های سهام، اطلاعات عمومی و خصوصی را به هم پیوند می‌دهد. آنها با استفاده از سه نماینده برای انحراف‌های متقاطع در اطلاعات عمومی خاص شرکت و یک نمونهٔ بزرگ، شواهدی را فراهم کردند که از رابطهٔ U شکل معکوسی بین همزمانی و اطلاعات عمومی حمایت می‌کرد. نتایج آنها به تطبیق یافته‌های متضاد مطالعات

1. Douch, et al.

2. Crawford, et al.
3. Xing & Anderson

قبلی کمک و بر همزمانی قیمت سهام به‌عنوان شاخص یکنواختی از کیفیت محیط اطلاعات یک شرکت شک ایجاد کرد.

کتیاراساکن و تیسی[1] (۲۰۱۱) این پرسش را بررسی کردند که آیا بازده سهام در بازارهای آسیایی با واریانس نامحدود مشخص می‌شود یا فقط با واریانس زیاد. آنها با استفاده از نظریهٔ ارزش بی‌نهایت (EVT) برای مشخص کردن توزیع‌های بازده شاخص‌های سهام آسیایی در دورهٔ زمانی ۱۹۸۹ تا ۲۰۰۹ به این نتیجه رسیدند که توزیع‌های بازده شاخص‌های بازار آسیایی دنباله‌چاق (پهن) با واریانس محدود است؛ اما پارامتر شکل توزیع‌های بازده سهام در نشان‌دادن بازارها، تفاوت خیلی زیادی با بازارهای توسعه‌یافته ندارد. داسگوپتا و همکاران (۲۰۱۰) بررسی کردند که آیا همزمانی بازده سهام با بهبود شفافیت افزایش می‌یابد. آنها نشان دادند در محیط‌های شفاف‌تر، قیمت‌های سهام باید اطلاعات مفیدتر دربارهٔ حوادث آینده داشته باشد. درنهایت، دریافتند حمایت تجربی برای پیش‌بینی‌های نظری آنها در سه زمینه که سن شرکت نامیده می‌شد، بحث‌های سرمایه را معتدل و ADR ها را لیست می‌کرد **[۱۲]**.

پرهیزکار (۲۰۱۴) رابطهٔ بین سرمایه‌گذاران نهادی و همزمای قیمت سهام را در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی کرد. در این پژوهش، سرمایه‌گذاران نهادی برحسب میزان انگیزه و تمایلشان برای کنترل و نظارت بر شرکت‌ها به دو گروه سرمایه‌گذاران نهادی پایدار (بلندمدت) و ناپایدار (موقت) تقسیم شده‌اند تا رابطهٔ آنها با همزمانی قیمت سهام تحلیل شود. نتایج نشان داد ارتباط منفی و معناداری بین سرمایه‌گذاری نهادی و همزمانی قیمت سهام وجود دارد. علاوه بر این یافته‌ها نشان می‌دهد رابطهٔ منفی و معناداری بین پایداری سرمایه‌گذاری نهادی و همزمانی قیمت سهام و ارتباط مثبت و معناداری نیز بین ناپایداری سرمایه‌گذاران نهادی و همزمانی قیمت سهام وجود دارد **[۲۲]**. پرویزی (۲۰۱۴) رابطهٔ همزمانی قیمت سهام (معیاری از میزان اطلاعات بازار که در قیمت سهام انعکاس‌یافته است) را با نقدشوندگی سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی کرد. در این پژوهش، همزمانی قیمت سهام، متغیر مستقل و نقدشوندگی سهام، متغیر وابسته است. از اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش نسبی سهام نیز به‌عنوان معیار نقدشوندگی استفاده شده است. بین همزمانی قیمت سهام و اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش نسبی سهام، رابطهٔ منفی و معناداری وجود دارد و از آنجا که اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش با نقدشوندگی سهام، رابطهٔ معکوس دارد، همزمانی قیمت با نقدشوندگی سهام، رابطهٔ مثبت و معناداری دارد. رابطهٔ بتای سهام، نوسان‌های سیستماتیک بازده سهام و نوسان‌های غیرسیستماتیک بازده سهام (به‌عنوان معیارهایی از میزان اطلاعات بازار) با نقدشوندگی سهام نیز بررسی شد. بین بتای سهام، نوسان‌های سیستماتیک و غیرسیستماتیک بازده سهام و اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش نسبی، رابطهٔ منفی و معنادار و درنتیجه، با نقدشوندگی سهام، رابطهٔ مثبت و معنادار وجود دارد **[۲۳]**.

راعی و نبی‌زاده (۲۰۱۳) توزیع بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران را آزمودند. در سال‌های گذشته، بسیاری از نظریه‌های مالی (الگوی بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری مارکویتز، الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای شارپ-ترینر-جنسن و...) مبتنی

1. Kittiakarasakun & Tse

بر فرضیهٔ توزیع نرمال بوده است؛ اما اخیراً این فرضیه رد شده است. در این پژوهش به کمک روش R/S برای تخمین هرس و معیار اندرسون- دارلینگ توزیع بازده سهام ۲۲ شرکت فعال در بورس بین سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰ را آزمودند و نتایج نشان می‌دهد ۹ نماد معاملاتی، توزیع پایدار دارند **[۲۴]**.

هدف اصلی این مطالعه، بررسی همزمانی قیمت سهام بر دنبالهٔ توزیع سهام در بورس اوراق بهادار تهران است. در این ارتباط به نقش ساز و کار حاکمیتی نیز توجه می‌شود. تأثیر همزمانی قیمت سهام در بازده سهام (عملکرد شرکت) و چولگی نیز بررسی می‌شود. برای بررسی رابطهٔ همزمانی قیمت سهام و توزیع بازده سهام، پنج فرضیه در قالب الگوی رگرسیون مبتنی بر داده‌های تابلویی آزمون می‌شود.

فرضیهٔ اول: همزمانی قیمت سهام بر دنبالهٔ توزیع بازده سهام، تأثیر معناداری دارد.

فرضیهٔ دوم: تمرکز مالکیت در رابطهٔ بین همزمانی قیمت سهام و دنباله توزیع بازده سهام، تأثیر معناداری دارد.

