فصلنامه علمی- پژوهشی مدیریت دارایی و تأمین مالی
سال اول، شماره دوم، شماره پیاپی (۲) ۱۳۹۲
تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۶/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۸/۹
صص: ۱۲۷-۱۴۴

رقابت بین سرمایه‌گذاران آگاه برای کسب اطلاعات محرمانه و قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی

غلامرضا کردستانی[1]*، سید حمیدرضا موسویان خلیل‌آباد[2]

۱- دانشیار گروه حسابداری دانشگاه بین المللی امام خمینی (ره)
kordestani@soc.ikiu.ac.ir
۲- کارشناس ارشد حسابداری دانشگاه بین المللی امام خمینی (ره)
h_mossavian@yahoo.com

چکیده

بررسی تأثیر محیط اطلاعاتی بر هزینه سرمایه موضوعی با اهمیت در پژوهش های حسابداری و مالی به شمار می‌رود. ادبیات حسابداری و مالی نشان می‌دهد در یک سطح مشخص از عدم تقارن اطلاعاتی، میزان سوء استفاده از اطلاعات محرمانه توسط مبادله‌گران آگاه با افزایش رقابت اطلاعاتی بین این مبادله‌گران، کاهش می‌یابد. رقابت اطلاعاتی به عنوان رقابت بین سرمایه‌گذاران آگاه در کسب و مبادله سودمند اطلاعات محرمانه تعریف می‌شود. مطالعات نشان می‌دهد، سرمایه‌گذاران نهادی در مقابل سرمایه‌گذاران جزء به احتمال بیشتری سرمایه‌گذاران آگاه محسوب می‌شوند. در این پژوهش با تکیه بر ادبیات موجود، تأثیر رقابت اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران آگاه بر قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی مطالعه شد. با در نظر گرفتن مالکان نهادی به عنوان سرمایه‌گذاران آگاه، برای اندازه‌گیری رقابت اطلاعاتی بین آنها از دو معیار تعداد و تمرکز مالکیت نهادی استفاده شد. تحلیل‌ها براساس اطلاعات ۸۹ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۲تا ۱۳۹۰ انجام گرفت. یافته‌های حاصل از برآورد مدل‌های رگرسیون خطی چندگانه با استفاده از داده‌های مقطعی نشان می‌دهد که با افزایش تعداد مالکان نهادی به عنوان معیار رقابت اطلاعاتی، قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی کاهش می‌یابد. بر اساس شواهد پژوهش، تأثیر تمرکز مالکیت نهادی به عنوان دیگر معیار رقابت اطلاعاتی در این پژوهش ، بر قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی تأیید نمی‌شود.

واژه‌های کلیدی: رقابت اطلاعاتی، سرمایه‌گذاران آگاه، قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی

* نویسنده مسؤول kordestani@soc.ikiu.ac.ir

مقدمه

ادبیات حسابداری و مالی نشان می‌دهد که در یک سطح مشخص از عدم تقارن اطلاعاتی، میزان سوء استفاده از اطلاعات محرمانه توسط مبادله‌گران آگاه با افزایش رقابت اطلاعاتی بین این گروه از سرمایه-گذاران، کاهش می‌یابد [۱۲، ۱۳، ۱۵ و۱۶] .رقابت اطلاعاتی سبب می‌شود که اطلاعات محرمانه سریع‌تر در قیمت‌ها منعکس و قیمت‌ها به ارزش ذاتی نزدیک شود[۶]. بنابراین، رقابت اطلاعاتی دو کاربرد بالقوه در قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی دارد:

اول اینکه، با کاهش دامنه سوء استفاده از شرایط عدم تقارن اطلاعاتی، نیاز به بازارگردان‌ها برای حفاظت قیمتی را کاهش می‌دهد [۲۰].

دوم،بر اساس نظر ایزلی و اوهارا[1](۲۰۰۴) ، ریسک عدم تقارن اطلاعاتی برای سرمایه‌گذاران ناآگاه (سرمایه‌گذارانی که به اطلاعات محرمانه دسترسی ندارند) را کاهش می‌دهد، زیرا آنها از طریق سرمایه-گذاران آگاه به سمت اطلاعات بیشتر سوق پیدا می-کنند[۶].

رقابت اطلاعاتی به عنوان رقابت بین سرمایه‌گذاران آگاه در کسب و مبادله سودمند اطلاعات محرمانه تعریف می‌شود . پژوهشگران متعددی(آربل و استریبل[2]، ۱۹۸۳؛ سیاس و استارکس[3]، ۱۹۹۷؛ بارتو[4] و همکاران، ۲۰۰۰؛ جیامبالوو[5] و همکاران، ۲۰۰۲) اظهار داشته اند، سرمایه گذاران نهادی در مقابل سرمایه-گذاران جزء به احتمال بیشتری سرمایه‌گذاران آگاه محسوب می‌شوند[۶]. در این پژوهش، سرمایه‌گذاران نهادی به عنوان سرمایه‌گذاران آگاه در نظر گرفته شدند و تأثیر رقابت اطلاعاتی بین این سرمایه‌گذاران بر قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی مورد بررسی و تحلیل قرار گرفت.

قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی

بررسی تأثیر محیط اطلاعاتی بر هزینه سرمایه، موضوعی با اهمیت در پژوهش های حسابداری و مالی است [۶]. کایل (۱۹۸۵) نشان داد که چطور یک مبادله‌گر آگاه با انحصار اطلاعات محرمانه و انجام مبادله به صورت استراتژیک سعی می کند از اطلاعات محرمانه بهره برداری (سوء استفاده) نماید. اطلاعات محرمانه مبادله‌گر آگاه تفاوت بین ارزش بازار و ارزش ذاتی شرکت راآشکار می‌سازد. مبادله‌گر آگاه با انجام مبادله بر خلاف جریان مبادلات بازارگردان‌ها و مبادله-گران نقد (مبادله‌گران ناآگاه) به سود دست می‌یابد. مبادله‌گر آگاه در مقادیر کوچک، اما به دفعات به انجام مبادله می‌پردازد تا بدین وسیله مبادلات خود را پنهان ساخته، بتواند به حداکثر سود دست یابد. در نتیجه این مبادلات، اطلاعات محرمانه به تدریج در قیمت‌های سهام منعکس و قیمت‌های بازار به ارزش-های ذاتی نزدیک می‌شود. حفاظت از قیمت توسط بازارگردان‌ها به گونه‌ای است که هزینه‌های مبادله را به مبادله‌گران تحمیل می‌کند؛ به ویژه این که این اقدام، به خرید (فروش) سهام به قیمتی بالاتر (پایین‌تر) از قیمت‌های میانگین منجر می‌شود. مبادله‌گران به بازدهی نیاز دارند که بتواند این هزینه‌های مبادله را جبران نماید. در نتیجه، هزینه سرمایه در شرکت‌های با هزینه-های مبادله بالاتر، بیشتر است.

1. Easley and O'Hara
2. Arbel & Strebel
3. Sias & Starks
4. Bartov
5. Jiambalvo

رقابت اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران آگاه و قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی

آدماتی و پی‌فلیدر[1] (۱۹۸۸)، هولدن و سابرامانیام (۱۹۹۲و۱۹۹۴)، فوستر و ویسوواناتان (۱۹۹۳،۱۹۹۴) و بسیاری دیگر از پژوهشگران مالی و حسابداری، مدل کایل (۱۹۸۵) مبنی بر مبادله‌گر آگاه انحصاری[2] را به مدل مبادله‌گران آگاه متعدد[3] توسعه داده‌اند؛ به ویژه هولدن و سابرامانیام (۱۹۹۲) بیان می‌کنند: به طور منطقی می‌توان انتظار داشت که حداقل تعداد کمی از مبادله‌گران به اطلاعات محرمانه دسترسی دارند و بر اساس آن به مبادله خواهند پرداخت. آنها به رقابت با دیگر نهادهای آگاه در بازار مجبور خواهند شد. تعداد بیشتر مبادله‌گران آگاه سبب خواهد شد که این مبادله‌گران با شدت بیشتری به رقابت با یکدیگر بپردازند و به تبع آن باعث می‌شود که اطلاعات محرمانه سریع‌تر آشکار شود. آنها بیان می‌کنند در صورتی که تعداد مبادله‌گران آگاه به سمت بی نهایت میل کند، همه اطلاعات محرمانه در اولین مبادله آشکار می‌شود و در نتیجه، سود ناشی از مبادله آگاه[4] به سمت صفر میل می‌کند.

افزایش در تعداد مبادله‌گران آگاه به ایجاد یک محیط اطلاعاتی رقابتی‌تر منجر شده و در نتیجه اطلاعات محرمانه سریع‌تر در قیمت‌های سهام منعکس می شود (قیمت‌ها سریع‌تر به ارزش ذاتی نزدیک می شود). در این صورت، قیمت‌ها محتوای اطلاعاتی بیشتری دارند و نیاز کمتری به بازارگردان‌ها برای حفاظت از قیمت وجود دارد. به بیان دیگر، برای یک سطح مشخص از عدم تقارن اطلاعاتی، میزان بهره برداری (سوء استفاده) از اطلاعات محرمانه توسط سرمایه‌گذاران آگاه زمانی که رقابت اطلاعاتی بیشتری وجود داشته باشد، کاهش می‌یابد. در نتیجه، سرمایه‌گذاران در این وضعیت به طور متوسط بازده کمتری برای این سطح از عدم تقارن اطلاعاتی تقاضا می‌کنند و این به معنی قیمت‌گذاری کمتر عدم تقارن اطلاعاتی است [۶].

ایزلی و اوهارا (۲۰۰۴) مدلی را ارائه نمودند که بر طبق آن سرمایه‌گذاران آگاه از مزایای اطلاعاتی خود برای مبادله با سرمایه‌گذاران ناآگاه استفاده می‌کنند. این سرمایه‌گذاران پرتفوی‌هایی شامل سهام با اطلاعات محرمانه مثبت و سهام با اطلاعات محرمانه منفی را نگهداری می‌کنند. عدم تقارن اطلاعاتی ریسک مبادله را برای سرمایه‌گذاران ناآگاه که نمی‌توانند پرتفوی خود را بر اساس اطلاعات محرمانه انتخاب نمایند، افزایش می‌دهد. در نتیجه به همان نسبت، عدم تقارن اطلاعاتی قیمت‌گذاری می‌شود؛ که در واقع منعکس کننده ریسک اطلاعاتی برای سرمایه گذاران ناآگاه است.

در این مدل، رقابت اطلاعاتی سبب کاهش قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی نیز می‌شود؛ به ویژه همان طور که ایزلی و اوهارا (۲۰۰۴) نشان دادند، افزایش تعداد مبادله‌گران آگاه به این هدف کمک می‌کند. افزایش رقابت بدین معنی است که مبادلات متوالی مبادله‌گران آگاه حاوی اطلاعات مفید بیشتری بوده و اطلاعات بیشتری در قیمت‌های تعادلی منعکس می‌شود. آنها بیان می‌کنند که اگر مبادله‌گران بیشتری آگاه باشند، اطلاعات آنها با دقت بیشتری برای مبادله‌گران ناآگاه فاش می‌شود. این موضوع سبب می‌شود، سرمایه‌گذاران ناآگاه با سهامی روبه‌رو باشند که

1. Admati & Pfleiderer
2. single informed trader
3. multiple informed traders
4 . informed trading

ریسک کمتری دارد که به تبع آن، قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی کاهش می‌یابد.

رقابت اطلاعاتی در بازارهای سرمایه مشابه رقابت بر سر فروش در بازارهای محصول است [۱۵].

ساموئلسون و نوردهاس[1] (۲۰۰۹) بیان می دارند در بازارهای محصول، شرکت‌های دارای قدرت انحصاری به استثمار مشتریان خود می‌پردازند. رقابت بیشتر بین شرکت‌های فروشنده محصول، این سوء استفاده را کاهش می‌دهد[۶]. در بازارهای سرمایه مبادله‌گران آگاه که دارای قدرت انحصاری در دسترسی به اطلاعات محرمانه هستند، از طریق مبادله با مبادله‌گران نا آگاه (مبادله‌گران نقد) به سودهای غیر عادی دست می‌یابند. رقابت بیشتر بین مبادله‌گران آگاه بر سر اطلاعات محرمانه سبب کاهش عدم کارایی بازار می‌شود، درنتیجه به انعکاس سریع‌تر اطلاعات محرمانه در قیمت‌ها منجر شده و سودهای غیرعادی کاهش می‌یابد. در بخش بعدی بر شباهت ذکر شده بین بازارهای محصول و بازارهای سرمایه برای ارائه شاخص‌های اندازه گیری رقابت اطلاعاتی در بازارهای سرمایه تکیه می‌شود.

سرمایه‌گذاران نهادی به عنوان سرمایه‌گذاران آگاه

آزمون فرضیه‌های پژوهش به شاخص‌هایی برای سنجش میزان رقابت اطلاعاتی نیاز دارد. در این پژوهش برای تعیین شاخص‌های رقابت اطلاعاتی بر دو فرض اساسی تکیه شده است:

اول اینکه، فرض شده است سرمایه‌گذاران نهادی در گروه سرمایه‌گذاران آگاه؛ یعنی سرمایه‌گذاران دارای اطلاعات محرمانه قرار می‌گیرند.

دوم اینکه، به طور ایده آل هدف پژوهش اندازه‌گیری رقابت اطلاعاتی بین *مبادله گران آگاه*[2] (شامل سرمایه‌گذاران بالقوه و سهامداران شرکت است، اما اطلاعات مربوط به آنها قابل مشاهده و قابل اندازه‌گیری نیست. بنابراین، رقابت اطلاعاتی بین *سرمایه گذاران آگاه*[3] (سهامداران شرکت) اندازه‌گیری می‌شود با این فرض که تعداد سرمایه‌گذاران موجود (بالفعل) برابر با تعداد سرمایه‌گذاران بالقوه و جاری است. در پژوهش آکینز و همکاران (۲۰۱۲)و لیهاوی و اسلون[4] (۲۰۰۸) هم به دلیل اینکه تعداد سرمایه‌گذارانی که در مورد یک اوراق بهادار مشخص اطلاعات دارند، قابل مشاهده نیست، از تعداد سرمایه‌گذاران آگاه به جای مبادله‌گران آگاه استفاده شده است.

تعداد سرمایه‌گذاران نهادی

نخستین شاخص این پژوهش برای رقابت اطلاعاتی، تعداد سرمایه‌گذاران آگاه است که با تعداد سرمایه‌گذاران اندازه‌گیری می‌شود. این شاخص مستقیما از مدل‌های تئوریک بحث شده در بخش‌های قبل پیروی می‌کند (آدماتی و پی‌فلیدر، ۱۹۸۸؛ هولدن و سابرامانیام، ۱۹۹۲؛ فوستر و ویسواناتان، ۱۹۹۳). این مدل‌ها از تعداد مبادله‌گران آگاه برای اندازه‌گیری رقابت اطلاعاتی بین این مبادله‌گران استفاده می‌کنند، با این باور که تعداد بیشتر مبادله‌گران آگاه نشان دهنده رقابت اطلاعاتی بیشتر است. طبق نظر هولدن و سابرامانیام (۱۹۹۲) توسعه مدل کایل (۱۹۸۵) از مدل یک سرمایه‌گذار آگاه به مدل دو یا تعداد بیشتری سرمایه‌گذار آگاه، به لحاظ ریاضی برابر است با توسعه یک مدل قیمت انحصاری به یک مدل انحصار دو

1. Samuelson & Nordhaus

2. informed traders

3. informed investors

4. Lehavy & Sloan.

قطبی، که در نتیجه آن، افزایش رقابت از یک به چندین رقیب به کاهش کسب سودهای غیرعادی از سرمایه‌گذاران ناآگاه منجر می‌شود، و در صورت وجود رقابت کامل این سودهای غیرعادی به صفر میل می‌کند.