فرضیهٔ سوم: نسبت پرداخت سود سهام در رابطهٔ بین همزمانی قیمت سهام و دنبالهٔ توزیع بازده سهام، تأثیر معناداری دارد. فرضیهٔ چهارم: همزمانی قیمت سهام در بازده سهام، تأثیر معناداری دارد.

فرضیهٔ پنجم: همزمانی قیمت سهام در چولگی، تأثیر معناداری دارد.

روش پژوهش

جامعهٔ آماری شامل شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران از ابتدای سال ۱۳۸۹ تا پایان سال ۱۳۹۳ است. تعداد ۱۱۸ شرکت از جامعه با استفاده از روش غربال و با توجه به معیارهای زیر انتخاب شد.

شرکت‌هایی که در بورس اوراق بهادار تهران فعالیت دارند و داده‌های مربوط به آنها برای دوره‌های زمانی بین ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ در دسترس باشد؛ شرکت‌هایی که سهام آنها در دوره‌های زمانی بین ۱۳۸۹ تا۱۳۹۳در بورس معامله شده باشد و تا پایان سال مالی ۱۳۹۳ نماد آنها از تابلوی بورس حذف نشده باشد؛ سال مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفندماه هرسال باشد؛ شرکت‌ها به هیچ وجه در این سال‌ها زیان‌ده نباشند؛ شرکت‌هایی که نماد آنها بیشتر از ۳ ماه وقفهٔ معاملاتی نداشته باشد؛ بانک‌ها، مؤسسات مالی، شرکت‌های بیمه، هلدینگ، سرمایه‌گذار و نظایر این شرکت‌ها نباشد. برخی از دلایل حذف شرکت‌ها و مؤسسات مالی عبارتند از: ۱- وجود تفاوت در تفسیر ریسک مالی (نسبت‌های اهرمی بالا) در شرکت‌های مالی و غیرمالی؛ به‌گونه‌ای که این ریسک برای شرکت‌های مالی، عادی و برای شرکت‌های غیرمالی ممکن است غیرعادی به نظر برسد و به اتّخاذ تصمیم‌های ناصحیح منجر شود. ۲- وجود تفاوت در روش‌ها و برآوردهای حسابداری در شرکت‌های مالی و غیرمالی که تداخل آنها با یکدیگر ممکن است به بروز نتایج اشتباه منتج شود و ۳- شفاف‌نبودن طبقه‌بندی میان فعالیت‌های عملیاتی و تأمین مالی شرکت‌های مالی و غیرمالی. گردآوری داده‌ها و اطلاعات لازم موجود در صورت‌های مالی و ارزش بازار سهام نیز با سامانهٔ الکترونیک کدال[1] و مدیریت فناوری بورس تهران[2] انجام شده است. برای تلخیص داده‌ها، ابتدا نسبت‌های مدّنظر با استفاده از داده‌های جمع‌آوری‌شده برای تک‌تک شرکت‌ها و هر یک از سال‌های مدّنظر محاسبه شد. کلیّهٔ فعالیت‌های مربوط به عملیات تلخیص با استفاده از نرم‌افزار Excel

1. www.codal.ir
2. www.tsetmc.com

انجام و سپس فرضیه‌ها با استفاده از نرم‌افزار ایویوز[1] آزمون شد. به جای استفاده از روش‌هایی نظیر داده‌های مقطعی، از روش داده‌های تابلویی استفاده شده است. براساس این، فرضیه‌های پژوهش با استفاده از الگوی رگرسیون خطی ارزیابی خواهد شد. الگوی اول پژوهش برای آزمون فرضیهٔ اول به‌شرح رابطهٔ (۱) است که در آن، $Tail_{i,t}$ دنبالهٔ توزیع بازده سهام، $SYN_{i,t}$ همزمانی قیمت سهام، $Size_{i,t}$ اندازهٔ شرکت، $Lev_{i,t}$ اهرم مالی، $Eps_{i,t}$ سود هر سهم، $Gr_{i,t}$ رشد شرکت، $MBV_{i,t}$ نسبت ارزش بازار سهام به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام، β_iها ضرایب رگرسیون، $\alpha_{i,t}$ مقدار ثابت و ε_{it} جمله اختلال الگوی رگرسیون را نشان می‌دهد.

(۱)

$$TAIL_{i,T+1} = \alpha + \beta_1(SYN_{i,T}) + \beta_2(SIZE_{i,T}) + \beta_3(LEV_{i,T}) + \beta_4(EPS_{i,T}) + \beta_5(GR_{i,T}) + \beta_6(MBV_{i,T}) + \varepsilon_{i,T+1}$$

الگوی دوم پژوهش برای آزمون فرضیهٔ دوم به‌صورت رابطهٔ (۲) است که در این رابطه، $Ow_{i,t}$ تمرکز مالکیت را نشان می‌دهد. تفاوت الگوی دوم با الگوی اول در آن است که متغیر تمرکز مالکیت به دو صورت مستقل و حاصل‌ضرب در متغیر همزمانی قیمت سهام به الگو اضافه شده است.

(۲)

$$TAIL_{i,T+1} = \alpha + \beta_1(SYN_{i,T}) + \beta_2(OW_{i,T}) + \beta_3(OW_{i,T} \times SYN_{i,T}) + \beta_4(SIZE_{i,T}) + \beta_5(LEV_{i,T}) + \beta_6(EPS_{i,T}) + \beta_7(GR_{i,T}) + \beta_8(MBV_{i,T}) + \varepsilon_{i,T+1}$$

الگوی سوم پژوهش برای آزمون فرضیهٔ سوم به‌صورت رابطهٔ (۳) است که در آن $DIVID_{i,t}$ نشان‌دهندهٔ نسبت پرداخت سود هر سهم است. تفاوت الگوی سوم با الگوی اول در آن است که متغیر نسبت پرداخت سود هر سهم به دو صورت مستقل و حاصل‌ضرب در متغیر همزمانی قیمت سهام به الگو اضافه شده است.

(۳)

$$TAIL_{i,T+1} = \alpha + \beta_1(SYN_{i,T}) + \beta_2(DIVID_{i,T}) + \beta_3(DIVID_{i,T} \times SYN_{i,T}) + \beta_4(SIZE_{i,T}) + \beta_5(LEVE_{i,T}) + \beta_6(EPS_{i,T}) + \beta_7(GR_{i,T}) + \beta_8(MBV_{i,T}) + \varepsilon_{i,T+1}$$

الگوی پژوهش چهارم برای آزمون فرضیهٔ چهارم به‌صورت رابطهٔ (۴) است که در آن، $RET_{i,t}$ نشان‌دهندهٔ بازده سهام شرکت است. تفاوت الگوی چهارم با الگوی اول این است که متغیر وابستهٔ بازده سهام شرکت به جای متغیر دنبالهٔ توزیع بازده سهام قرار گرفته است.

(۴)

$$RET_{i,T+1} = \alpha + \beta_1(SYN_{i,T}) + \beta_2(SIZE_{i,T}) + \beta_3(LEV_{i,T}) + \beta_4(EPS_{i,T}) + \beta_5(GR_{i,T}) + \beta_6(MBV_{i,T}) + \varepsilon_{i,T+1}$$

الگوی پژوهش پنجم برای آزمون فرضیهٔ پنجم به‌صورت رابطهٔ (۵) است که در آن $SKEW_{i,t}$ نشان‌دهندهٔ چولگی است. تفاوت الگوی پنجم با الگوی اول این است که متغیر وابستهٔ چولگی به جای متغیر دنبالهٔ توزیع بازده سهام قرار گرفته است.

(۵)

$$SKEW_{i,T+1} = \alpha + \beta_1(SYN_{i,T}) + \beta_2(SIZE_{i,T}) + \beta_3(LEV_{i,T}) + \beta_4(ESP_{i,T}) + \beta_5(GR_{i,T}) + \beta_6(MBV_{i,T}) + \varepsilon_{i,T+1}$$

متغیرهای وابسته شامل دنبالهٔ توزیع بازده سهام، بازده سهام و چولگی است. اولین متغیر وابسته، دنبالهٔ

1. Eviews

توزیع بازده سهام است. سرمایه‌گذاران، سهام شرکت‌های با بازده کمتر از بازده مدّنظرشان را نمی‌خرند. یک روش برای اندازه‌گیری ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران، محاسبهٔ احتمال کمتربودن بازده از بازده مدّنظر سرمایه‌گذاران (میانه) و محاسبهٔ احتمال بیشتربودن بازده از بازده مدّنظر سرمایه‌گذاران (میانه) است. دنباله به‌صورت نسبت احتمال کمتربودن بازده از میانه به احتمال بیشتربودن بازده از میانه تعریف می‌شود. در رابطهٔ (۶)، L_1 احتمال کمتربودن بازده از نما و L_2 احتمال بیشتربودن بازده از نما را نشان می‌دهد.

(۶)

$$TAIL = \frac{L_1}{L_2} = \frac{\sigma_1}{\sigma_2}$$

دومین متغیر وابسته، بازده سهام است. برای محاسبهٔ بازده سهام یک شرکت از سه عامل تفاوت ریالی قیمت در انتهای دورهٔ نسبت به اول دوره، میزان تقسیم سود یا DPS در طول دوره و میزان افزایش سرمایهٔ شرکت‌ها از محل اندوخته یا آورده در محدودهٔ زمانی مدّنظر استفاده می‌شود [۸].

(۷)

$$\mathrm{RET} = \frac{(P_{i,t} - P_{i,t-1}) + (P_{it.1000})A + P_{i,t}B + DPS_{i,t}}{P_{i,t-1}}$$

$P_{i,t}$ قیمت سهام در پایان دوره، $P_{i,t-1}$ قیمت سهام در ابتدای دوره، A درصد افزایش سرمایه از محل آوردهٔ نقدی مطالبات، B درصد افزایش سرمایه از محل انباشته و اندوخته و $DPS_{i,t}$ سود نقدی هر سهم را در دوره نشان می‌دهد.

سومین متغیر وابسته، چولگی است. روابط ریاضی مختلفی برای اندازه‌گیری چولگی وجود دارد. یکی از آنها ضریب چولگی اول پیرسون است.

(۸)

$$SK = \frac{r_3}{\sigma_p^3} = \frac{\frac{\sum(r_m - \bar{r}_p)^3}{N}}{(\frac{\sum(r_p - \bar{r}_p)^2}{N})^3} \quad \text{یا} \quad \frac{n}{(n-1)(n-2)}\sum\left[\frac{(r_p - \bar{r}_p)}{s}\right]^3$$

متغیرهای مستقل شامل همزمانی قیمت سهام، تمرکز مالکیت و نسبت پرداخت سود هر سهم است. اولین متغیر مستقل، همزمانی قیمت سهام است. همزمانی قیمت سهام، دامنه‌ای است که در آن بازده بازار و صنعت، تفاوت بازده سهام را در سطح شرکت نشان می‌دهد یا به عبارتی، قیمت سهام، نسبت زیادی از اطلاعات بازار را ترکیب کرده است و برعکس. با استفاده از الگوی مورک و همکاران (۲۰۰۰)، چان و حمید (۲۰۰۶) ، زینگ و اندرسون (۲۰۱۱) و نگوین و ترانگ (۲۰۱۳) از الگوی رگرسیون (۹) استفاده می‌شود که در آن بازده سهام "i" در طول ماه "t" متغیر وابسته و بازده شاخص بازار مربوط "m" متغیر مستقل است.

(۹)

$$R_{i.t} = \alpha + \beta(R_{m,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

براساس الگوی رگرسیون (۹) همزمانی قیمت سهام براساس رابطهٔ زیر محاسبه می‌شود.