تمرکز مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی

دومین شاخص این پژوهش برای اندازه‌گیری رقابت اطلاعاتی، توزیع اطلاعات محرمانه بین سرمایه-گذاران آگاه را اندازه‌گیری می‌کند. یک باور مهم در ادبیات واحدهای صنعتی این است که نه تنها تعداد شرکت‌ها در تعیین شدت رقابت مهم است، بلکه توزیع سهم آنها از بازار نیز اهمیت دارد. به صورت مشابه استدلال می‌شود که علاوه بر تعداد سرمایه‌گذاران آگاه، توزیع اطلاعات محرمانه در بین این سرمایه-گذاران نیز می‌تواند بر رفتار مبادله‌ای و میزان کسب سودهای غیرعادی توسط آنها اثر بگذارد[۶]. توزیع برابرتر اطلاعات محرمانه سبب می‌شود به دلیل مبادله با رقابت اطلاعاتی بیشتر بین سرمایه‌گذاران آگاه، این اطلاعات سریع‌تر در قیمت‌ها منعکس گردد[۱۲].

از نظر مفهومی، هدف دستیابی به توزیع اطلاعات محرمانه بین سرمایه‌گذاران آگاه است؛ با این تصور که توزیع برابرتر اطلاعات محرمانه به رقابت اطلاعاتی بیشتر منجر می‌شود. با این وصف، این هدف مستقیما قابل مشاهده و قابل اندازه‌گیری نیست. بنابراین، از توزیع سهام به عنوان شاخصی برای توزیع اطلاعات محرمانه استفاده می‌شود. بدین ترتیب، فرض می‌شود سرمایه‌گذاران نهادی با درصد مالکیت سهام بالاتر به احتمال زیاد به اطلاعات محرمانه بیشتری نیز دسترسی دارند [۶]. برای این موضوع دو استدلال وجود دارد:

اول اینکه، سرمایه‌گذاران بزرگتر (دارای مالکیت بیشتر در سهام شرکت) می‌توانند دسترسی بیشتری به شرکت داشته باشند (با تعیین هیأت مدیره یا دسترسی انحصاری نسبتا بیشتری به مدیریت و ...)؛ بنابراین، قادر خواهند بود به اطلاعات مهم‌تری دست یابند.

دوم اینکه، سرمایه‌گذاران بزرگتر با دارا بودن سرمایه بیشتر در یک شرکت انگیزه بالاتری برای کسب اطلاعات محرمانه شرکت دارند.

پیشینه پژوهش

آکینز و همکاران (۲۰۱۲) رابطه بین رقابت اطلاعاتی سرمایه‌گذاران آگاه را بررسی کردند. آنها نیز برای اندازه‌گیری رقابت اطلاعاتی از دو معیار تعداد و تمرکز مالکیت نهادی استفاده نمودند. نتایج پژوهش آنها نشان می‌دهد با افزایش رقابت اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران آگاه قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی کاهش می‌یابد.

آرمسترانگ[1] و همکاران (۲۰۱۱) به بررسی این موضوع پرداختند که عدم تقارن اطلاعاتی چه موقع بر هزینه سرمایه اثر می‌گذارد. نتایج پژوهش آنها نشان می‌دهد زمانی که بازارهای سرمایه کاملا رقابتی هستند، عدم تقارن اطلاعاتی اثر قابل تفکیکی بر هزینه سرمایه ندارد. در مقابل، در شرایطی که رقابت اطلاعاتی در بازارهای سرمایه کامل نیست، عدم تقارن اطلاعاتی بر هزینه سرمایه تأثیرگذار است[۷]. پژوهش حاضر با پژوهش آرمسترانگ و همکاران (۲۰۱۱) مشابه است؛ از این نظر که در هر دو پژوهش رقابت اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران بررسی شده است. تفاوت اصلی بین این دو پژوهش در تعریف مفهومی از رقابت اطلاعاتی است. آرمسترانگ و همکاران رقابت اطلاعاتی را

1. Armstrong

افزایش در مبادلات سرمایه‌گذاران تعریف می‌کنند که تأثیر قیمتی دارد؛ به ویژه آنها معتقدند زمانی که تعداد سهامداران بیشتری وجود دارد، تأثیر قیمتی کمتری ایجاد می‌شود. در مقابل در این پژوهش ، رقابت اطلاعاتی به عنوان رقابت بین سرمایه‌گذاران آگاه در کسب و مبادله سودمند اطلاعات محرمانه تعریف می‌شود. در نتیجه، با توجه به تعاریف مفهومی متفاوت، دو پژوهش از شاخص‌های متفاوتی برای اندازه‌گیری رقابت اطلاعاتی استفاده می‌کنند. آرمسترانگ و همکاران (۲۰۱۱) از تعداد کل سهامداران برای اندازه‌گیری رقابت استفاده نموده‌اند، در حالی که در پژوهش حاضر همانند آکینز و همکاران (۲۰۱۲) از تعداد و تمرکز مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی به عنوان معیارهای رقابت اطلاعاتی استفاده می‌شود[۶،۷].

رحمانی و همکاران (۱۳۸۹) رابطه بین مالکیت نهادی و نقد شوندگی سهام در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کردند. آنها برای تفکیک آثار کارکردهای گوناگون مالکیت نهادی بر نقد شوندگی سهام از دو معیار میزان و تمرکز مالکیت نهادی استفاده نمودند. همچنین، برای نقد شوندگی سهام از ۱۵ معیار مختلف معاملاتی و اطلاعاتی استفاده کردند. نتایج پژوهش آنها حاکی از آن است که بین میزان مالکیت نهادی و نقد شوندگی سهام رابطه مثبت و معناداری وجود دارد و تمرکز مالکیت نهادی موجب کاهش نقد شوندگی سهام می‌شود[۳].

رباط میلی (۱۳۸۶) عملکرد مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای را با مدل سه عاملی فاما و فرنچ در پیش بینی بازده سهام مقایسه کرده است. نتایج پژوهش حاکی از آن است که تغییرات بازده مورد انتظار نسبت به بازده واقعی در مدل فاما و فرنچ حدود ۵۱ درصد و در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای حدود ۳۵ درصد است و در کوتاه مدت عملکرد مدل فاما و فرنچ اندکی از مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه ای بهتر است[۲].

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری و پیشینه پژوهش که در بخش قبل بحث شد، انتظار می‌رود افزایش سطح رقابت اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران آگاه با کاهش قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی همراه شود. بر این اساس فرضیه اصلی این پژوهش به صورت زیر تدوین گردید:

فرضیه اصلی پژوهش: با افزایش رقابت اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران آگاه، قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی کاهش می‌یابد.

با توجه به تعریف دو معیار تعداد و تمرکز مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی برای رقابت اطلاعاتی، فرضیه اصلی پژوهش شامل دو فرضیه فرعی است:

فرضیه ۱- الف: با افزایش تعداد مالکان نهادی قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی کاهش می‌یابد.

فرضیه ۱- ب: با افزایش پراکندگی (کاهش تمرکز) مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی کاهش می‌یابد.

روش پژوهش

پژوهش حاضر به لحاظ هدف از نوع کاربردی و از نظر ماهیت از نوع همبستگی است. همچنین، با توجه به این که در این پژوهش به بررسی وضعیت موجود متغیرها با استفاده از اطلاعات گذشته اقدام شده است، در ردیف مطالعات پس رویدادی قرار می‌گیرد. در این مطالعه برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از مدل‌های رگرسیون خطی چندگانه بر اساس داده‌های مقطعی استفاده می‌شود. برای آزمون ضرایب جزیی رگرسیون

از آماره t استیودنت و برای آزمون معنی داری کلی مدل رگرسیون از آماره F استفاده می‌شود.

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری پژوهش کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۰ است. در انتخاب نمونه آماری موارد زیر لحاظ شد:

۱- شرکت‌های انتخاب شده جزو شرکت‌های مالی (بانک‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بیمه، لیزینگ و ...) نباشند.

۲- سال مالی آنها منتهی به ۲۹ اسفند ماه هر سال باشد.

۳- در طی دوره پژوهش سال مالی خود را تغییر نداده باشند.

۴- بیش از سه ماه وقفه معاملاتی در هر سال مالی نداشته باشند.

۵- ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام آنها در پایان سال مالی منفی نباشد.

۶- اطلاعات مورد نیاز آنها در دسترس باشد.

بر اساس معیارهای ذکر شده از اطلاعات ۵۵۰ سال- شرکت طی سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۰ برای آزمون فرضیه‌های پژوهش استفاده شد.

گردآوری اطلاعات

داده‌های مورد نیاز برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از منابع مختلفی، از جمله صورت‌های مالی منتشر شده شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، نرم افزار رهاورد نوین، شرکت مدیریت فناوری بورس تهران و پایگاه‌های اینترنتی، از جمله codal.ir ، bourse.ir و rdis.com گردآوری شده است. طبقه بندی داده‌های گردآوری شده با استفاده از نرم افزار Excel انجام شد و برای آزمون مفروضات اساسی رگرسیون و تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم افزار های Minitab و SPSS استفاده گردید.

نحوه اندازه‌گیری متغیرهای اصلی پژوهش

رقابت اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران آگاه

در این پژوهش برای اندازه‌گیری رقابت اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران آگاه از دو معیار استفاده شد:

- تعداد مالکان نهادی
- تمرکز مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی

برای اندازه‌گیری تعداد مالکان نهادی در ساختار سرمایه شرکت‌های نمونه پژوهش ، سهامداران نهادی که در پایان سال مالی حداقل ۵ درصد از سهام منتشر شده شرکت را در اختیار داشته باشند، به عنوان مالک نهادی در نظر گرفته شدند.

تمرکز (پراکندگی) مالکیت سهامداران نهادی بر اساس شاخص هرفیندال به شرح رابطه (۱) محاسبه می‌شود: رابطه (۱)

$$HerfInst_i = -1 \times \sum_{j=1}^{N} \left(\frac{Investor_{i,j}}{Investor_i} \right)^2$$

$Investor_{i,j}$: تعداد سهام متعلق به مالک نهادی j در شرکت i .

$Investor_i$: تعداد کل سهام در اختیار مالکان نهادی در شرکت i .

N: تعداد کل مالکان نهادی در شرکت i .

استفاده از ضریب ۱- در رابطه ۱ به دلیل ارتباط معکوس بین تمرکز مالکیت نهادی و رقابت اطلاعاتی بر اساس مبانی نظری پژوهش است؛ یعنی هر چه تمرکز مالکیت نهادی بیشتر باشد، نشان دهنده رقابت اطلاعاتی کمتر است.

عدم تقارن اطلاعاتی

در این پژوهش برای اندازه‌گیری عدم تقارن اطلاعاتی از دامنه تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام بر اساس مدل پیشنهادی ونکاتش و چیانگ[1] (۱۹۸۶) استفاده گردید. پس از آنها پژوهشگران دیگری از جمله واسان و بون[2] (۲۰۱۰) و در ایران رضازاده و آزاد (۱۳۸۷)، خدامی پور و قدیری (۱۳۸۹) و سایر پژوهشگران داخلی و خارجی از این مدل بهره گرفته‌اند. مدل مذکور به شرح رابطه (۲) است: رابطه (۲)

$$SPREAD_{i,t} = \frac{\mathrm{AP} - \mathrm{BP}}{(\mathrm{AP} + \mathrm{BP})/2} \times 100$$

$SPREAD_{i,t}$: دامنه تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام شرکت i در سال مالی t

AP: میانگین بهترین قیمت پیشنهادی فروش سهام شرکت i در سال مالی t

BP : میانگین بهترین قیمت پیشنهادی خرید سهام شرکت i در سال مالی t

نحوه محاسبه دامنه تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام بدین صورت است که ابتدا قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش سهام برای هر یک از شرکت‌های نمونه به صورت روزانه استخراج گردید. سپس برای هر شرکت در هر یک از روزهای سال که معیارهای زیر صادق باشد، کمترین قیمت پیشنهادی فروش و بیشترین قیمت پیشنهادی خرید در هر روز به عنوان بهترین قیمت فروش و بهترین خرید تعیین گردید. معیارهای مورد نظر:

۱- در هر روز هر دو قیمت پیشنهادی فروش و خرید موجود باشد.

۲- تفاضل بهترین قیمت پیشنهادی فروش و بهترین قیمت پیشنهادی خرید در هر روز منفی نباشد.

۳- قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش در بازه زمانی ۱۰:۳۰ الی ۱۱:۳۰ قرار داشته باشد.

سپس از میانگین ارقام به دست آمده در رابطه (۲) برای محاسبه دامنه تفاوت قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام (به عنوان معیار عدم تقارن اطلاعاتی) برای هر شرکت در هر سال استفاده گردید.

متغیر وابسته: بازده مورد انتظار سهامداران

منظور از قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی، تأثیر عدم تقارن اطلاعاتی بر بازده مورد انتظار سهامداران است. در این مطالعه برای برآورد بازده مورد انتظار سهامداران به عنوان متغیر وابسته، از دو معیار بازده اضافی آتی به تبعیت از آکینز و همکاران (۲۰۱۲) و بازده مورد انتظار بر اساس مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) استفاده می شود. به عبارت دیگر، هریک از فرضیه های ۱- الف و ۱- ب دو بار و بر اساس دو معیار مختلف برای بازده مورد انتظار، آزمون می‌شوند.

بازده اضافی آتی

منظور از بازده اضافی آتی، بازده اضافی سهام نسبت به نرخ بازده بدون ریسک در سال t+1 است.

بازده مورد انتظار طبق مدل سه عاملی فاما و فرنچ

بر اساس مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه-ای(CAPM) عامل بتای بازار تنها عامل ریسک بازده سهام بوده، به تنهایی قادر به تبیین بازده مورد انتظار سهام است. فاما و فرنچ طی دو پژوهش خود (۱۹۹۲و۱۹۹۳) به طور جدی این مدل را به چالش طلبیدند. در اولین پژوهش (۱۹۹۲) آنها دریافتند که: ۱) عامل بتای بازار به تنهایی قادر به تبیین بازده متوسط

1. Venkatesh& Chiang
2. Wasan and Boone

سهام نیست؛ ۲) ترکیبی از عامل اندازه (ارزش بازار حقوق صاحبان سهام) و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام تا حد زیادی بازده متوسط سهام را تبیین می‌کند[۱۰]. فاما و فرنچ در دومین پژوهش (۱۹۹۳) مدلی سه عاملی را بر مبنای نتایج قبلی خود ارائه کردند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که بین متغیر اندازه و بازده اضافی سهام رابطه منفی وجود دارد و بین متغیر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام و بازده اضافی سهام رابطه مستقیم وجود دارد.

در این پژوهش نیز به پیروی از فاما و فرنچ برای محاسبه بازده مورد انتظار از رابطه (۳) استفاده گردید:

رابطه (۳)

$$Exp\ R_{i,t} = R_{f,t} + \beta_1\left(R_{m,t} - R_{f,t}\right) + \beta_2 SMB_t + \beta_3 HML_t$$

$Exp\ R_{i,t}$:بازده مورد انتظار در سال t

$R_{f,t}$:نرخ بازده بدون ریسک در سال t که برابر با نرخ سود سپرده کوتاه مدت بانکی (دولتی) در نظر گرفته شد.

$R_{m,t}$:بازده بازار در سال t.

بازده بازار بر اساس شاخص نقدی و قیمت (TEDPIX) محاسبه گردید.

SMB :متغیر SMB در سال t که از جمع مقادیر ماهانه این متغیر حاصل می شود.

HML : متغیر HMLدر سال t که از جمع مقادیر ماهانه این متغیر در سال t حاصل می شود.

β_1، β_2وβ_3بر اساس مدل (۱) تخمین زده شده، در رابطه (۴) قرار می گیرند:

$$(R_{i,t,\acute{t}} - R_{f,t}) = \alpha_{i,\acute{t}} + \beta_1\left(R_{m,t,\acute{t}} - R_{f,t}\right) + \beta_2 SMB_{t,\acute{t}} + \beta_3 HML_{t,\acute{t}} + \varepsilon_{i,t}$$

مدل (۱)

$(R_{i,t,\acute{t}} - R_{f,t})$: تفاوت بازده ماهانه سهام شرکت i در ماه $\acute{t}$ از سال t و نرخ بازده بدون ریسک ماهانه در سال t.

$\left(R_{m,t,\acute{t}} - R_{f,t}\right)$:تفاوت بازده ماهانه بازار در ماه $\acute{t}$ از سال tو نرخ بازده بدون ریسک ماهانه در سال t.