(۱۰)

$$SYNCH_{i,T} = \log(\frac{R^2}{1 - R^2})$$

در معادلهٔ بالا، R^2 ضریب تعیین برآورد معادلهٔ (۹) است. فرض نرمال‌بودن توزیع بازده [۱۱] بسیار محدود است؛ بنابراین به جای فرض توزیع نرمال از خانوادهٔ پارامتر انعطاف‌پذیر از توزیع‌هایی استفاده می‌شود که

شکل چوله دارند و چاق‌تر یا نازک‌تر از توزیع طبیعی است [۱۳]. دومین متغیر مستقل، تمرکز مالکیت است که عبارت است از چگونگی توزیع سهام بین سهامداران شرکت‌های مختلف. هرچه تعداد سهامداران کمتر باشد، مالکیت متمرکزتر خواهد بود. برای محاسبهٔ نسبت تمرکز مالکیت از شاخص هرفیندال- هیرشمن استفاده شده است. شاخص مزبور از مجموع مجذور درصد سهام متعلق به سهامداران شرکت‌ها به دست می‌آید. این شاخص به موازات افزایش میزان تمرکز مالکیت افزایش پیدا می‌کند و در شرایطی که کل سهام متعلق به یک نفر باشد، بیشترین ارزش را به خود اختصاص می‌دهد و معادل ۱۰۰۰۰ واحد محاسبه می‌شود. در صورتی که ساختار مالکیت پراکنده باشد و کلیّهٔ سهامداران، نسب‌های مساوی داشته باشند، کمترین ارزش را پیدا می‌کند و معادل ۱۰۰۰۰/N محاسبه می‌شود. شاخص هرفیندال به‌شرح رابطهٔ (۱۱) محاسبه شده است [۱۷].

(۱۱)

$$HHI = \sum_{i=1}^{n} (\frac{P_i}{P} \times 100)^2$$

سومین متغیر مستقل، نسبت سود هر سهم است. نسبت پرداخت سود هر سهم به درصدی از درآمد اطلاق می‌شود که به‌عنوان سود سهام به سهامداران پرداخت می‌شود. نحوهٔ محاسبهٔ آن به این صورت است که سود تقسیمی هر سهم در سال را بر سود هر سهم یا سود تقسیمی را بر درآمد خالص تقسیم می‌کنند. این نسبت نشان می‌دهد چه اندازه سود سهام را از محل سود می‌توان پرداخت کرد. شرکت‌هایی که به مرحلهٔ بلوغ رسیده‌اند، نسبت پرداخت زیادی دارند که با تقسیم سود پرداخت‌شدهٔ هر سهم بر سود هر سهم به دست می‌آید [۱۸]. متغیرهای کنترلی شامل اندازهٔ شرکت، اهرم مالی، رشد، سود هر سهم و نسبت ارزش بازار سهام به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام است. برای محاسبهٔ اندازهٔ شرکت از لگاریتم طبیعی مجموع دارایی‌های شرکت در پایان دوره استفاده می‌شود. اندازه با ابعاد مختلف محیط اطلاعات شرکت همراه است. اهرم مالی از تقسیم کل بدهی‌ها بر دارایی کل شرکت حاصل می‌شود. متغیر رشد، رشد کل دارایی‌های شرکت است و با اندازه‌گیری درصد تغییرات در کل دارایی‌ها در پایان دوره نسبت به سال قبل به دست می‌آید. سود هر سهم، نشان‌دهندهٔ سودی است که شرکت در یک دورهٔ مشخص به‌ازای یک سهم عادی به دست آورده است که از تقسیم سود پس از کسر مالیات شرکت بر تعداد کل سهام محاسبه می‌شود. نسبت ارزش بازار سهام به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام، آخرین متغیر کنترلی است. سرمایه‌گذاران نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری را معیار اندازه‌گیری ریسک قرار می‌دهند.

یافته‌ها

برای تجزیه و تحلیل اطلاعات، ابتدا آمار توصیفی داده‌ها شامل شاخص‌های مرکزی، شاخص‌های پراکندگی و انحراف از قرینگی شامل میانگین، میانه، حداکثر، حداقل، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی محاسبه شد. تعداد شرکت‌ها ۱۱۴ و دورهٔ زمانی ۱۳۹۳-۱۳۸۹ است؛ بنابراین تعداد کل مشاهدات ۵۹۰ است. آزمون مانایی[1] و اعتبار محدودیت‌های بیش‌از حد مشخص[2] برای اطمینان از نتایج پژوهش و ساختگی‌نبودن روابط موجود در رگرسیون و معناداربودن متغیرهای پژوهش انجام شد. برای آزمون مانایی، روش آزمون لوین، لین و چو به کار رفت. نتایج

1. Stationary Test
2. Test the validity of over identifying restrictions

آزمون مانایی متغیرها نشان می‌دهد متغیرهای پژوهش مانا است؛ بنابراین فرضیهٔ صفر مبنی بر ریشهٔ واحد داشتن متغیرها رد می‌شود؛ مثلاً، آمارهٔ آزمون لوین، لین و چو برای متغیر Tail، مقدار ۴۴/۰۳۲- و سطح معنی‌داری آن صفر به‌دست آمده است که نشان می‌دهد این متغیر در سطح مانا است.

آزمون چاو یا آزمون تغییرات ساختاری مربوط به فرضیه‌ها (اف لیمر) برای تشخیص تلفیقی یا تابلویی‌بودن ساختار داده‌ها انجام شد. سطح معنی‌داری آمارهٔ اف فیشر کمتر از ۰/۰۵ به‌دست آمد؛ درنتیجه، رگرسیون، عرض از مبدأ متفاوت دارد؛ یعنی عرض از مبدأها با یکدیگر برابر نیستند؛ بنابراین الگو با داده‌های تابلویی پذیرفته می‌شود. برای تشخیص نوع الگو از نظر آثار ثابت یا آثار تصادفی از آزمون هاسمن استفاده شد. سطح معناداری آمارهٔ آزمون هاسمن برای الگوهای اول تا پنجم زیر ۰/۰۵ به دست آمد. فرضیهٔ مقابل پذیرفته و در این مرحله الگوی آثار ثابت به‌عنوان الگوی برتر برای فرضیه‌های پژوهش انتخاب می‌شود. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافتهٔ تخمیمی استفاده شده است.