$SMB_{t,\acute{t}}$:تفاضل میانگین بازده سهام سه پرتفوی با اندازه کوچک و میانگین بازده سهام سه پرتفوی با اندازه بزرگ در ماه $\acute{t}$ از سال t.

$HML_{t,\acute{t}}$: تفاضل میانگین بازده سهام دو پرتفوی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و دو پرتفوی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین در ماه $\acute{t}$ از سال t.

نحوه محاسبه SMB و HML

به منظور محاسبه متغیر های SMB و HML به پیروی از فاما و فرنچ (۱۹۹۳) مراحل زیر به ترتیب انجام شد:

۱- در پایان هر سال، شرکت‌های نمونه پژوهش بر اساس اندازه (ارزش بازار حقوق صاحبان سهام) از بزرگ به کوچک مرتب شدند.

۲- ۵۰ درصد اول از شرکت های مرتب شده در مرحله ۱ به عنوان شرکت های بزرگ (Big) و ۵۰ درصد بعدی به عنوان کوچک (Small) تعیین شدند.

۳- در پایان هر سال، شرکت‌های نمونه پژوهش بر اساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام از بزرگ به کوچک مرتب شدند.

۴- شرکت‌های مرتب شده در مرحله ۳ به سه دسته تقسیم شدند؛ به گونه‌ای که ۳۰ درصد اول به عنوان شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا (High)، ۴۰ درصد بعدی به عنوان شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار متوسط (Medium) و ۳۰ درصد انتهایی به عنوان شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین(Low) تعیین شدند.

پس از انجام مراحل ۱ تا ۴ شش پرتفوی به شرح نگاره (۱) تشکیل می شود:

نگاره ۱: شش پرتفوی مدل سه عاملی فاما و فرنچ

B/M / Size	High	Medium	Low
Small	S/H	S/M	S/L
Big	B/H	B/M	B/L

SMB=1/3(S/H+S/M+S/L)–
1/3(B/H+B/M+B/L)
HML= 1/2(S/H+B/H) – 1/2(S/L+B/L)

مدل‌های مورد استفاده

برای آزمون فرضیه ۱- الف از مدل (۲) استفاده می‌شود:

$$ExpReturn_{i,t} = \alpha + \beta_1 Size_{i,t} + \beta_2 Beta_{i,t} + \beta_3 LnBTM_{i,t} + \beta_4 Turnover_{i,t} + \beta_5 Inst_{i,t} + \beta_6 (Inst_{i,t} \times IASpread_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

مدل (۲)

$ExpReturn_{i,t}$:بازده مورد انتظار سهامداران برای شرکت i در سال t.

برای برآورد بازده مورد انتظار سهامداران از دو معیار بازده اضافی آتی و بازده مورد انتظار طبق مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) استفاده می شود.

برای آزمون فرضیه ۱- ب از مدل (۳) استفاده می‌شود:

$ExpReturn_{i,t}$

مدل (۳)

$ExpReturn_{i,t}$: بازده مورد انتظار سهامداران برای شرکت i در سال t.

برای برآورد بازده مورد انتظار سهامداران از دو معیار بازده اضافی آتی و بازده مورد انتظار طبق مدل فاما و فرنچ (۱۹۹۳) استفاده می‌شود.

$HerfInst_{i,t}$:پراکندگی مالکیت سهامداران نهادی شرکت i در پایان سال t بر اساس شاخص هرفیندال.

سایر متغیرها به شرح مدل(۱) است.

Size: لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت i در پایان سال t.

$Beta$: بتای مدل بازار که از رگرسیون بازده اضافی ماهانه سهام شرکت i و بازده اضافی ماهانه بازار برای ۳۶ ماهه منتهی به سال t حاصل می‌شود.

LnBTM: لگاریتم طبیعی نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام در پایان سال t.

$IASpread_{i,t}$: عدم تقارن اطلاعاتی شرکت i در سال t.

$Turnover_{i,t}$: گردش معاملات سهام شرکت i در سال t. گردش معاملات سهام بر اساس حجم سهام مبادله شده در سال تقسیم بر متوسط تعداد سهام در سال محاسبه می‌شود.

$Inst_{i,t}$: تعداد مالکان نهادی شرکت i در پایان سال t. این معیار به عنوان شاخص رقابت اطلاعاتی بین سرمایه گذاران آگاه در نظر گرفته شده است.

فرض‌های آماری برای آزمون فرضیه ۱- الف، به صورت زیر بیان گردید:

$$\begin{cases} H_0: \beta_6 \geq 0 \rightarrow \text{رد فرضیه پژوهش} \\ H_1: \beta_6 < 0 \rightarrow \text{تأیید فرضیه پژوهش} \end{cases}$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فرض‌های آماری برای آزمون فرضیه ۱- ب، به صورت زیر بیان گردید:

$$\begin{cases} H_0 \\ H_1 \end{cases}$$

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

نگاره (۲) آمار توصیفی متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد.

نگاره ۲ آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	$ExR_{i,t+1}$	FF ExpRi	Size	Beta	LnBTM	BTM	ISpread	Turnover	Inst	HerfInst
میانگین	۰/۲۱۵	۰/۲۸۹	۱۳/۰۷۲	۰/۵۸۱	-۰/۸۱۰	۰/۶۰۱	۰/۰۹۹	۰/۱۶۴	۲/۶۵۸	-۰/۶۱۰
میانه	۰/۰۸۲	۰/۱۵۵	۱۲/۹۳۱	۰/۴۱۵	-۰/۷۷۲	۰/۴۶۲	۰/۰۵۱	۰/۰۸۲	۲/۰۰۰	-۰/۵۳۸
انحراف معیار	۰/۵۸۶	۰/۵۶۹	۱/۴۷۲	۸۰۷/۰	۰/۸۳۱	۰/۴۶۹	۰/۱۲۹	۰/۲۱۴	۱/۳۴۹	۰/۲۴۴
حداقل	-۰/۷۷۹	-۰/۸۹۱	۹/۴۷۸	۱۴۲/۱-	-۳/۶۵۷	۰/۰۲۶	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	-۱/۰۰۰
حداکثر	۴/۰۷۲	۳/۳۶۰	۱۷/۲۰۶	۴۰۲/۵	۱/۲۷۴	۳/۵۷۶	۰/۹۳۲	۱/۹۶۷	۷/۰۰۰	-۰/۱۶۸

نتایج آزمون فرضیه‌ها

آزمون فرضیه ۱- الف، متغیر وابسته: بازده اضافی آتی

از جمله مفروضات اساسی رگرسیون آن است که خطاها دارای توزیع نرمال باشند. بدیهی است در صورت عدم برقراری این پیش فرض امکان استفاده از رگرسیون وجود ندارد. بدین منظور، از آزمون کولموگوروف- اسمیرنوف[1] برای خطاها استفاده شد. فرض صفر در این آزمون پیروی مشاهدات از توزیع نرمال است. چنانچه سطح معنی داری این آزمون بیشتر از ۵٪ باشد، فرض نرمال بودن مشاهدات تأیید می‌شود. با توجه این که نتیجه آزمون کولموگوروف- اسمیرنوف حاکی از عدم پیروی توزیع خطاها از توزیع نرمال بود، از تبدیل جانسون[2] در نرم افزار Minitab برای نرمال سازی متغیر وابسته استفاده شد.

نتایج آزمون کولموگوروف- اسمیرنوف برای جملات خطا قبل و بعد از تبدیل نرمال متغیر وابسته به شرح نگاره (۳) است. با توجه به اینکه سطح معنی داری آماره این آزمون برای جملات خطا پس از استفاده از تبدیل نرمال برای متغیر وابسته بیشتر از ۵٪ است، فرض نرمال بودن خطاها برقرار است.

1. Kolmogorov-Smirnov
2. Johnson Transformation

نگاره ۳ نتایج آزمون کولموگوروف- اسمیرنوف برای جملات خطا، فرضیه ۱-الف، متغیر وابسته بازده اضافی اتی

آزمون کولموگوروف- اسمیرنوف	خطای استاندارد شده	
	نرمال نشده	نرمال شده
آماره کولموگوروف- اسمیرنوف	۲/۳۴۳	۰/۴۷۵
سطح معنی داری	۰/۰۰۰	۰/۹۷۸

نتایج آزمون فرضیه۱- الف با استفاده از بازده اضافی آتی به عنوان متغیر وابسته به شرح نگاره (۴) است.

نگاره ٤ نتایج آزمون فرضیه ۱- الف، متغیر وابسته: بازده اضافی آتی

متغیرهای توضیحی	ضریب رگرسیون	آماره t	سطح معنی داری
عرض از مبدأ	۱/۶۰۷	۳/۸۹۶	۰/۰۰۰
اندازه	-۰/۱۱۵	-۳/۲۷۶	۰/۰۰۱
بتا	-۰/۱۵۸	-۲/۸۶۷	۰/۰۰۴
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	۰/۱۲۱	۲/۲۳۷	۰/۰۲۶
گردش معاملات	-۰/۱۶۶	-۰/۸۲۲	۰/۴۱۱
تعداد مالکان نهادی	۰/۰۷۰	۱/۹۰۷	۰/۰۵۷
حاصل ضرب تعداد مالکان نهادی در عدم تقارن اطلاعاتی	-۰/۲۸۴	-۲/۵۰۴	۰/۰۱۳
آماره F ۸/۰۱۳	ضریب تعیین		۰/۰۸۱
سطح معنی داری ۰/۰۰۰	ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۰۷۱
آماره دوربین واتسون ۱/۹۲۵	تعداد مشاهدات (سال-شرکت)		۵۵۰

با توجه به نگاره (۴)، ضریب تعیین برابر با ۰/۰۸۱ و ضریب تعیین تعدیل شده ۰/۰۷۱ است که نشان می‌دهد مدل رگرسیون حدود ۷ درصد از کل تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهد.آماره F برابر با ۸/۰۱۳ و سطح معنی داری ۰/۰۰۰ است. بنابراین، در سطح خطای ۱درصد وجود رابطه خطی بین متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی (معنی داری کلی مدل رگرسیون) تأیید می‌شود.آماره دوربین- واتسون برابر با ۱/۹۲۵است. بنابراین، فرض استقلال خطاها تأیید می‌شود.

ضریب رگرسیون برای متغیر حاصل ضرب تعداد مالکان نهادی در عدم تقارن اطلاعاتی (β_6) برابر ۰/۲۸۴-و سطح معنی‌داری ۰/۰۱۳است. با توجه به فرض‌های آماری تعیین شده، در سطح خطای ۵ درصد فرضیه ۱- الف تأیید می‌شود. بنابراین، با افزایش تعداد مالکان نهادی به عناون معیار رقابت اطلاعاتی، قیمت-گذاری عدم تقارن اطلاعاتی کاهش می‌یابد.

آزمون فرضیه ۱- الف، متغیر وابسته: بازده مورد انتظار طبق مدل فاما و فرنچ

در این مرحله فرضیه ۱- الف با استفاده از بازده مورد انتظار طبق مدل سه عاملی فاما و فرنچ، مورد آزمون قرار می‌گیرد. ابتدا فرض نرمال بودن خطاها آزمون شد. با توجه به این که نتایج آزمون کولموگوروف- اسمیرنوف حاکی از عدم پیروی توزیع خطاها از توزیع نرمال است، بار دیگر از تبدیل

جانسون برای نرمال نمودن داده‌های متغیر وابسته استفاده شد.

نتایج آزمون کولموگوروف- اسمیرنوف برای جملات خطا قبل و بعد از نرمال سازی متغیر وابسته به شرح نگاره (۵) است. با توجه به این که سطح معنی داری آماره کولموگوروف- اسمیرنوف برای خطاها پس از تبدیل نرمال جانسون، بیشتر از ۵٪ است، فرض نرمال بودن خطاها برقرار است.

نگاره۵: نتایج آزمون کولموگوروف-اسمیرنوف برای جملات خطا، فرضیه ۱-الف، متغیر وابسته: بازده مورد انتظار طبق مدل فاما و فرنچ

آزمون کولموگوروف- اسمیرنوف	خطای استاندارد شده	
	نرمال نشده	نرمال شده
آماره کولموگوروف- اسمیرنوف	۲/۱۸۲	۰/۷۵۶
سطح معنی داری	۰/۰۰۰	۰/۶۱۷

نتایج آزمون فرضیه ۱- الف بر اساس بازده مورد انتظار طبق مدل فاما و فرنچ به عنوان متغیر وابسته در نگاره (۶) ارایه شده است.

نگاره ٦: نتایج آزمون فرضیه ۱- الف، متغیر وابسته: بازده مورد انتظار طبق مدل سه عاملی فاما و فرنچ

متغیرهای توضیحی	ضریب رگرسیون	آماره t	سطح معنی داری
عرض از مبدأ	-۰/۰۸۹	-۰/۱۹۸	۰/۸۴۳
اندازه	-۰/۰۲۳	-۰/۵۹۶	۰/۵۵۲
بتا	۰/۱۴۰	۲/۲۵۰	۰/۰۲۵
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	-۰/۰۷۲	-۱/۲۵۴	۰/۲۱۰
گردش معاملات	۰/۷۷۵	۳/۶۹۶	۰/۰۰۰
تعداد مالکان نهادی	۰/۰۴۸	۱/۲۰۹	۰/۲۲۷
حاصل ضرب تعداد مالکان نهادی در عدم تقارن اطلاعاتی	-۰/۰۷۹	-۰/۵۸۱	۰/۵۶۲
آماره F	۵/۱۳۰	ضریب تعیین	۰/۰۶۰
سطح معنی داری	۰/۰۰۰	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۰۴۹
آماره دوربین واتسون	۲/۰۰۹	تعداد مشاهدات (سال- شرکت)	۴۸۵

با توجه به نگاره (۶) ، ضریب تعیین تعدیل شده مدل رگرسیون برابر ۰/۰۴۹ که نشان می‌دهد مدل رگرسیون حدود ۵٪ از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهد. آماره F برابر ۵/۱۳۰ و سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰ است. در نتیجه، در سطح اطمینان ۹۹ درصد رابطه خطی بین متغیر وابسته و متغیر های توضیحی تأیید می-شود. آماره دوربین واتسون ۲/۰۰۹ است. بنابراین، فرض استقلال خطاها برقرار است. ضریب متغیر حاصل ضرب تعداد مالکان نهادی در عدم تقارن اطلاعاتی ۰/۰۷۹-و سطح معنی داری ۰/۵۶۲ است. درنتیجه،

فرضیه ۱- الف با در نظر گرفتن بازده بازده مورد انتظار طبق مدل سه عاملی فاما و فرنچ به عنوان متغیر وابسته تأیید نمی‌شود.

آزمون فرضیه ۱- ب، متغیر وابسته: بازده اضافی آتی

نتایج آزمون کولموگوروف- اسمیرنوف برای جملات خطا به شرح نگاره (۷) است. با توجه به این که سطح معنی داری آماره این آزمون، بیشتر از ۵٪ است، فرض نرمال بودن خطاها برقرار است.

نگاره ۷: نتایج آزمون کولموگوروف-اسمیرنوف برای خطاها، فرضیه ۱- ب، متغیر وابسته: بازده اضافی آتی

آزمون کولموگوروف- اسمیرنوف	خطای استاندارد شده
آماره کولموگوروف- اسمیرنوف	۰/۳۸۴
سطح معنی داری	۰/۹۹۸

نتایج آزمون فرضیه۱- ب با استفاده از بازده اضافی آتی به عنوان متغیر وابسته در نگاره (۸) مشاهده می شود.