فرضیهٔ اول: همزمانی قیمت سهام در دنبالهٔ توزیع بازده سهام، تأثیر معناداری دارد.

$$TAIL_{i,T+1} = \alpha + \beta_1(SYN_{i,T}) + \beta_2(SIZE_{i,T}) + \beta_3(LEV_{i,T}) + \beta_4(EPS_{i,T}) + \beta_5(GR_{i,T}) + \beta_6(MBV_{i,T}) + \varepsilon_{i,T+1}$$

جدول (۱) نتایج تخمین الگوی فرضیهٔ اول

نام متغیر	ضریب (β)	انحراف معیار	آمارهٔ t	احتمال آماره
C	۷/۰۰۵	۱/۲۶۴	۵/۵۴۴	۰/۰۰۰
	-۰/۳۵۸	۰/۰۴۷	-۷/۶۰۲	۰/۰۰۰
	-۰/۷۹۹	۰/۱۹۸	-۴/۰۲۷	۰/۰۰۰
	-۱/۰۷۷	۰/۴۱۷	-۲/۵۸	۰/۰۱۰۳
	-۶/۲۱	۱/۵	-۴/۱۴۱	۰/۰۰۰
	-۰/۲۶۵	۰/۰۴۶	-۵/۷۵۷	۰/۰۰۰
	۰/۴۴۱	آمارهٔ F		۲/۲۶۰
R^2 – تعدیل‌شده	۰/۲۴۶			
سطح معناداری F	۰/۰۰۰	دوربین واتسون		۲/۳۶۶

همانگونه که در جدول (۱) ملاحظه می‌شود، با توجه به آمارهٔ F گفتنی است الگوی رگرسیون بالا معنی‌دار است. مقدار آمارهٔ دوربین– واتسون، پس از خود بازگشت مرحلهٔ اول برای رفع خودهمبستگی برابر ۲/۳۶۶ است. مقدار این آماره مناسب و نشان‌دهندهٔ نبود خودهمبستگی بین اجزای الگو است. مقدار ضریب تعیین تعدیل‌شدهٔ الگو نشان می‌دهد متغیرهای برآوردی الگو، توان توضیح‌دهندگی (۲۵ درصد) برای توضیح متغیر وابسته را دارد. با توجه به احتمال آمارهٔ همزمانی قیمت سهام که کمتر از ۰/۰۵ است، گفتنی است با سطح اطمینان ۹۵ درصد، فرضیهٔ H_1 قبول می‌شود؛ یعنی همزمانی قیمت سهام در دنبالهٔ توزیع بازده سهام،

تـأثیر معنـادار و منفـی دارد؛ یعنـی بـا افـزایش همزمـانی قیمت سهام، دنبالهٔ توزیع بازده سهام کاهش می‌یابد.

فرضیهٔ دوم: رابطهٔ بین همزمانی قیمت سهام و دنبالـهٔ توزیع بازده سهام با لحاظ کـردن متغیـر تمرکـز مالکیـت در الگوی پژوهش تعدیل می‌شود.

همانگونه کـه در جـدول (۲) ملاحظـه مـی‌شـود، بـا توجه به آمارهٔ F گفتنـی اسـت الگـوی رگرسـیون بـالا معنی‌دار است. مقدار آمـارهٔ دوربـین– واتسـون پـس از خودبازگشـت مرحلـهٔ اول بـرای رفـع خودهمبسـتگی برابـر۲/۴۴۸ اسـت کـه مقـدار ایـن آمـاره مناسـب و نشان‌دهندهٔ نبود خودهمبستگی بین اجـزای الگـو اسـت. مقدار ضریب تعیـین تعـدیل‌شـدهٔ الگـو، نشـان مـی‌دهـد متغیرهای بـرآوردی الگـو، تـوان توضـیح‌دهنـدگی (۲۰ درصد) را برای توضیح متغیر وابسـته دارد. بـا توجـه بـه احتمال آمـارهٔ متغیـر همزمـانی قیمـت سـهام در تمرکـز مالکیت که بیشتر از ۰/۰۵ است، گفتنی اسـت در سـطح اطمینان ۹۵ درصد، فرضیهٔ دوم پذیرفته نمی‌شـود؛ یعنـی رابطهٔ همزمانی قیمت سهام و دنبالهٔ توزیع سهام بـا ورود تمرکز مالکیت تعدیل نمی‌شود.

$$TAIL_{i,T+1} = \alpha + \beta_1(SYN_{i,T}) + \beta_2(OW_{i,T}) + \beta_3(OW_{i,T} \times SYN_{i,T}) + \beta_4(SIZE_{i,T}) + \beta_5(LEV_{i,T}) + \beta_6(EPS_{i,T}) + \beta_7(GR_{i,T}) + \beta_8(MBV_{i,T}) + \varepsilon_{i,T+1}$$

جدول (۲) نتایج تخمین الگوی فرضیهٔ دوم

نام متغیر	ضریب (β)	انحراف معیار	آمارهٔ t	احتمال آماره
C	۲۰۸/۶	۳۵۹/۱	۵۶۸/۴	۰۰۰/۰
	۱۴۱/۰-	۱۱۷/۰	۲۰۴/۱-	۲۲۹/۰
	۰۰۰/۰	۰۰۰/۰	۹۵۶/۰	۳۴/۰
	۰۲/۳-	۰۲/۳	۹۹۹/۰-	۳۱۸/۰
	۸۳۸./۰-	۲۱۹/۰	۸۲۷/۳-	۰۰۰/۰
	۲۷۸/۰	۱۲۵/۰	۲۲۸/۲	۰۲۶۵/۰
	۰۵۲/۷-	۳۶/۱	۱۸۳/۵-	۰۰۰/۰
	۲۳۸/۰-	۰۴۲/۰	۶۰۸/۵-	۰۰۰/۰
R^2 –	۴۰۶/۰	آمارهٔ F		۹۱۹/۱
R^2 – تعدیل‌شده	۱۹۴/۰			
سطح معناداری F	۰۰۰/۰	دوربین واتسون		۴۴۸/۲

فرضیهٔ سوم: رابطهٔ همزمـانی قیمـت سـهام ودنبالـهٔ توزیع بازده سهام با لحـاظ متغیـر نسـبت پرداخـت سـود سهام در الگوی پژوهش تعدیل می‌شود.

نتایج آزمـون فرضـیهٔ سـوم در جـدول (۳) گـزارش شده است. بـا توجـه بـه آمـارهٔ F گفتنـی اسـت الگـوی رگرسیون بـالا معنـی‌دار اسـت. مقـدار آمـارهٔ دوربـین– واتسـون، پـس از خودبازگشـت مرحلـهٔ اول بـرای رفـع خودهمبستگی برابر ۲/۳۷۹ است کـه مقـدار ایـن آمـاره مناسب و نشان‌دهنـدهٔ نبـود خودهمبسـتگی بـین اجـزای الگو است. مقدار ضریب تعیین تعدیل‌شدهٔ الگـو، نشـان می‌دهد متغیرهای برآوردی الگو، توان توضیح‌دهندگی (۱۹درصد) برای توضیح متغیر وابسته دارد. بـا توجـه بـه احتمـال آمـارهٔ متغیـر همزمـانی قیمـت سـهام در نسـبت پرداخت سود سهام کـه بیشـتر از ۰/۰۵ اسـت، گفتنـی

است در سطح اطمینان ۹۵ درصد، فرضیهٔ سوم پذیرفته نمی‌شود؛ یعنی رابطهٔ همزمانی قیمت سهام و دنبالهٔ توزیع سهام با ورود نسبت پرداخت سود سهام تعدیل نمی‌شود.

$$TAIL_{i,T+1} = \alpha + \beta_1(SYN_{i,T}) + \beta_2(DIVID_{i,T}) + \beta_3(DIVID_{i,T} \times SYN_{i,T}) + \beta_4(SIZE_{i,T}) + \beta_5(LEVE_{i,T}) + \beta_6(EPS_{i,T}) + \beta_7(GR_{i,T}) + \beta_8(MBV_{i,T}) + \varepsilon_{i,T+1}$$

جدول (۳) نتایج تخمین الگوی فرضیهٔ سوم

نام متغیر	ضریب (β)	انحراف معیار	آمارهٔ t	احتمال آماره
C	۶۸۱/۶	۴۸۱/۱	۵۱۲/۴	۰۰۰/۰
	۳۶۵/۰-	۰۵۴/۰	۷۲۷/۶-	۰۰۰/۰
	۱۰۱/۰	۰۵۴/۰	۸۷۸/۱	۰۶۱۲/۰
	۰۵۰/۰	۰۲۷۷/۰	۸۱۸/۱	۰۶۹۹/۰
	−۰,۷۷	۲۳۴/۰	۲۸۸/۳-	۰۰۱۱/۰
	۱۱۷/۱-	۴۴۹/۰	۴۸۸/۲-	۰۱۳/۰
	۳۵/۰	۱۴۸/۰	۳۶۶/۲	۰۱۹/۰
	۹۳۱/۴-	۵۰۹/۱	۲۶۸/۳-	۰۰۱۲/۰
	۲۵۹/۰-	۰۴۶/۰	۶۲۹/۵-	۰,۰۰۰
	۴۰۵/۰	آمارهٔ F		۸۸۷/۱
R^2 – تعدیل‌شده	۱۹۱/۰			
سطح معناداری F	۰۰۰/۰	آمارهٔ دوربین–واتسون		۳۷۹/۲

فرضیهٔ چهارم: همزمانی قیمت سهام در بازده سهام، تأثیر معناداری دارد.

$$RET_{i,T+1} = \alpha + \beta_1(SYN_{i,T}) + \beta_2(SIZE_{i,T}) + \beta_3(LEV_{i,T}) + \beta_4(EPS_{i,T}) + \beta_5(GR_{i,T}) + \beta_6(MBV_{i,T}) + \varepsilon_{i,T+1}$$

جدول (٤) نتایج تخمین الگوی فرضیهٔ چهارم

نام متغیر	ضریب (β)	انحراف معیار	آمارهٔ t	احتمال آماره
C	۸۵/۴-	۷۸۵/۰	۱۷۹/۶-	۰۰۰/۰
	۰۳۱/۰-	۰۲۹/۰	۰۷۵/۱-	۲۸۳/۰
	۰۱۲/۱	۱۳۳/۰	۶۳۹/۷	۰۰۰/۰
	۳۵۶/۲-	۳۴۳/۰	۵۲۲/۶-	۰۰۰/۰
	۰۱۹/۱	۱۲۴/۰	۲۱۵/۸	۰۰۰/۰
	۴۶۷/۱۱	۱۴/۱	۰۶/۱۰	۰۰۰/۰
	۵۲۵/۰-	۰۴۷/۰	۲۰۹/۱۱-	۰۰۰/۰
	۵۸۸/۰	آمارهٔ F		۰۴۳/۴
R^2 – تعدیل‌شده	۴۴۷/۰			
سطح معناداری F	۰۰۰/۰	آمارهٔ دوربین–واتسون		۳۷۶/۲

نتایج آزمون فرضیهٔ چهارم در جدول (۴) گزارش شده است. همانگونه که در جدول (۴) ملاحظه می‌شود، با توجه به آمارهٔ F گفتنی است الگوی رگرسیون بالا معنی‌دار است. مقدار آمارهٔ دوربین–واتسون، پس از خودبازگشت مرحلهٔ اول برای رفع خودهمبستگی برابر۲/۳۷۶ است که مقدار این آماره مناسب و نشان‌دهندهٔ نبود خودهمبستگی بین اجزای الگو است. مقدار ضریب تعیین تعدیل‌شدهٔ الگو نشان می‌دهد متغیرهای برآوردی الگو، توان توضیح‌دهندگی (۴۵ درصد)، برای توضیح متغیر وابسته دارند. با توجه به احتمال آمارهٔ متغیر همزمانی قیمت سهام که بیشتر از ۰/۰۵ است، گفتنی است در سطح اطمینان ۹۵ درصد، فرضیهٔ چهارم پذیرفته نمی‌شود؛ یعنی همزمانی قیمت سهام در بازده سهام، تأثیر معناداری ندارد.

فرضیهٔ پنجم: همزمانی قیمت سهام در چولگی، تأثیر معناداری دارد. نتایج آزمون فرضیهٔ پنجم درجدول (۵) گزارش شده است.

$$SKEW_{i,T+1} = \alpha + \beta_1(SYN_{i,T}) + \beta_2(SIZE_{i,T}) + \beta_3(LEV_{i,T}) + \beta_4(ESP_{i,T}) + \beta_5(GR_{i,T}) + \beta_6(MBV_{i,T}) + \varepsilon_{i,T+1}$$

جدول (۵) نتایج تخمین الگوی فرضیهٔ پنجم

نام متغیر	ضریب (β)	انحراف معیار	آمارهٔ t	احتمال آماره
C	۲/۰	۰۳۸/۰	۲۷۸/۵	۰۰۰/۰
	۱۶۷/۰	۰۱۶/۰	۵۳۳/۱۰	۰۰۰/۰
	۶۳/۶-	۱۴/۳	۱۱۳/۲-	۰۳۵۳/۰
	۹۷/۵-	۱۸۸/۱	۰۲۴/۵	۰۰۰/۰
	۳۲۷/۰-	۰۴۳/۰	۶/۷-	۰۰۰/۰
	۶۰۱/۰	آمارهٔ F		۳۶۶/۴
R^2 – تعدیل‌شده	۴۶۳/۰			
سطح معناداری F	۰۰۰/۰	آمارهٔ دوربین–واتسون		۳۴۵/۲

همانگونه که در جدول (۵) ملاحظه می‌شود، با توجه به آمارهٔ F گفتنی است الگوی رگرسیون بالا معنی‌دار است. مقدار آمارهٔ دوربین– واتسون، پس از خودبازگشت مرحلهٔ اول برای رفع خودهمبستگی برابر ۲/۳۴۵ است که مقدار این آماره مناسب و نشان‌دهندهٔ نبود خودهمبستگی بین جملات خطای الگو است. مقدار ضریب تعیین تعدیل‌شدهٔ الگو نشان می‌دهد متغیرهای برآوردی الگو، توان توضیح‌دهندگی (۴۶ درصد) متغیر وابسته را دارد. با توجه به احتمال آمارهٔ متغیر همزمانی قیمت سهام که کمتر از ۰/۰۵ است، گفتنی است در سطح اطمینان ۹۵ درصد، فرضیهٔ پنجم رد نمی‌شود؛ یعنی همزمانی قیمت سهام در چولگی، تأثیر معناداری دارد.

نتایج و پیشنهادها

به‌طور خلاصه از یافته‌های پژوهش حاضر می‌توان

نتیجه گرفت با افزایش همزمانی قیمت سهام، دنبالهٔ توزیع بازده سهام کاهش خواهد یافت. این نتیجه مطابق با نتیجهٔ پژوهش داچ و همکاران (۲۰۱۵) است که محیط اطلاعاتی بهتر در ارتباط با این شرکت‌ها را دلیل اصلی این نتیجه در نظر می‌گیرد و استدلال می‌کند سرمایه‌گذاران نسبت به شرکت‌های با همزمانی قیمت کم، کمتر به اخبار منفی واکنش شدید نشان می‌دهند و شرکت‌های با همزمانی زیاد، احتمال تولید دنبالهٔ توزیع مثبت نسبت به شرکت‌های با همزمانی کم دارند. نتایج فرضیه‌های دوم، سوم وچهارم برخلاف نتیجهٔ پژوهش داچ و همکاران (۲۰۱۵) است. رابطهٔ همزمانی قیمت سهام و دنبالهٔ توزیع بازده سهام با ورود متغیر تمرکز مالکیت تعدیل نمی‌شود. به‌دلیل محدودیت در دسترس‌نبودن اطلاعات درصد سهام در دست افراد داخلی شرکت، نتیجهٔ متفاوتی با نتیجهٔ مقالهٔ مرجع به دست آمده است. رابطهٔ همزمانی قیمت سهام و دنبالهٔ توزیع بازده سهام با ورود نسبت پرداخت سود سهام تعدیل نمی‌شود. این نتیجهٔ متفاوت ممکن است به‌دلیل متفاوت‌بودن ساختار بازار سرمایهٔ نمونه‌های مدّنظر در دو پژوهش باشد. نمونهٔ مدّنظر در مطالعهٔ داچ و همکاران (۲۰۱۵) شامل کشورهای فنلاند، سوئد، نروژ و دانمارک با بازار سرمایهٔ توسعه‌یافته است. درواقع، مطالعهٔ آنها، پژوهشی بین کشوری است و برای چند کشور مختلف بررسی شده و با بازار سرمایهٔ ایران متفاوت بوده است. همزمانی قیمت سهام در بازده سهام نیز تأثیر معناداری ندارد. براساس فرضیهٔ آخر، همزمانی قیمت سهام در چولگی سهام، تأثیر معناداری دارد. این نتیجه مطابق نتیجهٔ پژوهش داچ و همکاران (۲۰۱۵) است. داچ نشان داده است همزمانی قیمت سهام، نقش تعیین‌کننده‌ای در تعیین چولگی دارد.

با توجه به نتایج بالا، دستیابی به اطلاعات خاص شرکت نسبت به اطلاعات بازار برای معامله‌گران سخت‌تر است و زمانی که یک سهم، همبستگی زیادی با بازار دارد، معامله‌گران به اطلاعات مشاهده‌شده از حرکت بازار اتکای بیشتری می‌کنند که در این حالت، تعدیلات قیمت سهام، حساسیت کمتری به جریان سفارش خودشان دارند و بیشتر به حرکت بازار وابسته‌اند و همزمانی زیاد سهام نشان می‌دهد اطلاعات بازار منعکس‌شده بر بازده سهام، بیشتر است و ریسکی که سرمایه‌گذاران متحمل می‌شوند، ریسک سیستماتیک است. همزمانی زیاد، نشان‌دهندهٔ محیط حاکمیتی بهتر در میان شرکت‌ها است که ریسک مطلوب این شرکت‌ها بیشتر از ریسک نامطلوب آنها است. برای سرمایه‌گذاران، سرمایه‌گذاری در شرکت‌هایی با همزمانی زیاد، بهتر است؛ زیرا همزمانی کم، نشان‌دهندهٔ افزایش اطلاعات خاص شرکت است که در دست مدیران داخلی شرکت قرار دارد و سهامداران برای دسترسی به این اطلاعات به انجام هزینه نیازمند هستند که سرمایه‌گذاران را دلسرد می‌کند و هرچه دنبالهٔ توزیع سهام به سمت نرمال‌بودن میل کند، نشان‌دهندهٔ بهتربودن آن است؛ بنابراین به سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار توصیه می‌شود در شرکت‌هایی سرمایه‌گذاری کنند که همزمانی قیمت سهام بیشتر و شفافیت اطلاعاتی بیشتر دارند. به سازمان بورس اوراق بهادار پیشنهاد می‌شود با توجه به تأثیر عدم تقارن اطلاعاتی در همزمانی قیمت سهام، قوانین و مقرراتی را اتّخاذ کند که شرکت‌ها ساختار کنترلی بهتری داشته باشند. دولت باید قوانین الزام‌آوری را برای افشای صحیح اطلاعات شرکت‌ها وضع کند. مدیران شرکت‌ها اطلاعات را به‌درستی ارائه بدهند تا از عدم تقارن اطلاعات ناشی از افشای نامناسب پرهیز کنند؛ زیرا افشای نادرست اطلاعات باعث سقوط ناگهانی

قیمت سهام و همچنین جذب‌نشدن سرمایه‌گذاران می‌شود.

با توجه به شرایط متغیرهای پژوهش، امکان انجام پژوهش دربارهٔ تمام شرکت‌های حاضر در بورس اوراق بهادار تهران میسر نیست؛ بنابراین، این امر به کاهش تعداد نمونه‌های پژوهش منجر شده است و تعمیم نتایج پژوهش به سایر شرکت‌ها باید با احتیاط انجام شود. به‌دلیل تورم نسبتاً زیاد در ایران و با توجه به قانون جدید مالیاتی دربارهٔ سهولت انجام تجدید ارزیابی، محاسبهٔ متغیر کنترل اندازهٔ شرکت با لگاریتم طبیعی مجموع دارایی‌ها محاسبه شده و فرض شده است بیشتر شرکت‌های مدّنظر، دارایی‌های خود را تجدید ارزیابی کرده‌اند. به پژوهشگران توصیه می‌شود پژوهش حاضر به تفکیک صنایع موجود در بورس اوراق بهادار تهران برای تعیین اثر صنعت آزمون و به‌صورت مقایسه‌ای در صنایع متفاوت بررسی شود. این پژوهش را در شرکت‌های بزرگ و کوچک می‌توان بررسی کرد. به علاوه توصیه می‌شود پژوهش‌های دیگری با لحاظ‌کردن متغیرهای دیگری انجام شود که اثر تعدیلگر در رابطهٔ همزمانی قیمت سهام و دنبالهٔ توزیع بازده سهام دارند؛ مانند اثر سرمایه‌گذارن نهادی، پیچیدگی عملیات و غیره. برای محاسبهٔ تمرکز مالکیت از الگوی هرفیندال- هریشمن استفاده شده است. از سایر مبانی ارزیابی تمرکز مالکیت نیز می‌توان استفاده کرد.

References

[1] Aboura, S., & Chevallier, J. (2016). Tail risk and the return-volatility relation. *Research in International Business and Finance*. (in Press), Available at: http://dx.doi.org/10.1016/j.ribaf.2016.07.036, 1-14.

[2] Chan, K., & Hameed, A. (2006). Stock return synchronicity and analyst coverage in emerging markets. J*ournal of Financial Economics*. 80 (1), 115–147.

[3] Crawford, S., Roulstone, D. T., & So, E. C. (2012). Analyst initiations of coverage and stock return synchronicity. *Accounting Review*. Forthcoming. Available at SSRN.

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

[5] Dastgir, M. & Zafari, F. (2009). The role of accounting information in prediction of stock return rate. Bourse Magazine, 85: 48-55. (in Persian)

[6] Douch, M. Farooq, O. & Bouadii, M. (2015). Stock price synchronicity and tail of return distribution. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, (37): 1-11.

[7] Ebrahimi Kordlar, A., & Aerabi, M. J. (2010). Ownership concentration and earnings quality in the listed companies in Tehran stocks Exchange. 2(2). 95-110. (in Persian)

[8] Farooq, O., & Ahmed, S. (2014). Stock price synchronicity and corporate governance mechanisms: Evidence from an emerging market. *International Journal of Accounting, Auditing* and *Performance Evaluation*, 10 (4): 395–409.

[9] Jin L., Myers S. C. (2006). R^2 around the word: Theory and new tests. Journal of Finacial Economics, 79: 257-292.

[10] Kelly, P. J. (2007). Information efficiency and firm-specific return variation. *Working Paper. Arizona State University.*

[11] Kittiakarasakun, J., & Tse, Y. (2011). Modeling the fat tails in Asian stock markets. *International Review of Economics & Finance*. 20(3): 430-440.

[12] Lambert, P., & Laurent, S. (2001). Modeling Financial Time Series Using GARCH-type Models and a Skewed Student Density. *Universite de Liege. Mimeo.*

[13] Leuz, C., Nanda, D., & Wysocki, P. D. (2003). Earnings management and investor protection: An international comparison. *Journal of Financial Economics*. 69(3), 505-527.

[14] Markowitz, H. (1991). Foundations of portfolio theory. *Journal of Finance*. 46: 469–477.

[15] Mitton, T. (2002). A cross-firm analysis of the impact of corporate governance on the East Asian financial crisis. *Journal of Financial Economics*. 64 (2), 215 244.

[16] Mohammadi, S., Ghalibaf asl, H,. & Meshki, M. (2010). The effects of ownership structure (mix and concentration) on firm's return and value in the Tehran Stock Exchange (TSE). *Journal of Financial Research*. 11 (28), 69-88. (in Persian).

[17] Moradzadeh Fard, M., & Attary Motlagh, P. (2012). A neural network of dividend payout ratio determinants. *Quarterly Journal of Accounting and Auditing Researches*. 5 (17). 91-130. (in Persian).

[18] 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 (1–2), 215–260.

[19] Nguyen, N. H., & Truong, C. (2013). The information content of stock markets around the World: A cultural explanation. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*. 26. 1–29.

[20] Norouzzade, P. (2006). Modeling function distribution tails of TSE return. *Conference of Futuristic, Technology and Development perspective*. (in Persian).

[21] Parhizkar, B. (2014). Survey the relation between institutional investors and stock price synchronicity in companies listed at Tehran Stock Exchange. M. A. Thesis. University of Mazandaran. (in Persian)

[22] Parvizi, D. (2014). Survey between stock price synchronicity and stock liquidity in companies listed at Tehran Stock Exchange. M. A. Thesis. University of Mazandaran. (in Persian)

[23] Raei, R., & Nabizade, A. (2013). Testing stock return distribution in the Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Management Strategy*. 1(1). 1-18. (in Persian)

[24] Xing, X., & Anderson, R. (2011). Stock price synchronicity and public firm-specific information. *Journal of Financial Markets.* 14 (2), 259–276.