نگاره ۸: نتایج آزمون فرضیه ۱- ب، متغیر وابسته: بازده اضافی آتی

متغیرهای توضیحی	ضریب رگرسیون	آمارهt	سطح معنی داری
عرض از مبدأ	۱/۴۰۰	۲/۹۲۲	۰/۰۰۴
اندازه	-۰/۰۸۸	-۲/۵۸۰	۰/۰۱۰
بتا	-۰/۱۶۹	-۳/۰۲۹	۰/۰۰۳
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	۰/۱۰۷	۱/۹۹۳	۰/۰۴۷
گردش معاملات	-۰/۱۶۲	-۰/۷۹۱	۰/۴۲۹
پراکندگی مالکیت نهادی	۰/۰۲۱	۰/۱۱۳	۰/۹۱۰
حاصل ضرب پراکندگی مالکیت نهادی در عدم تقارن اطلاعاتی	۰/۳۹۴	۰/۸۰۱	۰/۴۲۴
آماره F ۶/۸۳۰	ضریب تعیین		۰/۰۷۰
سطح معنی داری ۰/۰۰۰	ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۰۶۰
آماره دوربین واتسون ۱/۹۲۶	تعداد مشاهدات (سال- شرکت)		۵۵۰

با توجه به نگاره (۸)، ضریب تعیین تعدیل شده مدل رگرسیون برابر ۰/۰۶۰ که نشان می‌دهد مدل رگرسیون حدود ۶٪ از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهد. آماره F برابر ۶/۸۳۰ و سطح معنی داری ۰/۰۰۰ است. در نتیجه، در سطح اطمینان ۹۹ درصد رابطه خطی بین متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی تأیید می‌شود. آماره دوربین واتسون ۱/۹۲۶ است. بنابراین، فرض استقلال خطاها برقرار است. ضریب متغیر حاصل ضرب پراکندگی مالکیت نهادی در عدم تقارن اطلاعاتی ۰/۳۹۴ و سطح معنی داری۰/۴۲۴ است. درنتیجه، فرضیه ۱- ب با در نظر گرفتن بازده اضافی آتی به عنوان متغیر وابسته تأیید نمی‌شود.

آزمون فرضیه ۱- ب، متغیر وابسته: بازده مورد انتظار طبق مدل سه عاملی فاما و فرنچ

نتایج آزمون کولموگوروف- اسمیرنوف برای

جملات خطا در نگاره (۹) ارایه شده است. با توجه به این که سطح معنی داری آماره این آزمون، بیشتر از ۵٪ است، فرض نرمال بودن خطاها برقرار است.

نگاره ۹: نتایج آزمون کولموگوروف-اسمیرنوف برای خطاها، فرضیه ۱- ب، متغیر وابسته: FF ExpRi

آزمون کولموگوروف- اسمیرنوف	خطای استاندارد شده
آماره کولموگوروف- اسمیرنوف	۰/۷۲۹
سطح معنی داری	۰/۶۶۳

نتایج آزمون فرضیه۱- ب با در نظر گرفتن بازده مورد انتظار طبق مدل سه عاملی فاما و فرنچ به عنوان متغیر وابسته، درنگاره (۱۰) ارایه شده است.

نگاره ۱۰: نتایج آزمون فرضیه ۱- ب، متغیر وابسته: بازده مورد انتظار طبق مدل سه عاملی فاما و فرنچ

متغیرهای توضیحی	ضریب رگرسیون	آمارهt	سطح معنی داری
عرض از مبدأ	۰/۳۰۲	۰/۵۷۶	۰/۵۶۵
اندازه	-۰/۰۳۱	-۰/۸۳۸	۰/۴۰۲
بتا	۰/۱۴۸	۲/۳۶۸	۰/۰۱۸
نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار	-۰/۰۷۵	-۱/۳۱۲	۰/۱۹۰
گردش معاملات	۰/۷۳۰	۳/۴۶۵	۰/۰۰۱
پراکندگی مالکیت نهادی	۰/۱۹۴	۰/۹۵۴	۰/۳۴۱
حاصل ضرب پراکندگی مالکیت نهادی در عدم تقارن اطلاعاتی	۰/۹۹۹	۱/۵۱۳	۰/۱۳۱
آماره F ۵/۶۱۲	ضریب تعیین		۰/۰۶۶
سطح معنی داری ۰/۰۰۰	ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۰۵۴
آماره دوربین واتسون ۱/۹۹۹	تعداد مشاهدات (سال- شرکت)		۴۸۵

با توجه به نگاره (۱۰)، ضریب تعیین مدل رگرسیون برابر ۰/۰۶۶ و ضریب تعیین تعدیل شده ۰/۰۵۴ است که نشان می دهد حدود ۵/۵٪ از کل تغییرات متغیر وابسته توسط مدل رگرسیون تبیین می‌شود. آماره F برابر ۵/۶۱۲ و سطح معنی داری ۰/۰۰۰ است. در نتیجه، در سطح خطای ۱ درصد معنی داری کلی مدل رگرسیون تأیید می‌شود. آماره دوربین واتسون ۱/۹۹۹ است. بنابراین، فرض استقلال خطاها برقرار است.

ضریب متغیر حاصل ضرب پراکندگی مالکیت نهادی در عدم تقارن اطلاعاتی ۰/۹۹۹ و سطح معنی- داری ۰/۱۳۱ است. درنتیجه، فرضیه ۱- ب با در نظر گرفتن بازده مورد انتظار طبق مدل سه عاملی فاما و فرنچ به عنوان متغیر وابسته، تأیید نمی‌شود. بنابراین، رابطه معناداری بین تمرکز مالکیت نهادی (به عنوان شاخص رقابت اطلاعاتی) و قیمت گذاری عدم تقارن اطلاعاتی مشاهده نمی‌شود.

نتیجه‌گیری

بررسی تأثیر محیط اطلاعاتی بر هزینه سرمایه (قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی) از اهمیت ویژه‌ای در پژوهش های حسابداری و مالی برخوردار است. در این پژوهش، رقابت بین سرمایه‌گذاران آگاه در کسب

و مبادله اطلاعات محرمانه و تأثیر این رقابت اطلاعاتی بر قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی بررسی شد. بر اساس نتایج پژوهش ، با افزایش تعداد مالکان نهادی به عنوان معیار رقابت اطلاعاتی، قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر، با افزایش رقابت اطلاعاتی، اطلاعات محرمانه سریع‌تر در قیمت-های سهام منعکس و قیمت‌ها به ارزش ذاتی نزدیک می‌شود. در این شرایط میزان سوء استفاده از شرایط عدم تقارن اطلاعاتی برای سرمایه‌گذاران آگاه کاهش می‌یابد. با کاهش ریسک اطلاعاتی، سهامدارن بازده اضافی کمتری را برای جبران ریسک عدم تقارن اطلاعاتی تقاضا می‌کنند. به عبارت دیگر، در این شرایط قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی کاهش می-یابد. نتایج پژوهش تأثیر تمرکز مالکیت نهادی، به عنوان دیگر شاخص رقابت اطلاعاتی در این پژوهش ، بر قیمت گذاری عدم تقارن اطلاعاتی را تأیید نمی‌کند.

یک نتیجه مستقیم از یافته‌های پژوهش این است که در شرایط عدم تقارن اطلاعاتی، شرکت‌ها می توانند با اتخاذ راهکارهایی برای افزایش رقابت اطلاعاتی، هزینه سرمایه خود را کاهش دهند. نتیجه غیرمستقیم از یافته‌ها این است که تلاش برای کاهش عدم تقارن اطلاعاتی با استفاده از راهکارهای مختلف، از جمله افزایش سطح افشا و افزایش شفافیت در گزارشگری مالی، در بازارهایی با سطح رقابت اطلاعاتی پایین‌تر، اثر بیشتری بر هزینه سرمایه خواهد داشت.

یافته های پژوهش با نتایج پژوهش آکینز و همکاران (۲۰۱۲) مطابقت دارد؛ با این تفاوت که در پژوهش آکینز و همکاران تأثیر هر دو معیار رقابت اطلاعاتی؛ یعنی تعداد و تمرکز مالکیت نهادی بر قیمت‌گذاری عدم تقارن اطلاعاتی تأیید شده است. نتایج پژوهش آرمسترانگ و همکاران (۲۰۱۱) نیز مشابه یافته‌های این پژوهش است؛ با این تفاوت که معیار آنها برای رقابت اطلاعاتی تعداد کل سهامداران است.

محدودیت‌های پژوهش

مهم‌ترین محدودیت این پژوهش، وجود وقفه‌های معاملاتی متعدد است که بر تعداد نمونه پژوهش و دقت محاسبات بازده سهام و محاسبه بتا اثرگذار است. در مواجهه با این موضوع، کلیه سال- شرکت‌های با وقفه معاملاتی بیش از سه ماه از نمونه پژوهش حذف شدند. همچنین، شرکت‌هایی که در بیش از سه سال وقفه معاملاتی بیش از سه ماه داشتند، به طور کامل از نمونه کنار گذاشته شدند.

پیشنهادها

با توجه به نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش و تجارب کسب شده در طول پژوهش ، پیشنهادهایی در دو بخش شامل پیشنهادهای کاربردی بر اساس یافته-های پژوهش و پیشنهاد برای پژوهش های آتی ارائه می‌شود.

پیشنهادهای کاربردی

با توجه به آثار منفی عدم تقارن اطلاعاتی از جنبه-های مختلف، این پژوهش با بررسی نقش رقابت اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران آگاه بر قیمت‌گذاری عدم تقارن می‌تواند برای سرمایه گذاران عادی (سرمایه-گذاران جزء) که به اطلاعات محرمانه دسترسی ندارند، مفید باشد.

با توجه به یافته‌های پژوهش سرمایه‌گذاران خرد می‌توانند در تصمیمات سرمایه‌گذاری خود به تعداد مالکان نهادی در ساختار مالکیت شرکت‌های سرمایه

پـذیر توجـه نماینـد. تعـداد مالکـان نهـادی در سـاختار مالکیت شرکت‌ها شاخصی برای سطح رقابت اطلاعاتی بین سـرمایه گـذاران آگـاه (کـه بـه اطلاعـات محرمانـه دسترسی دارند) محسوب می شـود. ایـن موضـوع مـی-تواند به سـرمایه گـذاران عـادی کمـک کنـد تـا سـطح نابرابری اطلاعـات و درنتیجـه نزدیـک بـودن یـا نبـودن قیمـت‌هـای سـهام بـه ارزش ذاتـی را بـرآورد نمـوده، تصـمیمات بهتـری را در خصـوص سـرمایه‌گـذاری در بازار سهام اتخاذ نمایند.

پیشنهاد برای پژوهش‌های آتی

۱- در ایـن پـژوهش از دو معیـار تعـداد و تمرکـز مالکیـت نهـادی بـه عنـوان شـاخص رقابـت اطلاعـاتی استفاده شد. پیشنهاد مـی‌شـود در پـژوهش‌هـای آتـی از معیارهای دیگر، از جمله میزان مالکیت نهادی یا تعـداد کـل سـهامداران بـه عنـوان شـاخص رقابـت اطلاعـاتی استفاده شود. همچنین، پیشنهاد می‌شود به جای اسـتفاده از دو معیار تعداد و تمرکز مالکیـت نهـادی بـه صـورت مجزا، از ترکیب آنها به عنوان شاخص رقابت اطلاعاتی استفاده شود.

۲- این پژوهش در سطح کل صنایع انجـام شـد، در نتیجه تأثیر صـنایع مختلـف بـر نتـایج پـژوهش تفکیـک نشده است. پیشنهاد می‌شود در پـژوهش هـای آتـی اثـر رقابت اطلاعاتی در سطح صنایع مختلف و بـه تفکیـک بررسی شود.

منابع

۱- خـدامی پـور، احمـد و محمـد قـدیری. (۱۳۸۹). "بررسـی رابطـه بـین اقـلام تعهـدی و عـدم تقـارن اطلاعاتی در بورس اوراق بهادار تهران"، *پیشـرفت های حسابداری دانشگاه شـیراز*، دوره دوم، شـماره دوم، صص ۲۹-۱.

۲- رباط میلی، مژگان.(۱۳۸۶)"مقایسـه عملکـرد مـدل قیمـت‌گـذاری دارایـی‌هـای سـرمایه‌ای (CAPM) بامدل سه عـاملی فامـا و فـرنچ درپـیش بینـی بـازده مورد انتظار دربورس اوراق بهادارتهران"،پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهرا.

۳- رحمانی، علی، سید علی حسینی و نرگس رضاپور. (۱۳۸۹). "رابطه مالکیت نهادی ونقدشوندگی سهام در ایران"، *بررسـی هـای حسـابداری و حسابرسـی*، دوره ۱۷، ش ۶۱، صص ۵۴-۳۹.

۴- رضا زاده، جواد و عبد اله آزاد. (۱۳۸۷). "رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و محافظه‌کاری در گزارشگری مالی"، *بررسی های حسابداری و حسابرسی*، ش ۵۴، صص ۸۰-۶۳.

5- Admati, A., and P. Pfleiderer. (1988). a theory of intraday patterns: Volume and price variability. Review of Financial Studies 1 (1): 3–40.

6- Akins, B. K., J. Ng. and R. S. Verdi. (2012). "Investor Competition over Information and the Pricing of Information Asymmetry". *The Accounting Review* Vol. 87, No. 1

7- Armstrong, C., J. Core, D. Taylor, and R. Verrecchia. (2011). "When does information asymmetry affect the cost of capital?". *Journal of Accounting Research* 49 (1): 1–40.

8- Bushee, B, J. (1998). "The Influence of Institutional Investors on Myopic R&D Investment Behavior". *Accounting Review* 73 (July): 305-334.

9- Cornett, M. M., A. J. Marcus, A. Saunders, & H. Tehranian. (2007). "The impact of institutional ownership on corporate operating performance", *Journal of Bankingand Finance*, 31: 1771–1794.

10- Fama, E.F., and K. R. French. (1992), "The Cross-Section of Expected Stock Returns." *Journal of Finance* 47: 427-465.

11- Fama, E.F., and K.R. French. (1993). "Common Risk Factors in the Returns of Stocks and Bonds." *Journal of Financial Economics* 33: 3-56.

12- Foster, F., and S. Viswanathan. (1993). "The effect of public information and competition on trading volume and price volatility". *Review of Financial Studies* 6 (1): 23–56.
13- Foster, F., and S. Viswanathan. (1994). "Strategic trading with asymmetrically informed traders and long-lived Information". *Journal of Finance and Quantitative Analysis* 29 (4): 499–518.
14- Gaspar, J., M, Massa & P, Matso. (2005). "Shareholder Investment Horizons and the Market for Corporate Control", *Journal of Financial and Economics*, Vol. 76: 135-160.
15- Holden, C., and A. Subrahmanyam. (1992). "Long-lived private information and imperfect competition". *Journal of Finance* 47 (1): 247–270.
16- Holden, C., and A. Subrahmanyam. (1994). "Risk aversion, imperfect competition and long- lived information". *Economics Letters* 44:181–190..
17- Ke, B. & S. Ramalingegowa. (2004). "Do Institutional Investors Exploit The Post-Earnings Announcement Drift?", *Journal of Accounting and Economics,* Vol. 39, PP. 25-53.
18- Kim, O. (1993). "Disagreements among shareholders Over a Firm's Disclosure Policy". *Journal Finance*, Vol. 20: 747 – 760.
19- Kim, O., and R. Verrecchia. 1994. "Liquidity and volume around earnings announcements". *Journal of Accounting and Economics* 17 (1): 41–67.
20- Kyle, A. (1985). "Continuous auctions and insider trade". *Econometrica* 53 (6): 1315–1335.
21- Lehavy, R., and R. Sloan. (2008). "Investor recognition and stock returns". *Review of Accounting Studies* 13(2): 327–361.
22- Navissi, F. & V. Naiker. (2006). "Institutional ownership and corporate value", *Managerial Finance*, 32: 247-257.
23- Rubin, A. (2007). "Ownership level, ownership concentration and liquidity". *Journal of Financial Markets*, 10(3): 219–248.
24- Shleifer, A. & W, Vishny. (1986). "Large shareholders and corporate control", *Journal of political Economy*, 95: 461-488.
25- Velury, U. & D. S. Jenkins. (2006). "Institutional ownership and the quality of earnings". *Journal of Business Research*, Vol 59: 1043-1051.
26- Venkatesh, P. C., and R. Chiang. (1986). "Information Asymmetry and the Dealer's Bid-Ask Spread: A Case Study of Earnings and Dividend Announcements", the Journal of Finance 41, 5: 1089-1102.
27- Wasan S. and Boone, P. (2010). "Do Accruals Exacerbate InformationAsymmetry in the Market?" *Advances in Accounting,* 26 (1): 66-78.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی