



الگوی تبیین‌کننده کارایی اطلاعاتی قیمت سهام بر اساس انواع رویکردهای سرعت تعدیل قیمت سهام

محمد نقی زاده آیدنلو^۱

یونس بادآور نهندی^۲

رسول برادران حسن‌زاده^۳

علی‌اصغر متقی^۴

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۹/۱۶

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۷/۱۶

چکیده

آگاهی از کارایی اطلاعاتی در بازارهای سهام و سرعتی که بازارهای سهام با آن جریان اطلاعات را در قیمت دارایی‌ها ترکیب می‌کنند برای ذینفعان اهمیت فراوانی دارد. مطالعه حاضر با هدف شناسایی و تبیین عوامل مؤثر بر کارایی اطلاعاتی قیمت سهام به بررسی کارایی قیمت سهام و ارائه الگوی تبیین‌کننده برای آن در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۹۰ - ۱۴۰۰ انجام گرفته است. برای این منظور با مطالعه عمیق ادبیات خارجی و داخلی موجود و نظرخواهی از خبرگان، تعداد ۶۵ متغیر شناسایی گردید و مطابق نظر خبرگان در ۱۲ گروه (متغیرهای اقتصادی، صنعت، کیفیت اطلاعات مالی، ریسک، بازار، حاکمیت شرکتی، نظارتی، سیاسی، مدیریتی، عملکردی، محدودیت مالی و استراتژی‌های شرکت) طبقه‌بندی گردید. برای اندازه‌گیری کارایی اطلاعاتی قیمت سهام از سرعت تعدیل قیمت سهام در رسیدن به ارزش ذاتی، واکنش به اطلاعات عمومی بازار و اطلاعات خاص شرکتی استفاده شده است. جهت شناسایی متغیرهای تأثیرگذار و ارائه الگوی تبیین‌کننده کارایی اطلاعاتی قیمت سهام از روش تحلیل مسیر در نرم‌افزار M_PLUS استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد، الگوهای مبتنی بر رویکرد سرعت تعدیل قیمت سهام در رسیدن به ارزش ذاتی به ترتیب از توان تبیین ۶۴ و ۵۲ درصد برخوردار هستند. الگوی مبتنی بر رویکرد سرعت تعدیل در واکنش به اطلاعات عمومی بازار و الگوی مبتنی بر رویکرد سرعت تعدیل به اطلاعات خاص شرکتی به ترتیب دارای توان تبیین ۷۴ و ۶۴ درصد می‌باشند. پژوهش حاضر با کسب شناخت از عوامل تبیین‌کننده ابعاد مختلف کارایی اطلاعاتی قیمت سهام، گام مهمی برای کمک به بهبود سطح کارایی بازار سهام کشور محسوب می‌شود.

واژه‌های کلیدی: کارایی اطلاعاتی قیمت سهام، سرعت تعدیل قیمت سهام، ارزش ذاتی سهام، همزمانی قیمت سهام، اطلاعات خاص شرکتی.

گروه حسابداری، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران. MO.NA1358@iaut.ac.ir

۲ گروه حسابداری، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران. (نویسنده مسئول) badavarnahandi@iaut.ac.ir

۳ گروه حسابداری، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران. Baradaran313@iaut.ac.ir

۴ گروه حسابداری، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران. Aliasghar.Mottaghi@iaut.ac.ir



۱- مقدمه

آگاهی از کارایی بازار در بازارهای سهام و سرعتی که بازارهای سهام با آن جریان اطلاعات را در قیمت‌داری‌ها ترکیب می‌کنند برای سرمایه‌گذاران، تدوین‌کنندگان مقررات و سیاست‌گذاران اهمیت دارد. فرضیه کارایی بازار سرمایه به فرآیند تعدیل آنی قیمت و بی‌طرفانه در نتیجه جریان اطلاعاتی که بلافاصله در قیمت‌ها منعکس می‌شود اشاره دارد. در عمل زمان لازم است تا یک بازار اطلاعات جدید را در قیمت‌داری بگنجاند. از دیدگاه سرمایه‌گذاران، این زمان فرصتی را برای آن‌ها فراهم می‌کند تا از آن برای سود موقت استفاده کنند و در نتیجه بازار را به سمت کارایی سوق دهند. بنابراین سرعت تعدیل قیمت در بازارها به دلیل کاربردهای عملی آن، جای بحث دارد. تعدادی از مطالعات، سرعت تعدیل قیمت‌ها را به‌طور کلی و یا بدون اشاره به رویداد خاصی مورد بررسی قرار دادند. مطالعاتی که مختص رویدادها یا انتشار خبرهای هستند، مطالعات رویدادی نامیده می‌شوند که با مطالعات اولیه فاما و همکاران^۱ (۱۹۶۹) مطرح شدند و سپس در ادبیات مالی و حسابداری سرعت تعدیل قیمت‌ها با توجه به رویدادهای مختلف مورد بررسی قرار گرفتند (بوس و گرین^۲، ۲۰۰۲؛ چوردیه و همکاران^۳، ۲۰۰۵؛ روبریدو و همکاران^۴، ۲۰۱۳). مشکل روش مطالعه رویدادی در این است که به رویدادهای خاص مربوط می‌شود و بررسی نمی‌کند که آیا سرعت تعدیل قیمت مشابه آنچه پس از رسیدن سایر اطلاعات جدید اتفاق می‌افتد یا خیر (جنینگ و استارکس^۵، ۱۹۸۶؛ وودراف و سنچاک^۶، ۱۹۸۸). این احتمال وجود دارد که میزان و یا سرعت تعدیل قیمت با انواع مختلف اطلاعات در بازارهای مختلف مطابقت داشته باشد. همچنین تعدیل قیمت برای برخی اطلاعات مورد انتظار با اطلاعات غیرمنتظره متفاوت خواهد بود. سرعت تعدیل قیمت سهام یک موضوع ثابت نیست و باید در چارچوب پویا درک شود. در این پژوهش سرعت تعدیل قیمت سهام بدون ارجاع به رویدادهای خاصی مانند اخبار سود سهام، اعلان‌های سود، اطلاعات کلان اقتصادی و ... بررسی می‌شود. برای این منظور به تخمین‌گرهایی نیاز داشتیم که تمام جریان اطلاعات را به‌صورت گروهی منعکس کرده و حالت تصادفی به میزان تأثیر متغیرها ارائه نماید تا حالت ثابت. لذا با استفاده از فرا تحلیل مبتنی بر نتیجه، مطالعات صورت گرفته در داخل و خارج از کشور بررسی شد و ضمن بهره‌گیری از مطالعات قبلی، نظرات خبرگان تعیین‌کننده تحکیم مبانی نظری پژوهش می‌باشد. از طرفی متغیرهای تبیین‌شونده پژوهش همزمان در سه رویکرد سرعت تعدیل به ارزش ذاتی، به اطلاعات بازار و شرکت مورد آزمون قرار می‌گیرد تا با ارائه الگویی از ابعاد مختلف فرآیند اطلاعاتی، شرکت و بازار به این مهم نگریسته شود و بتواند اطلاعات قابل مقایسه و مفیدتری را جهت تصمیم‌گیری در اختیار ذینفعان قرار دهد.

¹ Fama et al² Busse & Green³ Chordia et al⁴ Reboredo et al⁵ Jennings & Starks⁶ Woodruff & Senchack

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

کارایی بازار یک متغیر پنهان است، یعنی نمی‌توان آن را به‌طور مستقیم مشاهده کرد اما می‌توان آن را از متغیرهای قابل‌مشاهده استنباط کرد (پائولو^۱، ۲۰۲۲). تئوری بازار کارا ادعا می‌کند که قیمت سهام به‌طور مداوم تمام اطلاعات موجود در آن را در فرآیندهای کشف قیمت ترکیب کرده و بلافاصله به‌صورت تصادفی و غیرقابل پیش‌بینی و بدون هیچ‌گونه روند قابل‌شناسایی حرکت می‌کند (دیویس^۲، ۲۰۰۶؛ فاما^۳، ۱۹۶۵). از طرفی در دنیایی با اصطکاک بازار که در آن اطلاعات پرهزینه است و هزینه‌های مبادله وجود دارد، بازارها نمی‌توانند از نظر اطلاعاتی کاملاً کارآمد باشند (پائولو، ۲۰۲۲). در یک بازار کارآمد، این تعدیل اطلاعات جدید به دلیل رقابت زیاد به‌قدری سریع و پیوسته اتفاق می‌افتد که قیمت‌های واقعی دارایی‌ها همه اطلاعات جدید موجود را فوراً منعکس می‌کند. از این‌رو هیچ آربیتراژی در آن وجود ندارد و نمی‌توان پیشرفت آتی آن را به شیوه‌ای عقلایی پیش‌بینی کرد (مالکیل^۴، ۱۹۹۹). از طرفی با توجه به اینکه بسیاری از بازارها در اقیانوس زمانی مختلف به کارایی نزدیک بوده‌اند، یک سؤال طبیعی در مورد سرعت تعدیل قیمت مطرح می‌شود. بررسی برای یافتن سرعت تعدیل قیمت سهام چه پیامدهای مهمی برای معامله‌گران مالی، سرمایه‌گذاران و اقتصاد به‌عنوان یک کل دارد؟ محققان و سرمایه‌گذاران به دنبال یافتن شواهدی هستند که می‌تواند به‌طور سودآور برای به دست آوردن منافع اقتصادی بیشتر مورد بهره‌برداری قرار گیرد. در این راستا رویکردهایی مطرح شد از جمله مفهوم کارایی ضعیف بازار توسط فاما در سال ۱۹۷۰ و یا تأخیر در پیوستن بازار به قیمت‌ها توسط هو ماسکویتز^۵ (۲۰۰۵) و ضریب تعدیل جزئی آمیهود و مندلسون^۶ (۱۹۸۷) که به‌طور معمول خطاهای قیمت‌گذاری را نسبت به کارایی بازار یا سرعتی که با آن قیمت‌ها به یک تعادل جدید همراستا شوند. مطالعات قبلی از جمله دان و همکاران^۷ (۱۹۷۷) و کراوس و استول^۸ (۱۹۷۲)، پیشنهاد کردند که تعدیل قیمت سهام با اطلاعات جدید بسیار سریع است اگرچه نه به‌صورت آتی. در مقابل شواهدی مبنی بر تأخیر تعدیل روزانه قیمت‌ها به دنبال جریان اخبار وجود دارد (هاسبروک و هو^۹، ۱۹۷۷؛ پاتیل و ولفسان^{۱۰}، ۱۹۸۴؛ وودراف و سنچاک، ۱۹۸۸). دو مطالعه اول از گزارش‌های سود استفاده کردند در حالی که از همبستگی سریالی برای به دست آوردن این نتیجه استفاده کرد. در ادبیات اندازه‌گیری سرعت تعدیل قیمت اختلاف‌نظرهای قابل‌توجهی وجود دارد. اکثر مطالعات در این زمینه با استفاده از نظریه‌های مختلف، مجموعه داده‌های مختلف، مسئله را

¹ Paulo

² Davis

³ Fama

⁴ Malkiel

⁵ Hou & Moskowitz

⁶ Amihud & Mendelson

⁷ Dann et al

⁸ Kraus & Stoll

⁹ Hasbrouck & Ho

¹⁰ Patell & Wolfson

از زوایای مختلف مورد بررسی قرار داده‌اند. ایده تعدیل قیمت دارایی با اطلاعات توسط گراسمن^۱ (۱۹۷۶) و گراسمن و استیگلitz^۲ (۱۹۸۰) به‌طور رسمی و به‌صورت نظری توسعه یافت. آن‌ها استدلال کردند که قیمت‌های بازار به دلیل هزینه اطلاعات، تمام اطلاعات موجود را منعکس یا ترکیب نمی‌کند. بنابراین سرمایه‌گذاران آگاه با بهره‌گیری از انحرافات قیمت از ارزش‌های بنیادی، بازده بیشتری کسب می‌کنند. کورنل و رول^۳ (۱۹۸۱)، نیز با استفاده از مدلی که از زیست‌شناسی تکاملی به‌عاریه گرفته‌شده است، از این استدلال حمایت کردند. کاپلند^۴ (۱۹۷۶)، یک مدل نظری را ارائه کرد تا استدلال کند که قیمت‌ها به اطلاعات جدید به حجم معاملات و چولگی مثبت آن بستگی دارد. بعدها هیلمر و یو^۵ (۱۹۷۹)، استدلال کردند که سرمایه‌گذاران و آربیتراژورها بازار را از نزدیک دنبال کنند و موقعیت خود را در یک تجارت تغییر ندهند مگر اینکه به‌اندازه کافی از امکان کسب مزیت اقتصادی سریع متقاعد شوند. از این‌رو قیمت‌ها سریع اطلاعات جدید را در بر نمی‌گیرند. علاوه بر این چاکرابارتی و رول^۶ (۱۹۹۹) با استفاده از چارچوب معامله‌گران دوران منطق بیزی، مدل متفاوتی را ارائه دادند. شبیه‌سازی مدل آن‌ها نشان داد که وقتی آربیتراژورها به یکدیگر واکنش نشان می‌دهند، قیمت‌های بازار با اطلاعات جدید بسیار سریع تعدیل می‌شوند.

داموداران^۷ (۱۹۹۳)، یک مدل ساده از فرآیندهای بازده روزانه برای تخمین ضرایب خاص شرکت برای تعدیل قیمت ارائه داد. مطالعه او تحقیقات قبلی را به چالش کشید و نشان داد که قیمت سهام ممکن است حتی چند روز برای تعدیل، زمان ببرد. بریسی و تئوبالد^۸ (۱۹۹۶)، اصلاحاتی را در مدل داموداران انجام دادند اما اصلاح آن‌ها نتیجه‌گیری اساسی مطالعه داموداران را تغییر نداد. تئوبالد و یالوپ^۹ (۲۰۰۴)، ادعا کردند که مدل تخمینی سرعت تعدیل آن‌ها که بر اساس عینیت قیمت و واکنش‌های بیش از حد ایجاد شده و بهتر از مدل تخمینی داموداران (۱۹۹۳)، خواهد بود. در مطالعه دیگری تئوبالد و یالوپ (۲۰۰۵)، چارچوبی مبتنی بر نوسانات روزانه برای بررسی سرعت تعدیل شاخص سهام بریتانیا استفاده کردند. آن‌ها استدلال کردند که با ادامه تجارت و کشف اطلاعات در طول روز، تعدیل کامل قیمت‌ها باید سرعت پارامتر تعدیل را به یکپارچگی نزدیک‌تر کند. همچنین در این مدل سرعت تعدیل از منظر تغییر در نوسانات نیز بررسی شده است. با این حال نوسانات روزانه در نظر گرفته نمی‌شود اما مدل پیشنهادی استدلال مشابهی را ارائه می‌دهد که از مقادیر شدید روزانه استفاده می‌کنند تا زمانی که قیمت سهام به ارزش‌های بنیادی خود برسد، تغییرات متوالی قیمت جهش‌هایی را نشان می‌دهد و یک مسیر تصادفی را دنبال می‌کند. در نقطه کارایی، تغییرات تقریباً مداوم است

¹ Grossman

² Grossman & Stiglitz

³ Cornell & Roll

⁴ Copeland

⁵ Hillmer & Yu

⁶ Chakrabarti & Roll

⁷ Damodaran

⁸ Brisley & Theobald

⁹ Theobald & Yallup

و بنابراین تا زمانی که اطلاعات جدید به دست نیاید، جهش‌ها بعید است. یک فرآیند تعدیل کامل باید اندازه‌گیری ما را به یک نزدیک کند. در قرن ۲۱ بازارهای نوظهور محرک‌های اصلی رشد جهانی بوده‌اند و توجه محققان را از سراسر جهان برای مطالعه کارایی بازار سهام به خود جلب کرده‌اند. تعدیل قیمت‌ها با اطلاعات جدید نمی‌تواند به صورت آنی و یا سریع اتفاق بیفتد. بازار برای تطبیق با هر اطلاعاتی زمان می‌برد و قیمت‌ها منعکس‌کننده اصلی ارزش‌های واقعی هستند. اعتقاد بر این است که بازارهای نوظهور از نظر زمان صرف شده برای رسیدن به کارایی کامل عقب هستند. این فاصله زمانی تا حد زیادی به بلوغ بازار، سطح نقدینگی و در دسترس بودن عمومی اطلاعات برای همه عوامل بازار بستگی دارد. حال در کشوری مثل ایران که بازار سرمایه آن به عنوان یک بازار نوپا مطرح هست و با شرایط تحریمی روبرو هست، انتظار بر این است عوامل مختلف درون و برون‌سازمانی بر سرعت تعدیل قیمت سهام آن‌ها تأثیرگذار باشد. در این راستا پژوهش حاضر سعی دارد، الگویی را با در نظر گرفتن شرایط محیطی ایران برای تبیین کارایی قیمت سهام با رویکرد سرعت تعدیل قیمت ارائه نماید.

۲-۱- پیشینه تجربی پژوهش

هیت و همکاران^۱ (۲۰۲۳)، در مطالعه‌ای پیمایشی به بررسی تکنیک‌های انتخاب و استخراج ویژگی برای پیش‌بینی بازار سهام پرداختند و به این نتیجه دست یافتند که معیارهای همبستگی، درخت تصادفی، تجزیه و تحلیل مؤلفه اصلی و رمزگذاری خودکار پرکاربردترین انتخاب و استخراج ویژگی‌های پیش‌بینی در بازار سهام می‌باشد. عطیف و همکاران^۲ (۲۰۲۲)، ارتباط بین بازده سهام و تغییرات قیمت نفت را در کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت بررسی کردند و نتایج نشان داد که پس از سقوط قیمت نفت به دلیل همه‌گیری کرونا، وابستگی متقابل بین قیمت نفت و سهام افزایش یافت. بوسال و گوتام^۳ (۲۰۲۲)، به بررسی رابطه بلندمدت بین قیمت طلا و بورس اوراق بهادار نپال پرداختند و یافته‌های آن‌ها نشان داد که هیچ رابطه بلندمدت و میان‌مدت بین میانگین قیمت طلا و شاخص سهام نپال وجود ندارد. پائولو پریرا داسیلوا^۴ (۲۰۲۱)، در پژوهشی با عنوان ارتباط بین شاخص‌های کارایی بازار و ظرفیت قیمت سهام برای پیش‌بینی عملکرد اقتصادی آتی شرکت به این نتیجه رسیدند که ارتباط قوی بین میانگین امتیاز کارایی بازار و حساسیت بازده سهام با سودآوری آتی وجود دارد. روهماوانی و همکاران^۵ (۲۰۲۱)، به مطالعه تأثیر سه عامل نرخ ارز، قیمت نفت و قیمت طلا بر تلاطم‌های شاخص قیمت اندونزی پرداختند و نتایج نشان داد که طلا هیچ اثری بر تغییرات شاخص قیمت سهام اندونزی نداشت این در حالی بود که نفت دارای اثر منفی بر شاخص قیمت سهام بود. از طرفی دیگر نرخ ارز اثر مثبتی بر شاخص قیمت

^۱ Htet Htet Htun

^۲ Atif et al

^۳ Bhusal & Gautam

^۴ Paulo Pereira da Silva

^۵ Rohmawati et al

آن کشور نشان می‌داد. عالم^۱ (۲۰۲۰)، رابطه بین متغیرهای منتخب، تورم، نرخ بهره کوتاه‌مدت، عرضه پول، قیمت نفت خام و شوک‌های قیمت نفت را با قیمت سهام نشان دادند که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین بازار سهام عربستان و متغیرهای انتخاب شده برای این مطالعه وجود دارد. به‌طور خلاصه او بین عرضه پول و بازار سهام رابطه مثبت یافت و رابطه بین تورم، نرخ بهره کوتاه‌مدت و قیمت نفت خام منفی به دست آمد. نورمن سی و تامرین^۲ (۲۰۲۰)، به تحلیل رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت بین پنج متغیر کلان اقتصادی مانند نرخ ارز، تورم، تولید ناخالص داخلی، نرخ SBI و عرضه پول بر شاخص قیمت سهام اندونزی به این نتیجه رسیدند که در کوتاه‌مدت، نرخ ارز، نرخ تورم، تولید ناخالص داخلی، نرخ SBI و عرضه پول بر شاخص قیمت سهام تأثیر ندارد. در بلندمدت نیز، نرخ ارز دارای تورم مثبت، نرخ SBI و عرضه پول است که بر شاخص قیمت سهام تأثیر منفی دارد اما تولید ناخالص داخلی تأثیر معناداری ندارد.

پو و همکاران^۳ (۲۰۱۷)، اثر تنوع سازی جغرافیایی بر کارایی اطلاعاتی را مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها از چهار شاخص تنوع سازی جغرافیایی برای به دست آوردن درجه تنوع سازی جغرافیایی شرکت استفاده نمودند و دریافتند که تنوع سازی جغرافیایی تأخیر قیمت سهام را افزایش داده و بنابراین کارایی اطلاعاتی را کاهش می‌دهد. کیون و همکاران^۴ (۲۰۱۷)، به این نتیجه رسیدند که حجم معاملات رابطه مثبتی با معیارهای ابهام و توجه سرمایه‌گذار دارد در حالی که با معیارهای نقدینگی رابطه منفی دارد. به‌علاوه، اجزای حجم معاملات که با عدم اطمینان و نقدینگی در ارتباط هستند اثر مثبتی بر تأخیر در قیمت سهم دارد. در کل آن‌ها رابطه مثبتی بین حجم معاملات و تأخیر در قیمت سهام پیدا نمودند. ژانگ و همکاران^۵ (۲۰۱۷)، رابطه بین رقابت در بازار سرمایه و کارایی قیمت سهام را بررسی نمودند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که رابطه قوی بین رقابت در بازار سرمایه و کارایی قیمت سهام رابطه مثبتی وجود دارد. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که رقابت کارگزاران به دو صورت کارایی قیمت سهام را افزایش می‌دهد. اول اینکه رقابت هزینه‌های معامله را کاهش می‌دهد. دوم اینکه کارگزاران ناآگاه از سفارش‌های انجام شده به‌وسیله کارگزاران آگاه مطلع می‌شوند. لی و همکاران^۶ (۲۰۱۷)، اثر فروش استقرای بر نقدینگی و کارایی قیمت سهام را بررسی نمودند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که فروش استقرای کارایی قیمت سهام و نقدینگی سهام را بهبود می‌دهد.

داد و گیلبرت^۷ (۲۰۱۶)، رابطه بین تغییرات در عدم تقارن اطلاعاتی و کارایی اطلاعاتی سهام در شرکت‌های پذیرفته شده بورس آمریکا را بررسی نمودند. آن‌ها به این نتیجه دست یافتند که پذیرفته شدن شرکت در چند بورس کیفیت محیط اطلاعاتی و کارایی سهام را در بازار سهام محل شرکت بهبود می‌دهد. آن‌ها همچنین

¹ Alam

² Nurmansyah & Hakiman Thamrin

³ Poh et al

⁴ Qian et al

⁵ Zhang et al

⁶ Li et al

⁷.Dodd and Gilbert

نشان دادند که این بهبود مخصوصاً بعد از پذیرش قانون ساربنیز آکسلی اتفاق افتاده است. گارتون و همکاران^۱ (۲۰۱۶)، اظهار می‌کنند که رابطه ضعیفی بین کارایی بازار و کارایی اقتصادی که در آن قیمت سهام دارای محتوای اطلاعاتی بیشتری زمانی که اطلاعات ارزش اجتماعی کمی داشته باشد وجود دارد. بنابراین، آن‌ها این رابطه را با توجه به گردش مدیران اجرایی ارشد بررسی نمودند. آن‌ها نشان دادند که وقتی نظارت هیأت مدیره بیشتر می‌شود محتوای اطلاعاتی قیمت سهام به‌طور منفی با نظارت هیأت مدیره در ارتباط است. همچنین نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که قانون ساربنیز آکسلی در حالی که حاکمیت شرکتی را تقویت نموده است اثر منفی بر محتوای اطلاعاتی قیمت سهام مخصوصاً در شرکت‌هایی با ساختار سازمانی پیچیده دارد. کیم و همکاران^۲ (۲۰۱۶)، در پژوهشی با این عنوان آیا افشای رسانه‌ای کارایی قیمت سهام را بهبود می‌دهد و چرا؟ به نتایج زیر دست یافتند: وقتی پوشش رسانه‌ای افزایش می‌یابد ۱- همزمانی قیمت سهام کاهش می‌یابد. ۲- احتمال معامله آگاهانه سهام افزایش می‌یابد. ۳- اندازه‌ای که قیمت سهام از گام تصادفی منحرف می‌شود کاهش می‌یابد. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که اثر رسانه بر کاهش همزمانی قیمت سهام، افزایش احتمال معامله آگاهانه و کاهش انحراف قیمت سهام از فرضیه گام تصادفی در استان‌هایی که توسعه نهادی ضعیف‌تر است بیشتر می‌باشد. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که رسانه می‌تواند نقش جبرانی برای نهادهای راهبری توسعه‌نیافته در اقتصادهای گذرایی مثل چین ایفا کند. کاجینالپ و دیسانتس^۳ (۲۰۱۶)، بررسی نمودند که آیا کارایی قیمت سهام با افزایش حجم معاملات افزایش می‌یابد یا نه؟ نتایج آن‌ها نشان داد که رابطه بین حجم معاملات و کارایی قیمت سهام غیرخطی است. کارایی قیمت سهام با افزایش حجم معاملات از حجم کم تا حجم نسبتاً بالا افزایش می‌یابد اما با افزایش بیشتر کارایی قیمت کاهش می‌یابد. لیم و همکاران^۴ (۲۰۱۶)، رابطه بین سهامداران خارجی و کارایی قیمت سهام را بررسی نمودند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که سهامداران خارجی باعث بهبود کارایی قیمت سهام تا سطحی از سهامداری می‌شود. با این وجود، چنانچه سطح سهامداری خارجی از یک سطحی تجاوز نماید کارایی قیمت کاهش می‌یابد. چن و همکاران^۵ (۲۰۱۶)، اثر کیفیت حسابرسی بر تأخیر تعدیل قیمت سهام و اینکه آیا این تأثیر بین دو گروه شرکت چینی (شرکت‌های دولتی و غیردولتی) متفاوت است را بررسی نمودند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که شرکت‌هایی که مؤسسات بزرگ آن‌ها را حسابرسی می‌کنند تأخیر قیمت سهام کمی دارند و این رابطه منفی برای شرکت‌های دولتی ضعیف‌تر از شرکت‌های غیردولتی است. بنابراین، نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که کیفیت حسابرسی نقش مهمی در فرایند شکل‌گیری قیمت سهام ایفا می‌کند که در آن قیمت سهم تأخیر کمتری دارد و این نقش بین شرکت‌هایی با

¹ Gorton et al

² Kim

³ Caginalp and DeSantis

⁴ Lim et al

⁵ Chen et al

ساختار مالکیت متفاوت فرق می‌کند. بوش و آبرنبرگر^۱ (۲۰۱۶)، اثر بازخرید سهام بر کارایی قیمت سهام را بررسی نمودند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که بازخرید سهام کارایی قیمت سهام را افزایش و ریسک غیر سیستماتیک را کاهش می‌دهد. هاو و همکاران^۲ (۲۰۱۵)، تأثیر معامله‌گران نهادی خارجی بر کارایی قیمت سهام را مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها نشان دادند که با وجود افزایش عمده معامله نهادی خارجی در کل بورس، کارایی اطلاعاتی قیمت بازار در واقع کاهش یافته است. بارینو^۳ (۲۰۱۴)، نشان دادند که حجم معاملات با چندین معیارهای جایگزین ریسک نقدینگی ارتباطی ندارد. در حالی که حجم معاملات با نقدینگی رابطه منفی دارد. وی عقیده دارد که حجم معاملات می‌تواند به‌عنوان نمادی برای ابهام به‌خصوص شرکت و همچنین توجه سرمایه‌گذار استفاده شود. با این وجود، اگر حجم معاملات نقدینگی یا توجه سرمایه‌گذار را اندازه‌گیری کند رابطه مثبت بین حجم معاملات و تأخیر در قیمت سهام مختلط است. با این وجود، مدل‌های ساختار خرد بازار عنوان می‌کند که ابهام بیشتر نقدینگی کمتر را به وجود می‌آورد. کالن و همکاران^۴ (۲۰۱۳)، شواهد تجربی ارائه نمودند که در آن شرکت‌هایی با کیفیت حسابداری بالا تأخیر قیمت سهام کمتری دارند. بنابراین می‌تواند انتظار داشت که کیفیت حسابداری و حسابرسی بر تأخیر در قیمت سهام اثرگذار باشد. اصلان و همکاران^۵ (۲۰۱۱)، در پژوهشی با عنوان ویژگی‌های شرکت و معاملات داخلی: کاربردهایی برای قیمت‌گذاری دارایی‌ها به این نتیجه رسیدند که شرکت‌های جوان‌تر، شرکت‌های کوچک‌تر، شرکت‌هایی با سهام داخلی بیشتر و شرکت‌های با پوشش تحلیل‌گر کمتر به‌احتمال بیشتری معاملات مبتنی بر اطلاعات داشته باشند. فریا و همکاران^۶ (۲۰۱۱)، رابطه بین ساختار هیأت مدیره و محتوای اطلاعاتی قیمت سهام را بررسی نمودند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که محتوای اطلاعاتی قیمت سهام نیاز برای هیأت مدیره را کاهش می‌دهد و محتوای اطلاعاتی قیمت خارجی و حاکمیت شرکتی داخلی جایگزین یکدیگر هستند. لی^۷ (۲۰۱۱)، رابطه بین قابلیت خواندن گزارش‌های اجباری فصلی و کارایی اطلاعاتی قیمت سهام را مورد بررسی قرار دادند. نتایج وی نشان می‌دهد که اطلاعات مربوط به سود بر قیمت سهام طی سه روز بعد از انتشار گزارش فصلی در شرکت‌هایی با گزارش‌های طولانی و سخت اثر می‌گذارد. شو^۸ (۲۰۰۷)، با بررسی تأثیر مالکیت نهادی بر کارایی قیمت سهام به این نتیجه رسید که مالکیت نهادی بر کارایی قیمت اثر معنی‌داری می‌گذارد. ابراهیم (۱۹۹۹)، رابطه بین متغیرهای اقتصادی کلان و قیمت سهام را مورد بررسی قرار داد. نتایج وی نشان می‌دهد که بین قیمت سهام و برخی متغیرهای اقتصادی کلان رابطه دو طرفه وجود دارد.

¹ Busch and Obernberger

² Hao et al

³ Barinov

⁴ Callen et al

⁵ Aslan et al

⁶ Ferreira et al

⁷ Lee

⁸ Shu

هوشمند نقابی و همکاران (۱۴۰۱)، در بررسی رابطه بازدهی سهام و نوسانات بازده با نقد شوندگی بازار سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره شیوع بیماری ویروس کرونا به این نتیجه دست یافتند، بین بازدهی سهام و نوسانات با نقد شوندگی بازار سهام در طی شیوع بیماری کرونا رابطه مستقیم معناداری وجود دارد. فدایی و زارع بهنمیری (۱۴۰۱)، به بررسی پیش‌بینی شوک منفی قیمت سهام با تأکید بر نسبت‌های مالی پرداختند و نتایج حاصل از RSME مدل‌های بررسی شده به ترتیب برای شوک دائم (الگوریتم ژنتیک)، شوک دائم (الگوریتم تکاملی بهینه‌سازی ازدحام ذرات)، شوک موقت (الگوریتم ژنتیک) و شوک موقت (الگوریتم تکاملی بهینه‌سازی ازدحام ذرات)، می‌باشد. RSME در شوک دائم بر اساس الگوریتم ژنتیک، بیشتر از RSME مدل شوک دائم بر اساس الگوریتم تکاملی بهینه‌سازی ازدحام ذرات می‌باشد. همچنین در مدل شوک موقت بر اساس الگوریتم ژنتیک RSME مدل، بیشتر از RSME مدل شوک موقت بر اساس الگوریتم تکاملی بهینه‌سازی ازدحام ذرات می‌باشد. خادم پور آرانی و همکاران (۱۴۰۱)، در مدل تلفیقی چند هدف و اقتصادسنجی جهت بهینه‌سازی پرتفوی به این نتیجه دست یافتند که وزن بهینه گروه‌هایی که واریانس کمتری دارند در سبد بهینه بیشتر است. ضمن اینکه تأثیر حذف مفهوم نقد شوندگی از مدل منجر به افزایش وزن صنایعی می‌شود که نقد شوندگی کمتری دارند و به همراه افزایش ریسک، بازده پرتفوی بهینه نیز در این حالت افزایش می‌یابد. همچنین با حذف محدودیت شاخص متنوع سازی شانون، نتایج خروجی نشان می‌دهند این محدودیت تقریباً تأثیری بر اوزان بهینه (حداقل در این مدل) نمی‌گذارد. غریب وند (۱۴۰۱)، در پژوهشی با عنوان پیش‌بینی قیمت سهام با استفاده از هوش مصنوعی به این نتیجه رسید که ANN‌ها بهترین روش برای پیش‌بینی قیمت سهام هستند و انتخاب پارامترهای ورودی صحیح به مجموعه ANN متشکل از پارامترهای اساسی مالی است که می‌تواند دقت پیش‌بینی قیمت سهام را بهبود بخشد. حمیدیان و قدمگاهی (۱۴۰۱)، در بررسی تأثیر افشای ریسک بر محتوای اطلاعاتی قیمت سهام و همزمانی بازده سهام در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران به این نتیجه رسیدند، رابطه معکوس بین افشای ریسک و همزمانی قیمت سهام وجود دارد که با افزایش افشای ریسک، همزمانی قیمت سهام کاهش می‌یابد. همچنین رابطه مستقیم بین افشای ریسک و محتوای اطلاعاتی قیمت سهام وجود دارد که با افزایش افشای ریسک، محتوای اطلاعاتی قیمت سهام افزایش می‌یابد. حاتم راد و همکاران (۱۴۰۱)، در پژوهشی با عنوان ارزیابی عوامل کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام با استفاده از رویکرد میانگین‌گیری بیزین به این نتیجه رسیدند که برای پیش‌بینی و ارزیابی شاخص قیمت سهام برای کشورهای واردکننده نفت، باید به سه متغیر شاخص نرخ ارز، شاخص قیمت مصرف‌کننده و رشد اقتصادی در مقایسه با سایر متغیرها اهمیت بیشتری داد، در حالی که برای کشورهای صادرکننده نفت، سه متغیر رشد پول گسترده، نرخ ارز و واردات مهم‌ترین متغیرهایی هستند که باید مورد توجه قرار گیرند. برای کشورهای واردکننده نفت از میان متغیرهای کلان مورد مطالعه قیمت نفت اوپک دارای رابطه کاملاً منفی با شاخص قیمت سهام آن کشورها هستند اما در کشورهای واردکننده نفت قیمت جهانی طلا با شاخص قیمت سهام در این کشورها رابطه‌ای کاملاً معکوس دارد. نبوی و باغانی (۱۴۰۰)،

در بررسی کیفیت اطلاعات حسابداری بر روابط بین قدرت مدیران اجرایی برتر و کارایی قیمت سهام به این نتیجه رسیدند، قدرت مدیران اجرایی مشتمل بر مالکیت مدیریتی؛ دوگانگی نقش مدیرعامل و سهامداران کنترلی در تعامل کیفیت اطلاعات حسابداری بر کارایی قیمت سهام تأثیر معنادار دارد و با توجه به ضرایب مثبت شاخص مای قدرت مدیران اجرایی در تعامل کیفیت اطلاعات حسابداری، وجود رابطه‌ی مستقیم بین قدرت مدیران اجرایی در تعامل کیفیت اطلاعات حسابداری با کارایی قیمت سهام شرکت استنتاج می‌شود؛ لذا می‌توان گفت کیفیت اطلاعات حسابداری بر روابط بین قدرت مدیران اجرایی برتر و کارایی قیمت سهام به‌طور معناداری اثرگذار است. حسینی طالقانی و سپندارند (۱۴۰۰)، در بررسی تأثیر نوسانات سطح عمومی قیمت‌ها (نرخ تورم) بر قیمت سهام در شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران به این نتیجه دست یافتند که بین سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۳ و همچنین بین سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۸، نرخ تورم بر قیمت سهام تأثیر مثبت و معناداری دارد. اما بین سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۰ ارتباط معناداری مشاهده نگردید. حکمت و همکاران (۱۳۹۹)، در بررسی اطلاعات حسابداری و کارایی بازار سهام در سطح نیمه قوی بازار سرمایه پرداختند و نتایج حاکی از این بود که امکان کسب بازده اضافی غیرقابل تبیین توسط اندازه و ریسک سیستماتیک و انحراف قیمت‌های بازار از ارزش بنیادی است. لذا کارایی بازار سرمایه ایران در سطح نیمه قوی را نمی‌توان تأیید کرد. همچنین در میان ۱۷ نسبت حسابداری مورد استفاده برای پیش‌بینی جهت تغییرات بازدهی، نسبت‌های تغییر در جمع دارایی‌ها، هزینه مالی به فروش، تغییر در سود نقدی هر سهم، تغییر در نسبت فروش به جمع دارایی‌ها، سود ناخالص به فروش و سود قبل از مالیات بیشترین دفعات معناداری مدل‌های برازش شده را دارند. بادآور نهندی و همکاران (۱۳۹۵)، در پژوهشی با عنوان تأثیر سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر کارایی اطلاعاتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران نشان دادند که مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی بر کارایی اطلاعاتی تأثیر معکوسی دارد، اما سازوکارهای دیگر حاکمیت شرکتی مورد استفاده در این پژوهش از جمله سهام شناور آزاد، استقلال اعضای هیأت مدیره و تمرکز مالکیت بر کارایی اطلاعاتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر ندارند. افلاطونی (۱۳۹۵)، پژوهشی با عنوان تأثیر کیفیت گزارشگری مالی و متقارن نبودن اطلاعات بر واکنش تأخیری قیمت سهام مورد بررسی قرار دادند، یافته‌های پژوهش نشان داد که افزایش در کیفیت گزارشگری مالی و کاهش در میزان نامتقارن بودن اطلاعات، کاهش واکنش تأخیری قیمت سهام را به دنبال دارد. فغانی ماکرانی (۱۳۹۴)، در پژوهشی با عنوان بررسی میزان مربوط بودن ارزش دفتری، سود حسابداری و جریان وجه نقد با قیمت سهام به این نتیجه دست یافتند که مربوط بودن ارزش دفتری بیشتر از سود حسابداری و جریان‌های نقدی با قیمت سهام می‌باشد و این مربوط بودن با گذشت زمان کاهش می‌یابد، همچنین سود ده یا زیان ده بودن شرکت نیز با گذشت زمان، هیچ تأثیری بر روند مربوط بودن ترکیب همزمان ارزش دفتری و سود حسابداری و مربوط بودن ترکیب همزمان ارزش دفتری و جریان‌های نقدی در ارتباط با قیمت سهام نمی‌گذارد. افلاطونی (۱۳۹۳)، پژوهشی با عنوان بررسی رابطه بین عامل‌های ریسک تأخیر حسابداری و غیرحسابداری قیمت سهام با نوسانات صرف ریسک سال آتی انجام دادند و نتایج نشان می‌دهد

در شرکت‌هایی که کیفیت گزارشگری بالاتر است و اطلاعات مالی به‌صورت بهنگام تری منتشر می‌شوند، سرعت عکس‌العمل قیمت سهام به اطلاعات منتشره بیشتر از سایر شرکت‌ها است و هر چه ریسک ناشی از اجرای حسابداری و غیرحسابداری تأخیر قیمت سهام یک شرکت بیشتر باشند، صرف ریسک سال آتی شرکت نیز بیشتر است. این موضوع بدان معناست که سهامداران برای سرمایه‌گذاری در سهام شرکت‌هایی که واکنش تأخیری قیمت سهام آن‌ها بالاتر است، بازده بیشتری مطالبه می‌کنند. حساس یگانه و امید (۱۳۹۳)، پژوهشی با عنوان بررسی رابطه کیفیت اطلاعات حسابداری، تأخیر واکنش قیمت و بازدهی آتی سهام انجام دادند و نتایج نشان می‌دهد که کیفیت اقلام تعهدی با تأخیر واکنش قیمت سهام رابطه مستقیم و مربوط بودن با تأخیر واکنش سهام رابطه معکوس دارند. در این تحقیق بین پایداری سود و تأخیر واکنش سهام رابطه معناداری مشاهده نگردیده است. همچنین، در رابطه با فرضیه گروه دوم مشاهده گردید که تأخیر واکنش قیمت سهام قدرت تبیین بازده غیرعادی را ندارد. بحری ثالث و همکاران (۱۳۹۲)، در پژوهشی با عنوان ویژگی‌های هیأت مدیره و مربوط بودن اطلاعات حسابداری نشان دادند که ویژگی‌های هیأت مدیره یعنی اندازه هیأت مدیره، استقلال هیأت مدیره، دوگانگی نقش مدیرعامل از رئیس هیأت مدیره و دانش مالی هیأت مدیره بر مربوط بودن اطلاعات حسابداری تأثیر ندارد و ویژگی‌های هیأت مدیره از عوامل اصلی مؤثر بر مربوط بودن اطلاعات حسابداری نیست. همچنین نتایج نشان می‌دهد که بین اندازه موسسه حسابرسی و سودآوری شرکت و مربوط بودن اطلاعات حسابداری رابطه معناداری وجود دارد و بین اهرم مالی شرکت و اندازه شرکت و مربوط بودن اطلاعات حسابداری رابطه معناداری وجود ندارد. رهنمای رودپشتی و همکاران (۱۳۹۱)، طی پژوهشی با عنوان بررسی کارایی اطلاعاتی و حباب عقلایی قیمت بورس اوراق بهادار تهران و زیر بخش‌های آن با استفاده از آزمون نسبت واریانس و آزمون پایایی قیمت-سود نشان دادند که همبستگی بین متغیرهای مستقل با تغییرات ارزش سهام در همه سال‌های مورد مطالعه معنی‌دار نبوده و همبستگی در بین متغیرها با گذشت زمان بهبود نیافته است. مهرآذین و همکاران (۱۳۹۱)، در پژوهشی با عنوان شفافیت اطلاعات مالی و محتوای اطلاعاتی سود به این نتیجه رسیدن که در شرکت‌های شفاف‌تر، اطلاعات مرتبط با سود پیشاپیش در قیمت سهام لحاظ می‌شود. از این‌رو محتوای اطلاعاتی سود در این شرکت‌ها نسبت به دیگر شرکت‌ها کمتر است. مهرانی و همکاران (۱۳۹۱)، پژوهشی با عنوان رابطه بین مالکیت نهادی، تمرکز مالکیت نهادی و مربوط بودن ارزش اطلاعات حسابداری را انجام دادند و یافته‌های پژوهش نشان می‌دهند بین مالکیت نهادی و تمرکز مالکیت نهادی با مربوط بودن ارزش اطلاعات حسابداری روابط معناداری وجود دارد، ولی جهت این روابط متفاوت است. افزایش مالکیت نهادی، مربوط بودن ارزش اطلاعات صورت سود و زیان را افزایش می‌دهد؛ ولی مربوط بودن ارزش اطلاعات ترازنامه‌ای را کاهش می‌دهد. این در حالی است که افزایش تمرکز مالکیت نهادی، کیفیت اطلاعات حسابداری مندرج در صورت سود و زیان و به‌تبع آن مربوط بودن ارزش اطلاعات صورت سود و زیان را کاهش داده است؛ ولی مربوط بودن ارزش اطلاعات مندرج در ترازنامه را افزایش می‌دهد. خدای پور و محرمی (۱۳۹۱)، در پژوهشی با عنوان تأثیر افشای داوطلبانه بر مربوط بودن سود هر سهم به این نتیجه

دست یافتند که افشای داوطلبانه اثر معناداری بر مربوط بودن سود هر سهم ندارد. یک دلیل مهم برای این نتیجه‌گیری، می‌تواند ناتوانی سرمایه‌گذاران و سایر استفاده‌کنندگان از گزارش‌های مالی در استفاده از اطلاعات حسابداری افشا شده باشد. ستایش و ابراهیمی (۱۳۹۰)، پژوهشی با بررسی تأثیر سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر محتوای اطلاعاتی سود انجام داده و نتایج نشان می‌دهد که محتوای اطلاعاتی سود با تمرکز مالکیت و مالکیت نهادی رابطه مثبت و معناداری دارد. در این پژوهش، شواهدی دال بر وجود رابطه معنادار بین متغیرهای مالکیت مدیریتی، مالکیت نهادی، مالکیت شرکتی، ترکیب هیأت مدیره و اندازه هیأت مدیره با محتوای اطلاعاتی سود یافت نشد. دارابی و مرادلو (۱۳۹۰)، در پژوهشی با عنوان بررسی رابطه بین شفافیت اطلاعات و محتوای اطلاعاتی سود حسابداری به این نتیجه رسیدند که عدم وجود رابطه مثبت بین شفافیت اطلاعات با محتوای اطلاعاتی سود حسابداری است. پورحیدری و همکاران (۱۳۸۹)، در پژوهشی با عنوان بررسی محتوای اطلاعاتی سود حسابداری با در نظر گرفتن میزان کارایی بازار نشان دادند، ناکارایی بازار بر روی محتوای اطلاعاتی سودهای آتی و جریان‌های نقدی عملیاتی آتی تأثیر منفی دارد و بر روی محتوای اطلاعاتی اقلام تعهدی آتی و سود جاری تأثیری ندارد. ایزدی نیا و دری سدره (۱۳۸۹)، در پژوهشی با عنوان محتوای اطلاعاتی جزء غیرعملیاتی سود حسابداری در رابطه با پیش‌بینی سود و ارزش‌گذاری حقوق صاحبان سهام به این نتیجه دست یافتند که جزء غیرعملیاتی سود حسابداری در رابطه با پیش‌بینی سود غیرعادی آتی و همچنین در رابطه با ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت، دارای محتوای فزاینده اطلاعاتی است. علاوه بر این، جزء غیرعملیاتی سود حسابداری از ویژگی‌های "ارتباط با پیش‌بینی"، "ارتباط با ارزش" و "پیش‌بینی پذیری" برخوردار است. بالاخره، یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که مطابق با پیش‌بینی اولسن، بین دو ویژگی اجزای سود؛ یعنی ارتباط با پیش‌بینی و ارتباط با ارزش، پیوند و رابطه وجود دارد.

روش‌شناسی پژوهش

با توجه به اینکه، نتایج این پژوهش می‌تواند توسط سازمان بورس اوراق بهادار، سرمایه‌گذاران، شرکت‌ها، دانشگاه‌ها، سایر مراکز علمی- پژوهشی مورد استفاده قرار گیرد، از این‌رو، جزو پژوهش‌های کاربردی می‌باشد. از طرفی با بررسی ارتباط بین چند متغیر، در زمره تحقیقات همبستگی قرار دارد و از آنجا که جهت ارزیابی وضعیت موجود و تبیین آن از اطلاعات گذشته (پس از وقوع) بهره می‌برد، جزو تحقیقات پس رویدادی است. از لحاظ نوع استدلال در زمره پژوهش‌های استدلال استقرایی و از منظر تئوری جزو تئوری‌های اثباتی می‌باشد. احصاء متغیرها و جمع‌آوری داده‌ها در سه مرحله به شرح زیر انجام گرفت:

مرحله اول؛ برای شناسایی متغیرهای اثرگذار، به بررسی مطالعات صورت گرفته در داخل و خارج از کشور تا آخر خردادماه سال ۱۴۰۱ اقدام گردید. نتایج اولیه با شناسایی و مطالعه ۵۱۰ پژوهش (۱۸۵ مطالعه خارجی

و ۳۲۵ مطالعه داخلی) صورت گرفت، سپس با تعیین متغیرهای تبیین‌کننده در قالب ۸۳ متغیر و ۱۴ گروه در اختیار خبرگان قرار گرفت.

مرحله دوم: متغیرهای شناسایی شده در مرحله اول، با نظرخواهی از ۳۰ نفر از خبرگان مطابق با جدول ۱ طی دو مرحله مجزا در گروه‌های مختلف طبقه‌بندی گردید و در اختیار خبرگان امر قرار گرفت تا از روایی آن اطمینان حاصل شود.

جدول ۱- جمعیت شناسی مصاحبه شونده‌گان

مدرک تحصیلی	تعداد مصاحبه شونده‌گان	درصد تشکیل دهنده	جنسیت	تعداد مصاحبه شونده‌گان	درصد تشکیل دهنده	گروه	شرح	تعداد خبرگان
دکتری تخصصی	۲۶	۸۶/۶۶	آقا	۲۴	۸۰/۰۰	۱	اعضای هیأت علمی	۲۴
کارشناسی ارشد	۴	۱۴/۳۳	خانم	۶	۲۰/۰۰	۲	مدیران سازمان و شرکت بورس اوراق بهادار	۶
جمع	۳۰	۱۰۰/۰۰	جمع	۳۰	۱۰۰/۰۰		جمع	۳۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به جدول ۱، انتخاب خبرگان به صورت هدفمند و از اعضای هیأت علمی با درجه دانشیاری به بالا و دارای پژوهش و تجربه در زمینه بازار سرمایه و همچنین کارشناسان بازار سرمایه نیز شامل مدیران سازمان و شرکت بورس اوراق بهادار می‌باشد که نظرسنجی لازم صورت گرفت و ۶۵ متغیر در قالب ۱۲ گروه احصاء گردید.

مرحله سوم: جمع‌آوری اطلاعات شرکت‌ها با در نظر گرفتن شرایط زیر:

با توجه به اطلاعات جدول ۲، برای انتخاب نمونه آماری از روش حذف سیستماتیک استفاده گردید و شرایطی برای شرکت‌ها در نظر گرفته شد. در نهایت ۱۳۰ شرکت نمونه آماری پژوهش را بین سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ تشکیل دادند. لازم به توضیح است در اندازه‌گیری برخی متغیرها به اطلاعات حداقل ۶ سال گذشته نیاز بود که در این حالت از اطلاعات ۱۳۸۵ تا ۱۴۰۰ نیز استفاده گردید.

جدول ۲- انتخاب نمونه بر اساس محدودیت‌های پژوهش

۳۱۶	جامعه آماری در پایان سال ۱۴۰۰
(۸۴)	کسر می‌شود: شرکت‌هایی که سال مالی آن‌ها منتهی به ۲۹ اسفند نیست
(۴۲)	کسر می‌شود: شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها و بیمه‌ها
(۲۶)	کسر می‌شود: شرکت‌های دارای توقف نماد بیش از ۶ ماه
(۱۶)	کسر می‌شود: شرکت‌های دارای تغییر سال مالی
(۱۸)	کسر می‌شود: به دلیل محاسبات در سطح صنعت، صنایع کمتر از ۵ شرکت
(۱۸۶)	شرکت‌های حذف شده از جامعه آماری پژوهش
۱۳۰	نمونه نهایی پژوهش

منبع: یافته‌های پژوهشگر

تعریف عملیاتی متغیرها

نحوه اندازه‌گیری متغیرهای احصاء شده در پژوهش برای الگوسازی تبیین کارایی اطلاعاتی قیمت سهام به شرح جدول‌های ۳ و ۴ نشان داده می‌شود:

جدول ۳- تعریف عملیاتی متغیرهای وابسته

متغیر تبیین شونده	تعریف عملیاتی
	$P_{i,t} = V_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$ $V_{i,t} = \beta_{i,t} + \frac{(x_{i,t} - R_e * B_{i,t-1})\theta}{(1 + R_e - \theta)}$ $R_e = \left(\frac{DPS_t}{P_{t-1}} \right) + g_t$ $g_t = ROE_t * \left[1 - \left(\frac{DPS_t}{EPS_t} \right) \right]$ $X_{i,t+1} = \alpha_{i,t} + \theta_{i,t} X_{i,t}$
سرعت تعدیل قیمت سهام به ارزش ذاتی اوراق بهادار (مدل بلک)	$P_{i,t}$: قیمت سهام در پایان دوره $V_{i,t}$: ارزش ذاتی سهام در پایان دوره $\varepsilon_{i,t}$: عبارت اخلاص مدل در پایان دوره که مبنای سنجش رویکرد تعدیل قیمت سهام به ارزش ذاتی می‌باشد (قدر مطلق * ۱-) $x_{i,t}$: سود خالص هر سهم R_e : نرخ هزینه سرمایه ارزش ویژه: بر اساس مدل گوردون به صورت زیر اندازه‌گیری می‌شود. DPS_t : سود نقدی هر سهم در پایان دوره P_{t-1} : قیمت هر سهم در اول دوره ROE_t : نرخ بازده حقوق صاحبان سهام (سود خالص تقسیم بر حقوق صاحبان سهام) $B_{i,t-1}$: ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام هر سهم عادی در ابتدای دوره θ : ضریب استمرار سود باقیمانده

متغیر تبیین شونده	تعریف عملیاتی
سرعت تعدیل قیمت سهام به ارزش ذاتی اوراق بهادار (مدل آمیهود)	$P_{i,t} - P_{i,t-1} = \beta_0 + \beta_1(V_{i,t} - P_{i,t-1})$ $P_{i,t}$: قیمت سهام در پایان دوره $P_{i,t-1}$: قیمت سهام در اول دوره $V_{i,t}$: ارزش ذاتی سهام در پایان دوره
سرعت تعدیل قیمت به اطلاعات عمومی بازار (مدل همزمانی قیمت سهام)	$R_{it} = \beta_0 + \beta_1 r_{m,t} + \varepsilon$ R_{it} : بازده شرکت $r_{m,t}$: بازده بازار $SYNCH_{i,t} = \log\left(\frac{R_{i,t}^2}{1 - R_{i,t}^2}\right)$
سرعت تعدیل قیمت به اطلاعات خاص شرکت (مدل فاما)	$R_{it} - R_{ft} = \phi_0 + \phi_1(R_{mt} - R_{ft}) + \phi_2SMB_{it} + \phi_3HML_{it} + \varepsilon_{it}$ R یا همان بازده سالانه سهام، RF همان بازده بدون ریسک (نرخ سود سالانه اعلام شده بانک مرکزی) می‌باشد. $R - RF$ صرف ریسک، Rm یا درصد تغییرات شاخص بازده نقدی و قیمت (بازده بازار)، $Rm - Rf$ صرف بازار، از خطای مدل قدر مطلق گرفته شده و در منفی یک ضرب شده است. خطای کمتر نشان دهنده سرعت تعدیل بیشتر می‌باشد.

متغیرهای تبیین شونده پژوهش در جدول ۳، بر اساس مطالعات رهنمای رودپشتی و همکاران (۱۳۹۱) شناسایی و انتخاب گردید.

جدول ۴- تعریف عملیاتی متغیرهای مستقل (تبیین‌کننده)

متغیر تبیین‌کننده	تعریف عملیاتی متغیرها
چرخه تجاری	متغیرهای اقتصادی $\min \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(y_{t+1} - \hat{y}_t) - (y_t - \hat{y}_{t-1})]^2$ در رابطه مذکور پارامتر خطی λ فرآیند یکنواخت سازی جزء روند را کنترل می‌کند، به گونه‌ای که با افزایش ضریب خطی، سری مورد مطالعه یکنواخت‌تر می‌شود. در نرم‌افزار Eviews به صورت پیش فرض برای آن مقدار ۱۰۰ در نظر گرفته شده است اما با توجه به شرایط متفاوت در ایران و به پیروی از کرمی و افتخاری (۱۳۹۲) مقدار عدد λ در نرم‌افزار Eviews عدد ۴۰۰ در نظر گرفته شده است. لذا در این پژوهش نیز و با استفاده از فیلتر هادریک- پراسکات نمودار چرخه‌های تجاری به دست آمده است.
نوسانات تولید ناخالص داخلی	$\Delta \text{EconomicsGrowth}_t = \frac{\text{EconomicsGrowth}_t - \text{EconomicsGrowth}_{t-1}}{\text{EconomicsGrowth}_{t-1}}$ EconomicsGrowth_t: تولید ناخالص داخلی در پایان سال
نوسانات نرخ ارز	$\Delta \text{ExchangeRate}_t = \frac{\text{ExchangeRate}_t - \text{ExchangeRate}_{t-1}}{\text{ExchangeRate}_{t-1}}$

متغیر تبیین‌کننده	تعریف عملیاتی متغیرها
	$ExchangeRate_t$: نرخ ارز در پایان سال
نوسانات نرخ تورم	$\Delta InflationRate_t = \frac{InflationRate_t - InflationRate_{t-1}}{InflationRate_{t-1}}$
نوسانات حجم نقدینگی	$\Delta ExchangeCash\ volume_t = \frac{ExchangeCash\ volume_t - ExchangeCash\ volume_{t-1}}{ExchangeCash\ volume_{t-1}}$ $ExchangeCash\ volume_t$: حجم نقدینگی در سال
نوسانات نرخ بهره	$\Delta InterestRate_t = \frac{InterestRate_t - InterestRate_{t-1}}{InterestRate_{t-1}}$
نوسانات قیمت نفت	$\Delta Exchangeoil\ price_t = \frac{Exchangeoil\ price_t - Exchangeoil\ price_{t-1}}{Exchangeoil\ price_{t-1}}$ $Exchangeoil\ price_t$: قیمت نفتایران
عدم قطعیت سیاست اقتصادی	$MII_t = \frac{\left(\frac{CPI_t - CPI_{t-1}}{CPI_{t-1}}\right)}{\delta_{CPI}} + \frac{\left(\frac{EX_t - EX_{t-1}}{EX_{t-1}}\right)}{\delta_{EX}} + \frac{\left(\frac{M2_t - M2_{t-1}}{M2_{t-1}}\right)}{\delta_{M2}}$ مجموع وزنی درصد تغییر در سطح عمومی قیمت‌ها (CPI)، درصد تغییر در نرخ ارز غیررسمی (EX) و درصد تغییر در حجم نقدینگی (M2) تعریف شده است. وزن هر متغیر معکوس انحراف معیار است. مقدار بیشتر این شاخص به معنای بی‌ثباتی بیشتر است
عوامل صنعت	
تعداد شرکت‌های فعال صنعت	در پژوهش حاضر به علت اینکه سرعت گردش محصول و جریان‌های نقدی در صنایع غذایی و دارویی بیشتر از سایر صنایع می‌باشد، لذا این دو صنعت به‌صورت آنی تحت تأثیر سایر عوامل کلان اقتصادی و خرد قرار دارند اما صنایع سرمایه‌ای تأثیرپذیری کمتری دارند. برای این منظور صنایع غذایی و دارویی عدد یک و بقیه صنایع عدد صفر اختیار کردند.
نوع صنعت	تعداد شرکت‌های فعال در هر صنعت نشانگر پویایی اقتصادی و رقابت‌پذیری بیشتر در آن صنعت می‌باشد. برای این منظور از تعداد شرکت‌های فعال در بورس تهران میانه گرفته شد و صناعی که بیشتر از میانه باشند عدد یک به‌منزله صنایع پویا و بقیه عدد صفر اختیار کردند.
کیفیت اطلاعات مالی	
کیفیت اطلاعات مالی (مدل جونز)	$TACct/At-1 = \beta_0 + \beta_11/At-1 + \beta_2\Delta RV/Vt/At-1 + \beta_3PPtt/At-1 + \varepsilon$ TACC: کل اقلام تعهدی (سود خالص - جریان‌های نقد عملیاتی) REV: درآمد شرکت PPE: اموال و ماشین‌آلات ناخالص ε : خطای مدل بیانگر کیفیت گزارشگری مالی می‌باشد. از خطای قدر مطلق گرفته شده و در منفی یک ضرب می‌شود. هر چه خطا به صفر نزدیک‌تر باشد، به میزان کیفیت اطلاعات افزوده می‌شود.
کیفیت اطلاعات مالی (مدل تعدیل شده جونز)	$AACct = \beta_0 + \beta_11/AA_{t-1} + \beta_2(RRV/Vt - RRECT) + \beta_3PPtt + \varepsilon$ TACC: کل اقلام تعهدی (سود خالص - جریان‌های نقد عملیاتی) REV: درآمد شرکت REC: حساب‌های دریافتنی

متغیر تبیین‌کننده	تعریف عملیاتی متغیرها
	PPE: اموال و ماشین‌آلات ناخالص ε: خطای مدل بیانگر کیفیت گزارشگری مالی می‌باشد. از خطای قدر مطلق گرفته شده و در منفی یک ضرب می‌شود. هرچه خطا به صفر نزدیک‌تر باشد، به میزان کیفیت اطلاعات افزوده می‌شود.
کیفیت اطلاعات مالی (مدل کازنیک)	$AACt = \beta_0 + \beta_1 AA_{t-1} + \beta_2 (RRV_{t-1} - RRECT) + \beta_3 PP_{tt} + \beta_4 \Delta CFO_{tt} + \varepsilon$ TACC: کل اقلام تعهدی (سود خالص - جریان‌های نقد عملیاتی) REV: درآمد شرکت REC: حساب‌های دریافتنی PPE: اموال و ماشین‌آلات ناخالص CFO: جریان‌های نقدی ε: خطای مدل بیانگر کیفیت گزارشگری مالی می‌باشد. از خطای قدر مطلق گرفته شده و در منفی یک ضرب می‌شود. هرچه خطا به صفر نزدیک‌تر باشد، به میزان کیفیت اطلاعات افزوده می‌شود.
کیفیت اطلاعات مالی (مدل کوتاری)	$AACt = \beta_0 + \beta_1 AA_{t-1} + \beta_2 (RRV_{t-1} - RRECT) + \beta_3 PP_{tt} + \beta_4 ROA_{tt} + \varepsilon$ TACC: کل اقلام تعهدی (سود خالص - جریان‌های نقد عملیاتی) REV: درآمد شرکت REC: حساب‌های دریافتنی PPE: اموال و ماشین‌آلات ناخالص ROA: نرخ بازده دارایی‌ها ε: خطای مدل بیانگر کیفیت گزارشگری مالی می‌باشد. از خطای قدر مطلق گرفته شده و در منفی یک ضرب می‌شود. هرچه خطا به صفر نزدیک‌تر باشد، به میزان کیفیت اطلاعات افزوده می‌شود.
قابلیت مقایسه اطلاعات مالی	$E(II)_{tt} = \hat{\beta}_{ii} + \hat{\beta}_{ij} RET_{tt}$ $E(NI)_{tt} = \hat{\beta}_{jj} + \hat{\beta}_{ij} RET_{tt}$ $ACOMP_{tt} = -\frac{1}{4} \sum_{i=3}^t ((NI)_{tt} - ((NI)_{tt})$ $ACOMP_{tt} = \frac{\sum_{j=1}^{n-1} ACOMP_{ijt}}{n-1}$ RTT: بازده شرکت II: سود خالص
کیفیت افشا	چک لیست افشای جنسن (۱۹۷۶)
هموارسازی سود	$ES = \frac{SD \text{ net income}}{SD CFO}$ net income: سود خالص CFO: جریان‌های نقد عملیاتی
پایداری سود	$tt = \beta_0 + \beta_1 tt - 1 + \varepsilon$ Et: سود خالص

تعریف عملیاتی متغیرها	متغیر تبیین‌کننده
$CFO_t = \beta_0 + \beta_1 \text{tt} - 1 + \varepsilon$ CFO: جریان‌های نقد عملیاتی Et: سود خالص	قابلیت پیش‌بینی سود
$CAR_i = \alpha + b(SUE_i) + e_i$ CAR _i : بازده‌های غیرعادی شرکت که از طریق مدل فاما و فرنچ محاسبه می‌گردد: e _{iq} : سود تحقق یافته هر سهم در سال جاری	ضریب واکنش سود
معیارهای ریسک	
$ROA = \frac{\text{opincome}}{\text{Asset}}$ Opincome: سود عملیاتی	انحراف معیار بازده دارایی‌ها
اگر شرکت سه سال مستمر زیان ده بوده و همزمان مشمول ماده ۱۴۱ قانون تجارت باشد و سود تقسیمی بیش از ۴۰٪ کاهش داشته باشد، شرکت به‌عنوان شرکت با ریسک بحران مالی محسوب می‌شود.	ریسک بحران مالی
$\text{Opincome} = \beta_0 + \beta_1 \text{income} + \varepsilon$ Opincome: سود عملیاتی Income: سود خالص	ریسک تجاری
$\text{netincome} = \beta_0 + \beta_1 \text{opincome} + \varepsilon$	ریسک مالی
$\text{Beta} = \frac{\text{cov}(\text{بازدهی بازار بازدهی سهام})}{\text{var}(\text{بازار})}$	ریسک سیستماتیک
واریانس تفاوت بازده بازار و بازده واقعی شرکت	ریسک غیرسیستماتیک
ویژگی‌های نظارتی	
$\text{مجموع فروش‌های تمام صاحبکاران یک مؤسسه حسابرسی خاص در یک صنعت خاص} = \frac{\text{مجموع فروش‌های صاحبکاران کل آن صنعت}}{\text{مجموع فروش‌های صاحبکاران کل آن صنعت}}$ = سهم بازار حسابرسان	تخصص صنعت حسابرس
اگر حسابرس مستقل واحد مورد بررسی یکی از مؤسسات حسابرسی مفید راهبر، سازمان حسابرسی و مؤسسات رتبه الف باشد عدد ۱ تعلق می‌گیرد و اگر مؤسسات دارای رتبه ب، ج، د باشد عدد صفر اختیار کرده است.	اندازه حسابرس
اگر اظهارنظر حسابرس مقبول باشد، عدد یک و در صورت گزارش تعدیل‌شده (مشروط، عدم اظهارنظر، مردود) عدد صفر اختیار کرده است.	نوع اظهارنظر حسابرس
اگر دوره تصدی حسابرس بیشتر از میانه حسابرسان باشد، عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر اختیار کرده است.	دوره تصدی حسابرس
از نسبت اعضای مستقل (خارج از مجموعه‌های گروه) به کل اعضای کمیته حسابرسی محاسبه شده است.	استقلال کمیته حسابرسی

متغیر تبیین‌کننده	تعریف عملیاتی متغیرها
تخصص مالی رئیس کمیته حسابرسی	چنانچه رئیس کمیته حسابرسی از اعضای دارای مدارک حرفه‌ای از قبیل عضویت در جامعه حسابداران رسمی ایران و انجمن حسابرسان داخلی و انجمن‌های حرفه‌ای بین‌المللی و حداقل مدرک کارشناسی حسابداری باشد، عدد ۱ در غیر این صورت ۰ در نظر گرفته شده است.
تخصص مالی اعضای کمیته حسابرسی	از نسبت اعضای دارای مدارک حرفه‌ای از قبیل عضویت در جامعه حسابداران رسمی ایران و انجمن حسابرسان داخلی و انجمن‌های حرفه‌ای بین‌المللی حداقل مدرک کارشناسی حسابداری باشد. برای سنجش اعضای متخصص مالی از نسبت اعضای دارای مدارک فوق به کل اعضا استفاده شده است
توان حاکمیت شرکتی	
مالکیت نهادی	مجموع سهام نگهداری شده به‌وسیله سهامداران با مالکیت بیش از ۵٪
تعداد اعضای هیأت مدیره	از تعداد اعضای هیأت مدیره میانه گرفته شده و شرکت‌های بالای میانه عدد یک و کمتر از میانه صفر
استقلال هیأت مدیره	از تقسیم تعداد اعضای غیرموظف هیأت مدیره به تعداد کل اعضای هیأت مدیره
مالکیت مدیریتی	درصد سهام نگهداری شده از کل سرمایه شرکت توسط اعضای هیأت مدیره به‌عنوان مالکیت مدیریتی تعریف می‌شود
مالکیت دولتی	از نسبت سهام تحت تملک دولت به کل سرمایه شرکت استفاده شده است.
دوگانگی مدیرعامل	منظور از دوگانگی نقش مدیرعامل آن است که مدیرعامل هم‌زمان رئیس یا نائب رئیس هیأت مدیره باشد، عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر اختیار کرده است
دانش مالی مدیرعامل	در این تعریف افرادی دارای دانش مالی می‌باشند که مدرک دانشگاهی یا مدرک حرفه‌ای داخلی یا معتبر بین‌المللی در امور مالی حسابداری، حسابرسی، مدیریت مالی، اقتصاد، سایر رشته‌های مدیریت با گرایش مالی یا اقتصادی را داشته باشند عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر اختیار کردند.
جنسیت زن در هیأت مدیره	شرکت‌هایی که از خانم‌ها در هیأت مدیره آن‌ها استفاده شود، عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر اختیار کردند.
توانایی مدیریت	$Max\theta = \frac{Sales}{v_1 COGS + v_2 SG\&A + v_3 PPA + v_3 Opleas + v_3 R\&D + v_3 GOODWILL + v_4 INTANG}$ $Firm\ Efficiency_{j,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Size_{j,t} + \alpha_2 Marketshare_{j,t} + \alpha_3 FreeCashFlowIndicator_{j,t} + \alpha_4 Age_{j,t} + \alpha_5 ForeignCurrencyIndicator_{j,t} + \varepsilon_{j,t}$ متغیرهای ورودی: Sales: فروش شرکت i در سال t متغیرهای خروجی: COGS = بهای تمام شده کالای فروش رفته شرکت i در سال t SG&A = هزینه‌های فروش، عمومی و اداری شرکت i در سال t PPA = خالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات شرکت i در سال t INTANG = خالص دارایی‌های نامشهود شرکت i در سال t

متغیر تبیین‌کننده	تعریف عملیاتی متغیرها
	$Opleas_t$ = هزینه اجاره عملیاتی شرکت i در سال t $R\&D_t$ = هزینه تحقیق و توسعه شرکت i در سال t $GOODWILL_t$ = سرقتی خریداری شده شرکت i در سال t
سهام شناور	مقدار سهمی است که انتظار می‌رود در آینده نزدیک قابل معامله باشد. به عبارتی در اختیار شرکت برای فروش قرار دارد.
معیارهای بازار	
معیار حجم معاملات	میانگین حسابی حجم ریالی معاملات.
نسبت گردش سهام	تعداد سهام معامله شده روزانه تقسیم بر تعداد سهام در دست سهامداران.
نرخ رشد قیمت سهام	برابر است با میزان تغییرات قیمت هر سهم در هر سال.
بازده سهام	$R_{i,t} = \frac{P_{i,t}(1+\alpha+\beta) - (P_{i,t-1} + c\alpha) + DPS}{P_{i,t-1} + c\alpha}$
ارزش بازار به ارزش دفتری	از طریق تقسیم ارزش بازار هر سهم به ارزش دفتری هر سهم به دست آمده است.
قیمت به سود هر سهم	از طریق قیمت هر سهم به سود هر سهم به دست آمده است.
قیمت به فروش هر سهم	از طریق تقسیم قیمت هر سهم به فروش به دست آمده است.
ویژگی‌های سیاسی	
اندازه شرکت	$F_size_{i,t} = \ln(Assets_{i,t})$
نسبت بدهی‌های بلندمدت	$F_Lev_{i,t} = \frac{liability_{i,t}}{Assets_{i,t}}$
نسبت فروش صادراتی	$F_sales_{i,t} = \frac{Foreign\ sales_{i,t}}{Total\ sales_{i,t}}$
ویژگی‌های مدیریت	
توانایی مدیریت	$Max\theta = \frac{Sales}{v_1 COGS + v_2 SG\&A + v_3 PPA + v_4 Opleas + v_5 R\&D + v_6 GOODWILL + v_7 INTANG}$
ویژگی‌های عملکردی	
نرخ بازده دارایی‌ها	از تقسیم سود (زیان) عملیاتی به کل دارایی‌ها به دست آمده است

تعریف عملیاتی متغیرها						متغیر تبیین‌کننده
از تقسیم ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به کل دارایی‌ها به دست آمده است.						نرخ بازده حقوق صاحبان سهام
برابر است با تغییرات سود هر سهم.						رشد سود هر سهم
از تقسیم ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به کل دارایی‌ها به دست آمده است.						حقوق صاحبان سهام به دارایی‌ها
استراتژی‌های شرکت						
(۱) شدت تبلیغات: هزینه تبلیغات تقسیم بر کل فروش (۲) شدت تحقیق و توسعه: هزینه‌های تحقیق و توسعه تقسیم بر کل فروش (۳) تازگی ماشین‌آلات و تجهیزات: خالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات تقسیم بر ناخالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات (۴) سربار غیر تولیدی: هزینه‌های اداری، عمومی و فروش تقسیم بر کل دارایی‌ها (۵) سطح موجودی: موجودی مواد و کالا تقسیم بر کل دارایی‌ها						انحراف استراتژیک از صنعت
(۶) اهرم مالی: کل بدهی تقسیم بر کل دارایی‌ها- ابتدا ۶ منبع استقرار استراتژی برای هر شرکت در هر صنعت محاسبه می‌گردد؛ سپس هر بعد استراتژیک را استانداردسازی می‌کنیم از طریق این فرمول: $Z = \frac{x-\mu}{\sigma}$ (لازم به ذکر است در این فرمول Z نمره استاندارد برای داده‌های X می‌باشد، X مقدار مشاهده متغیر در هر سال، μ میانگین صنعت در هر سال، σ انحراف معیار متغیر در سه سال گذشته می‌باشد. در نهایت عدد به دست آمده به ۱۰۰ تقسیم می‌شود تا درصد انحراف استراتژیک محاسبه گردد.						
$\text{Business diversification} = \sum_{i=1}^n (P_i \text{LN} \frac{1}{P_i})$ P_i: قسمتی از فروش بخش تجاری به‌عنوان درصدی از کل فروش شرکت است. N: تعداد بخش‌های تجاری شرکت.						متنوع سازی تجاری
$\text{Geographical diversification} = \sum_{i=1}^n (P_i \text{LN} \frac{1}{P_i})$ P_i: قسمتی از فروش صادراتی بخش تجاری به‌عنوان درصدی از کل فروش شرکت است.						متنوع سازی جغرافیایی
	نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌ها	نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	تعداد کارکنان به فروش	هزینه تبلیغات به فروش	رشد فروش	استراتژی‌های تجاری کسب‌وکار
	۵	۱	۱	۱	۱	
	۴	۲	۲	۲	۲	
	۳	۳	۳	۳	۳	
	۲	۴	۴	۴	۴	
	۱	۵	۵	۵	۵	
ویژگی‌های محدودیت مالی						

متغیر تبیین‌کننده	تعریف عملیاتی متغیرها
سن شرکت	از لگاریتم طبیعی تفاوت سال مورد بررسی و سال تأسیس شرکت به دست آمده است.
چرخه عمر شرکت	با استفاده از مدل آنتونی و رامش (شرکت‌های فعال در گروه شرکت‌های نوپا عدد یک و بقیه صفر)
سود نقدی به سود هر سهم	از تقسیم سود نقدی هر سهم به سود هر سهم به دست آمده است.
سود انباشته به دارایی‌ها	از تقسیم سود انباشته به کل دارایی‌های هر سال به دست آمده است.

* لازم به ذکر است به غیر از متغیرهایی که فرآیند جمع‌آوری و گزارشگری آن‌ها ذاتاً به‌صورت مجازی (صفر و یک) ختم می‌شود، بقیه متغیرها از طریق اعمال میانه و انتخاب مقادیر بالای میانه، تحلیل‌های آماری صورت گرفته است.
منبع: یافته‌های پژوهشگر

یافته‌های پژوهش

در ادامه پژوهش ابتدا یافته‌های توصیفی و سپس یافته‌های استنباطی ارائه می‌گردد.

جدول ۵- آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرهای پژوهش	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
نوسانات تولید ناخالص داخلی	۰/۳۶۳۰	۰/۷۹۱۲	-۰/۰۴۹	۲/۷۱۰۴
نوسانات نرخ ارز	۰/۴۴۷۶	۰/۵۷۲۸	۰/۰۲۶۰	۱/۶۳۱۹
نوسانات نرخ تورم	۰/۱۹۰۷	۰/۸۳۳۰	-۰/۹۸۸۸	۲/۲۵
نوسانات حجم نقدینگی	۰/۷۵۵	۰/۱۵۲۰	۰/۵۵۸۷	۰/۹۷۶۴
نوسانات نرخ بهره	۰/۰۱۳۴۴	۰/۱۷۱۶	-۰/۲۲۵	۰/۴
نوسانات قیمت نفت	۰/۱۹۶۲	۰/۷۷۶۳	-۰/۵۶۶۰	۱/۷۳۵۲
عدم قطعیت سیاست اقتصادی	۲/۵۸۴۰	۱/۰۸۷۶	۱/۴۱۵۲	۵/۱۵۱۲
کیفیت اطلاعات مالی (مدل جونز)	-۰/۰۹۵۰	۰/۱۵۵۶	-۰/۹۷۰۰	-۰/۰۰۰۱
کیفیت اطلاعات مالی (مدل تعدیل‌شده جونز)	-۰/۱۳۵۲	۰/۱۵۰۴	-۰/۹۹۳۰	۰/۰۰۰۰
کیفیت اطلاعات مالی (مدل کازنیک)	-۰/۱۰۰۲	۰/۱۳۶۶	-۰/۹۶۱۹	۰/۰۰۰۰
کیفیت اطلاعات مالی (مدل کوتاری)	-۰/۰۶۳۴	۰/۰۸۴۳	-۰/۹۲۲۹	۰/۰۰۰۰
قابلیت مقایسه اطلاعات مالی	-۰/۰۶۰۸	۰/۰۷۶۰	-۰/۷۶۴۴	-۰/۰۰۴۴
کیفیت افشا	۰/۲۱۴۷	۰/۰۴۸۹	۰/۰۸۰۶	۰/۴۱۹۳

پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی
دوره ۱۷/ پیاپی ۶۸/ زمستان ۱۴۰۴

متغیرهای پژوهش	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
هموارسازی سود	۱/۴۲۶۱	۲/۵۶۶۲	۰/۰۱۲۵	۵۰/۴۴۶۵
پایداری سود	۰/۳۳۰۸	۱/۰۶۷۲	-۱۱/۸۲۵	۱۰/۸۲۷۲
قابلیت پیش‌بینی سود	۰/۶۵۸۹	۰/۷۰۲۵	۰/۰۳۵۱	۶/۲۸۷۳
ضریب واکنش سود	۰/۳۴۳۵	۰/۲۹۸۰	۰/۰۰۱۷	۰/۹۲
انحراف معیار بازده دارایی‌ها	۰/۰۷۴۲	۰/۰۴۲۶	۰/۰۰۲۷	۰/۲۸۷۴
ریسک تجاری	۰/۳۶۶۲	۰/۲۶۱۴	۰/۰۰۰۱	۰/۹۹۲۰
ریسک مالی	۰/۸۰۸۲	۰/۲۲۵۶	۰/۰۱۵۵	۰/۹۹۸۷
ریسک سیستماتیک	۰/۵۱۷۸	۰/۹۰۸۲	-۳/۷۸۱۰	۶/۵۵۵۸
ریسک غیرسیستماتیک	۰/۶۱۸۸	۱/۱۸۲۹	-۴/۵۴۱۶	۱۰/۲۹۵۵
تخصص صنعت حسابرسان	۰/۱۵۱۱	۰/۲۰۷۵	۰/۰۰۰۱	۰/۹۲۱۶
دوره تصدی حسابرسان	۴/۰۱	۱/۹۶	۱	۶
استقلال کمیته حسابرسان	۰/۴۰۰۸	۰/۳۰۷۰	۰	۰/۸۰
تخصص مالی اعضای کمیته حسابرسان	۰/۲۶۸۵	۰/۲۷۱۱	۰	۱
مالکیت نهادی	۰/۷۱۳۸	۰/۱۸۵۱	۰/۰۷	۰/۹۵
تعداد اعضای هیأت مدیره	۵/۰۱۴۵	۰/۲۴۴۳	۳	۷
استقلال هیأت مدیره	۰/۶۴۱۷	۰/۱۶۷۶	۰	۰/۸۰
مالکیت مدیریتی	۰/۲۳۳۹	۰/۲۱۵۵	۰/۰۵۲۵	۰/۸۱۸۸
مالکیت دولتی	۰/۰۵۸۵	۰/۱۲۲۲	۰	۰/۵۱
توانایی مدیریت	۰/۰۰۲	۰/۰۹۶۱	-۰/۵۸۱۸	۰/۱۴۳۸
سهام شناور	۰/۳۰۸۶	۰/۱۹۷۲	۰/۰۵۰۰	۰/۹۳۳۱
معیار حجم معاملات	۰/۰۰۲۳	۰/۰۰۳۱	۰/۰۰۰۰	۰/۰۳۲۰
نسبت گردش سهام	۰/۰۱۹۹	۰/۰۲۵۶	۰/۰۰۳۹	۰/۳۷۴۴
نرخ رشد قیمت سهام	۰/۷۰۹۵	۱/۹۱۸۷	-۰/۹۶۵۹	۲۴/۲۳۴۲
بازده سهام	۰/۹۸۰۱	۱/۹۴۰۶	-۰/۹۳۲۴	۲۴/۲۴۷۵
ارزش بازار به ارزش دفتری	۲/۸۵۰۶	۳/۸۴۴۰	-۳/۶۴۷۹	۷۳/۰۵۲۹
قیمت به سود هر سهم	۷/۴۸۴	۹/۱۹۵	-۲۳/۸۴۰	۲۴/۰۱۹
قیمت به فروش هر سهم	۰/۹۷۳	۰/۹۱۹	۰/۱۲۷	۳/۷۲۶
اندازه شرکت	۱۴/۴۵	۱/۵۰۱۶	۱۰/۳۵۲۱	۲۰/۷۶۸۶
نسبت بدهی‌های بلندمدت	۰/۰۷۳۶	۰/۰۹۳۷	۰/۰۰۰۰	۰/۸۹۱۵
نسبت فروش صادراتی	۰/۱۳۳۳	۰/۹۱۲۹	۰/۰۰۰۰	۰/۸۱۳۰

متغیرهای پژوهش	میانگین	انحراف معیار	حدافل	حداکثر
توانایی مدیریت	۰/۰۰۲	۰/۰۹۶۱	-۰/۵۸۱۸	۰/۱۴۳۸
نرخ بازده دارایی‌ها	۰/۱۳۵۴	۰/۱۵۳۱	-۰/۵۸۱۱	۰/۸۳۰۳
نرخ بازده حقوق صاحبان سهام	۰/۴۶۱	۰/۳۷۶	-۰/۹۲۴	۲/۵۴۷
رشد سود هر سهم	۰/۰۳۸۸	۰/۶۸۸۳	۰/۹۸۷۲	-۰/۹۶۳۱
حقوق صاحبان سهام به دارایی‌ها	۰/۶۳۶۷	۰/۷۶۹۹	-۰/۴۶۹۱	۰/۹۰۰۳
انحراف استراتژیک از صنعت	۰/۵۹۹۰	۱/۱۷۵۶	۰/۰۰۸۷	۴/۶۵۳۲
متنوع سازی تجاری	۰/۹۰۹۹	۰/۵۳۵۵	۰/۱۱۰۰	۱/۸۶۶۸
متنوع سازی جغرافیایی	۱/۱۱۰۴	۰/۵۵۱۶	۰/۰۲۵۵	۰/۰۵۰۱
سن شرکت	۳/۶۱۴۶	۰/۳۷۴۹	۲/۳۹۷۸	۰/۲۳۴۱
سود نقدی به سود هر سهم	۰/۲۴۰۱	۰/۳۵۶۰	۰/۰۲۸۱	۰/۹۰۲۳
سود انباشته به دارایی‌ها	۰/۱۶۱۸	۰/۲۲۹۸	-۰/۸۳۱۷	۰/۸۴۰۴
نرخ رشد	۰/۰۰۶۲	۲/۱۰۱۸	-۷۲/۶۹۵۶	۷/۶۵۹
نرخ هزینه سرمایه	۰/۰۸۴۸	۲/۱۰۴۲	-۷۲/۶۹۵۶	۷/۱۸۶۵
تتا (ضریب استمرار)	۰/۴۳۰۹	۲/۲۱۴۴	-۱۳/۰۹۹۹	۴۱/۳۰۵۰
سرعت تعدیل قیمت سهام به ارزش ذاتی اوراق بهادار (مدل بلک)	-۱/۰۹۵۴	۱/۴۵۷۱	-۲۳/۵۳۸۳	-۰/۰۰۰۲
سرعت تعدیل قیمت سهام به ارزش ذاتی اوراق بهادار (مدل آمیهود)	-۴/۳۰۰۰	۱/۳۵۸۰	-۱/۴۶۹۲	۷/۲۶۴۶
سرعت تعدیل قیمت به اطلاعات عمومی بازار (مدل همزمانی قیمت سهام)	-۰/۰۹۸۷	۰/۹۱۷۸	-۶/۰۲۲۱	۱/۹۹۰۳
سرعت تعدیل قیمت به اطلاعات خاص شرکت (مدل فاما)	-۰/۴۰۰۷	۰/۱۵۵۱	-۰/۷۰۲۹	-۰/۰۵۴۸

منبع: یافته‌های پژوهشگر

مطابق جدول ۵، یافته‌های پژوهش برای متغیرها نشان می‌دهد، به‌طور میانگین نوسانات تولید ناخالص داخلی برابر با ۳۶ درصد می‌باشد. به عبارتی سالانه شاهد افزایش ۳۶ درصدی طی ۱۰ سال اخیر در تولید ناخالص داخلی بودیم. میانگین نوسانات نرخ ارز نشان می‌دهد، شاهد افزایش ۴۴ درصدی در این متغیر بودیم. میانگین تورم نیز نشان از افزایش ۱۹ درصدی طی دوره پژوهش حکایت می‌کند. میانگین خطای کیفیت گزارشگری مالی برای مدل تعدیل‌شده جونز بیشتر از سایر مدل‌ها می‌باشد. میانگین ریسک مالی نیز نشان می‌دهد که از ریسک سیستماتیک و ریسک تجاری بیشتر بوده است. میانگین توانایی مدیران نیز از عملکرد پایین میزان در

بورس تهران حکایت دارد. میانگین متغیرهای مربوط به کارایی قیمت سهام نیز نشان می‌دهد در پایین‌ترین سطح ممکن قرار دارد و میزان انحرافات بیشتر بوده که حکایت از کارایی ضعیف بازار سرمایه ایران دارد. میانگین رویکرد سرعت تعدیل قیمت سهام به ارزش ذاتی در مدل‌های بلک و آمیهود به ترتیب برابر با (۱۰۹۵-) و (۴/۳۰۰-) می‌باشد. در رویکرد سرعت تعدیل قیمت به اطلاعات عمومی بازار، میانگین نسبت به رویکرد ارزش ذاتی و اطلاعات خاص شرکت پایین‌تر می‌باشد.

جدول ۶- توزیع فراوانی اندازه حسابرس

توضیحات	تعداد	درصد
سایر مؤسسات	۹۰۰	۶۵/۶۹
سازمان حسابرسی-مفید راهبر و الف	۴۷۰	۳۴/۳۱
مجموع	۱۳۷۰	۱۰۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۶ نشان می‌دهد، توزیع فراوانی متغیر اندازه حسابرس از رسیدگی ۳۵ درصدی مؤسسات الف، مفید راهبر و سازمان حسابرسی در امر حسابرسی حکایت دارد.

جدول ۷- توزیع فراوانی متغیر نقش دوگانه مدیرعامل

توضیحات	تعداد	درصد
۰	۱۱۴۱	۸۳/۲۸
۱	۲۲۹	۱۶/۷۲
مجموع	۱۳۷۰	۱۰۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۷ نشان می‌دهد، ۱۶ درصد مدیران همزمان در هیأت مدیره شرکت‌ها به‌عنوان عضو هیأت مدیره فعال هستند.

جدول ۸- توزیع فراوانی متغیر نقش جنسیت

توضیحات	تعداد	درصد
عدم حضور بانوان	۱۳۳۵	۹۷/۵۲
حضور بانوان	۳۴	۲/۴۸
مجموع	۱۳۷۰	۱۰۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول (۸) نشان می‌دهد، ۲/۴۸ هیأت مدیره شرکت‌های بورسی را بانوان تشکیل می‌دهد.

جدول ۹- توزیع فراوانی متغیر استراتژی کسب‌وکار

توضیحات	تعداد	درصد
شرکت‌هایی که تدافعی هستند	۵۹۹	۴۳.۷
شرکت‌هایی که تهاجمی هستند	۷۷۱	۵۶.۳
مجموع	۱۳۷۰	۱۰۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۹ نشان می‌دهد، ۵۶ درصد شرکت‌های بورسی استراتژی تهاجمی را در کسب‌وکارهای خود الگو قرار می‌دهند.

جدول ۱۰- توزیع فراوانی متغیر ریسک بحران مالی

توضیحات	تعداد	درصد
شرکت‌های فاقد ریسک بحران مالی	۹۵۴	۶۹.۶۳
شرکت‌های دارای ریسک بحران مالی	۴۱۶	۳۰.۳۷
مجموع	۱۳۷۰	۱۰۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۱۰ نشان می‌دهد، ۳۰ شرکت‌های فعال در بورس تهران دارای ریسک بحران مالی را تجربه می‌کنند.

جدول ۱۱- توزیع فراوانی اظهارنظر حسابرس

توضیحات	تعداد	درصد
اظهارنظر تعدیل‌شده	۸۱۳	۶۹.۶۳
اظهارنظر تعدیل نشده	۵۵۷	۳۰.۳۷
مجموع	۱۳۷۰	۱۰۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۱۱ نشان می‌دهد، طی سال‌های مطالعه این پژوهش تقریباً ۷۰ درصد گزارش‌های شرکت‌های فعال در بورس تهران اظهارنظر تعدیل شده را از حساب‌رسان دریافت می‌کنند.

جدول ۱۲- متغیر تخصص مالی رئیس کمیته حسابرسی

توضیحات	تعداد	درصد
عدم تخصص	۶۷۸	۵۵/۰۱
تخصص	۵۵۵	۴۰/۹۹
مجموع	۱۲۳۳	۱۰۰

منبع: یافته های پژوهشگر

جدول ۱۲ نشان می‌دهد، میزان تخصص مالی روسای کمیته حسابرسی در ایران ۴۱ درصد می‌باشد.

جدول ۱۳- توزیع فراوانی نوع صنعت

توضیحات	تعداد	درصد
صنایع مصرفی	۴۲۰	۳۰/۶۶
سایر صنایع	۹۵۰	۶۹/۳۴
مجموع	۱۳۷۰	۱۰۰

منبع: یافته های پژوهشگر

جدول ۱۳ از مصرفی بودن ۳۱ درصدی شرکت‌های بورسی حکایت دارد.

جدول ۱۴- توزیع فراوانی متغیر چرخه تجاری

سال	چرخه تجاری	
۱۳۸۹	رکود	۱
۱۳۹۰	رکود	۱
۱۳۹۱	رونق	۰
۱۳۹۲	رونق	۰
۱۳۹۳	رونق	۰
۱۳۹۴	رونق	۰
۱۳۹۵	رونق	۰
۱۳۹۶	رونق	۰
۱۳۹۷	رکود	۱
۱۳۹۸	رکود	۱
۱۳۹۹	رکود	۱
۱۴۰۰	رونق	۰

منبع: یافته های پژوهشگر

جدول ۱۴ توزیع فراوانی متغیر چرخه تجاری نشان از رکود اقتصادی در سال‌های ۸۹، ۹۰ و ۹۷ تا ۹۹ حکایت دارد.

جدول ۱۵- توزیع فراوانی متغیر چرخه عمر شرکت

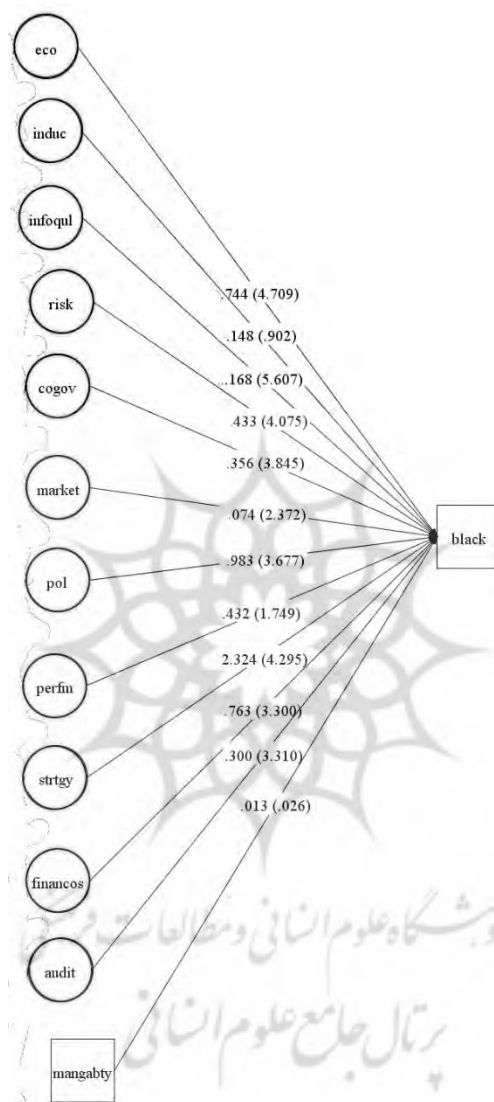
درصد فراوانی	تعداد مشاهدات	وجود/عدم وجود	مراحل عمر شرکت
۸۵/۶۹	۱۱۷۴	۰	مرحله رشد
۱۴/۳۰	۱۹۶	۱	
۱۰۰/۰۰	۱۳۷۰		
۳۱/۳۱	۴۲۹	۰	مرحله بلوغ
۶۸/۶۹	۹۴۱	۱	
۱۰۰/۰۰	۱۳۷۰		
۸۵/۳۲	۱۱۶۹	۰	مرحله افول
۱۴/۶۸	۲۰۱	۱	
۱۰۰/۰۰	۱۳۷۰		

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۱۵ نشان می‌دهد، ۱۵ درصد شرکت‌های بورسی دوران رشد، ۶۹ درصد دوران بلوغ و ۱۵ درصد شرکت‌ها نیز در مرحله افول عمر خود قرار دارند.

یافته‌های استنباطی تحلیل مسیر

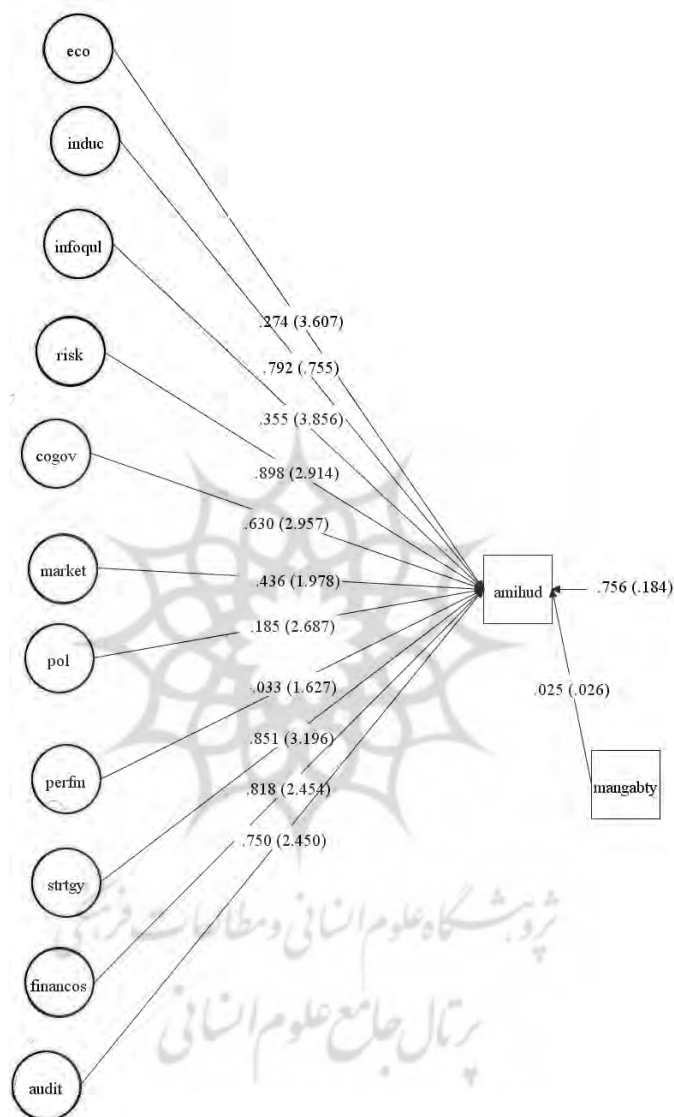
پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی



شکل ۱ الگوی ساختاری پژوهش بر اساس رویکرد سرعت تعدیل قیمت در رسیدن به ارزش ذاتی اوراق بهادار (مدل بلک)

*توضیحات مرتبط و تکمیلی با شکل ۱ در جدول ۱۸ ارائه شده است.

منبع: یافته‌های پژوهشگر

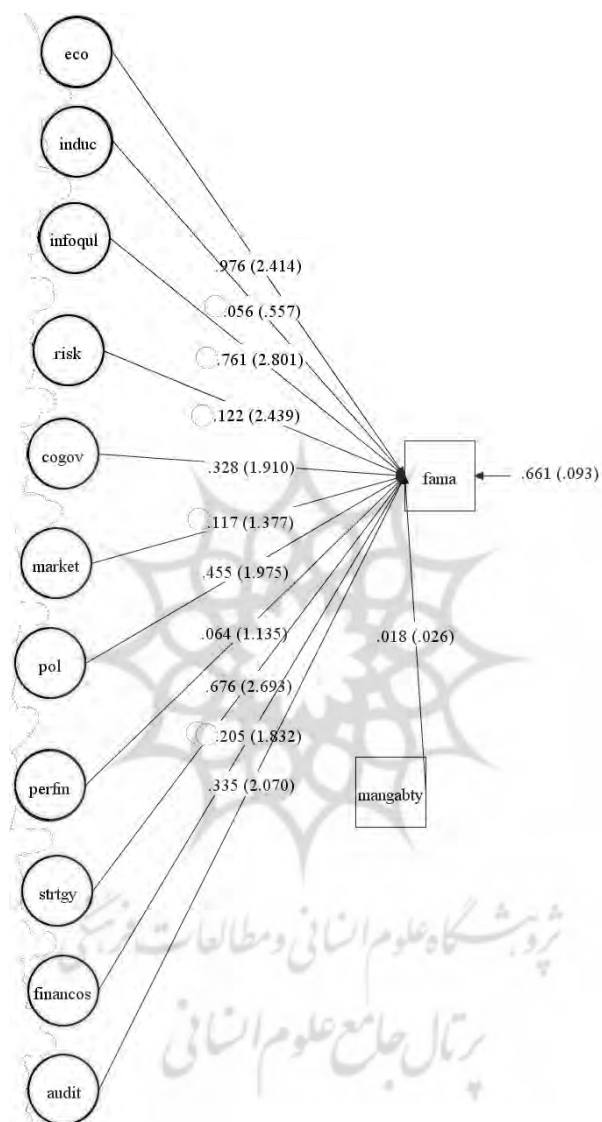


شکل ۲ الگوی ساختاری پژوهش بر اساس رویکرد سرعت تعدیل قیمت در رسیدن به ارزش ذاتی اوراق

بهادار (مدل آمیهد و مندلسون)

* توضیحات مرتبط و تکمیلی با شکل ۲ در جدول ۱۹ ارائه شده است.

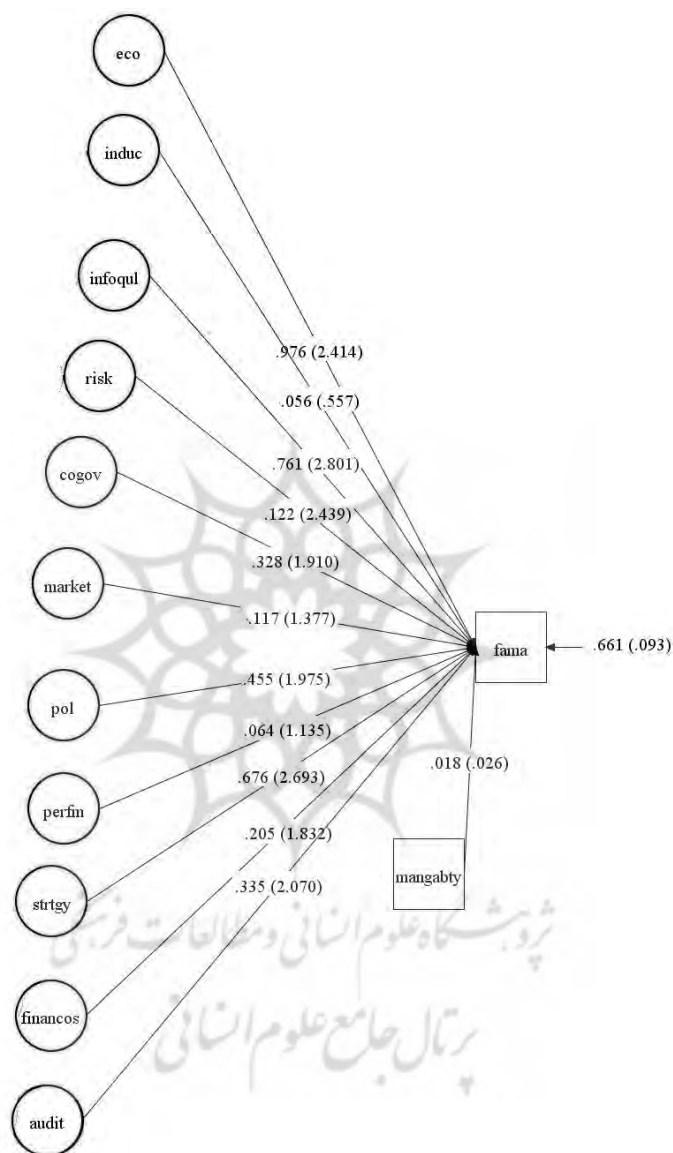
منبع: یافته های پژوهشگر



شکل ۳ مدل ساختاری پژوهش بر اساس رویکرد سرعت تعدیل قیمت در واکنش به اطلاعات (مدل همزمانی قیمت سهام)

*توضیحات مرتبط و تکمیلی با شکل ۳ در جدول ۲۰ ارائه شده است.

منبع: یافته های پژوهشگر



شکل ۴ الگوی ساختاری پژوهش بر اساس رویکرد سرعت تعدیل قیمت در واکنش به اطلاعات (مدل فاما)
 *توضیحات مرتبط و تکمیلی با شکل ۴ در جدول ۲۱ ارائه شده است.
 منبع: یافته‌های پژوهشگر

ارزیابی برازش مدل (Model Fit)

اولین گام بررسی شاخص‌های برازش مدل است. به‌طور کلی شاخص‌هایی که برای بررسی برازش مدل استفاده می‌شوند به سه دسته تقسیم می‌شوند. برازش مطلق (Absolute fit)، برازش تطبیقی (Comparative fit) و برازش مقتصد (Parsimonious fit).

شاخص‌های از نوع برازش مطلق نشان می‌دهند که تا چه میزان مدل فرضی پیشنهادی شبیه به مدل مشاهدات است. مقدار این دسته از شاخص‌ها بر اساس ماتریس مانده‌ها (Residual)، درجه آزادی و تعداد نمونه‌ها تعیین می‌شود و از آنجایی که این محاسبه بر اساس مقایسه‌ی مدل با مدل‌های دیگر نیست به آن برازش مطلق می‌گویند. RMSEA، SRMR، GFI و کای دو از جمله شاخص‌های برازش مطلق هستند. شاخص‌های برازش تطبیقی نشان‌دهنده‌ی موقعیت نسبی مدل بین بدترین برازش (صفر) و بهترین برازش (یک) هستند. CFI، IFI، RFI، NFI و TLI از جمله شاخص‌های تطبیقی هستند. آستانه‌ی پذیرش این گروه برای برازش خوب، همان ۰.۹ است. در پایان شاخص‌های برازش مقتصد، برای مقایسه مدل‌های مختلف با پارامترهای متفاوت استفاده می‌شوند و مقدار آن‌ها برای تصمیم‌گیری روی پذیرش یا رد کردن مدل به کار نمی‌رود و آستانه‌ی پذیرشی برای این منظور ندارند. PCFI، PNFI، AGFI و AIC از جمله شاخص‌های گروه برازش مقتصد هستند. جکارد و وان (۱۹۹۶) معتقدند از هر گروه از برازش مطلق، برازش تطبیقی و برازش مقتصد باید حداقل یک شاخص را گزارش کنیم. میرز و همکارانش (۲۰۰۵) گزارش کردن مقادیر RMSEA، CFI و NFI و کای دو را بسیار مهم می‌دانند. به‌طور کلی زمانی که حداقل سه شاخص مقادیری در بازه‌ی قابل قبول داشته باشند می‌توانیم ادعا کنیم که برازش مدل خوب و قابل قبول است.

جدول ۱۶ آستانه‌ی موردپذیرش برای متداول‌ترین شاخص‌ها را نشان می‌دهد. پس برای تصمیم‌گیری در مورد نیکویی برازش مدل نتایج به‌دست‌آمده از شاخص‌های برازش را با معیارهای ارائه‌شده در جدول زیر مقایسه می‌کنیم.

جدول ۱۶- آستانه‌ی موردپذیرش متداول‌ترین شاخص‌های برازش مدل

شاخص‌های برازش	منبع (authors)	مقادیر پیشنهادی
X^2	Meyers, et al(2005)	p-value>.05
CMIN/DF	Marsh & Hooever, 1985	<5
	Bentlar, 1990	<5 reported if n>200
	Hair, et al(2009)	<3 Good; <5 sometimes acceptable
	Chain (1997)	>0.90
CFI	Sears & Geover (1993)	>0.90
	Bentlar(1990)	>0.90
	Hatcher (1994)	>0.90
RMSEA	Byrne (2001)	<0.08

<0.05	Hu & Bentlar (1999)	
<0.03: good fit;	Meyers, et al (2005)	
0/08 to 1 moderate fit;		
>1 poor fit		
>0.09	Hair, et al (2009)	SRMR
>0.9	Bentlar & Bonett (1980)	NFI
Reported if n between 100 and 200	Tabachenik & Fidell (1996)	CMIN
>0.90	Meyers, et al (2005)	RFI
>0.90	Meyers, et al (2005)	IFI

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۱۷ خروجی برخی از معیارهای اساسی برای رویکرد سرعت تعدیل قیمت سهام در رسیدن به ارزش ذاتی (مدل بلک و مدل آمیهود)، رویکرد سرعت تعدیل قیمت در رسیدن به اطلاعات جدید در بازار (مدل همزمانی قیمت سهام) و رویکرد سرعت تعدیل قیمت در رسیدن به اطلاعات خاص شرکت (مدل فاما) را نشان می‌دهد.

جدول ۱۷- نتایج شاخص‌های برازش برای مدل‌های چهارگانه بلک، آمیهود و مندلسون، همزمانی قیمت سهام و مدل فاما

مقادیر محاسبه‌شده				آستانه قابل قبول	شاخص‌های برازش
مدل فاما	همزمانی قیمت سهام	آمیهود و مندلسون	بلک		
۱۲۳۴/۲۵	۱۴۷۸/۹۶۸	۱۲۷۴/۰۷۴	۵۶۷۶/۳۹۸	--	Chi-sqaure (CMIN)
۱۱۳۶	۱۲۱۹	۴۷۵	۵۰۵۹	--	DF
۱/۰۸۶	۱/۲۱۳	۲/۶۸	۱/۱۱۲	بین ۱ و ۳	CMIN/DF
۰/۹۱۲	۰/۹۷۰	۰/۹۳۱	۰/۹۵۸	>0.90	CFI
۰/۹۸۱	۰/۹۶۲	۰/۹۱۰	۰/۹۵۶		TLI
۰/۰۲	۰/۰۲۸	۰/۰۰۶	۰/۰۴۳	<0.08	SRMR
۰/۰۴	۰/۰۲۴	۰/۰۰۵	۰/۰۱۸	<0.06	RMSEA

منبع: یافته‌های پژوهشگر

بر اساس یافته‌های جدول ۱۷، مقدار کاسکور و درجه آزادی، برای همه مدل‌های بلک، آمیهود، همزمانی و فاما گزارش شده است. حاصل تقسیم Chi-sqaure روی مقدار درجه آزادی باید عددی بزرگ‌تر از ۱ و کمتر از ۳ باشد. مقدار حاصل‌شده معروف به شاخص CMIN/DF بوده که برابری هر ۴ مدل در بازه قابل قبول ذکر

شده قرار گرفته است. در نتیجه مدل مفهومی پیشنهادی پژوهش از حیث شاخص کاسکور یا خی دو، در سطح بسیار مطلوبی قرار دارد. شاخص‌های CFI و TLI باید بالاتر از مقدار ۰.۹۰ باشد. در چنین حالتی می‌توانیم برازش مدل مطلوب مدل مفهومی را بر اساس دو شاخص ذکرشده برای هر چهار تا مدل، تأیید کنیم. نتایج جدول فوق حاکی از آن است که دو شاخص ذکرشده به ترتیب برای مدل‌های بلک برابر ۰.۹۵۸ و ۰.۹۵۶ برای مدل آمیهود برابر با ۰.۹۲۱ و ۰.۹۱۰، برای مدل همزمانی برابر با ۰.۹۷۰ و ۰.۹۶۲ و در نهایت، برای مدل فاما برابر با ۰.۹۱۲ و ۰.۹۸۱ بوده که نشان‌دهنده برازش بسیار مطلوب مدل مفهومی پژوهش است. همچنین مقدار مناسب برای شاخص SRMR مقدار کمتر از ۰.۰۸ برای هر چهار مدل محاسبه شده است. بر اساس نتایج تجزیه و تحلیل شده، همچنین برای شاخص رمزی یا RMSEA مقادیر کمتر از مقدار شاخص ۰.۰۱۸ باشد. این شاخص نیز در بازه بسیار مطلوب خود قرار دارد. در نتیجه، کلیه شاخص‌های برازش در وضعیت بسیار مناسب و قابل قبولی قرار دارند. حال در ادامه، برای بررسی میزان تأثیرگذاری هریک از متغیرهای مستقل روی چهار متغیر وابسته از شاخص ضریب تعیین یا r^2 استفاده شده است. همان‌طور که می‌دانیم رایج‌ترین سنجه مورد استفاده برای ارزیابی مدل ساختاری ضریب تعیین (مقدار R^2) است. مقدار R^2 برابر با ۰.۷۵، ۰.۵۰ یا ۰.۲۵ برای متغیرهای مکنون درون‌زا، به‌عنوان یک قاعده کلی، به ترتیب به‌عنوان قابل توجه، متوسط و ضعیف می‌تواند توصیف شود. جداول ۱۸، ۱۹، ۲۰ و ۲۱ مقدار ضریب تعیین برای همه سازه‌های مستقل روی متغیر وابسته را به‌طور تجمیع و مستقل و جداگانه گزارش می‌کند.

جدول ۱۸- ضریب تعیین سازه‌های تبیین‌کننده رویکرد سرعت تعدیل قیمت سهام در رسیدن به ارزش

ذاتی (بر اساس مدل بلک)

متغیر تبیین‌کننده	ضرایب مسیر	ضرایب تعیین	آماره معناداری	متغیر تبیین‌کننده	ضرایب مسیر	ضرایب تعیین	آماره معناداری
عدم قطعیت سیاست اقتصادی	۰/۳۰۳		۱۴/۳۴۰	سهام شناور	۰/۳۴۸		۱۶/۴۵۸
نوسانات قیمت نفت	۰/۲۹۲		۱۳/۸۹۷	توانایی مدیریت	۰/۲۸۳		۱۳/۶۱۴
نوسانات نرخ بهره	۰/۳۱۲		۱۴/۴۷۰	جنسیت زن در هیأت مدیره	۰/۳۰۴		۱۴/۵۱۶
نوسانات نرخ تورم	۰/۲۹۴	۰/۰۳۳	۱۳/۹۳۷	دانش مالی مدیرعامل	۰/۲۸۷		۱۳/۸۵۲
نوسانات حجم نقدینگی	۰/۲۸۰		۱۳/۳۶۷	نقش دوگانگی مدیرعامل	۰/۲۹۴	۰/۰۲۷	۱۴/۲۰۴
نوسانات نرخ ارز	۰/۲۸۰		۱۳/۳۲۶	مالکیت دولتی	۰/۳۰۷		۱۴/۶۵۸
نوسانات تولید ناخالص داخلی	۰/۲۹۸		۱۴/۱۵۲	مالکیت مدیریتی	۰/۲۷۶		۱۳/۳۵۹
چرخه تجاری	۰/۲۹۸		۱۴/۱۲۵	استقلال هیأت مدیره	۰/۲۹۱		۱۳/۹۶۳
تعداد شرکت‌های فعال صنعت	۰/۲۷۶	۰/۰۴۷	۱۰/۰۴۱	اندازه هیأت مدیره	۰/۲۹۵		۱۴/۱۶۰
نوع صنعت	۰/۲۸۱		۱۰/۱۱۷	مالکیت نهادی	۰/۲۵۹		۱۴/۲۳۱

پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی
دوره ۱۷/ پیاپی ۶۸/ زمستان ۱۴۰۴

متغیر تبیین‌کننده	ضرایب مسیر	ضرایب تعیین	آماره معناداری	متغیر تبیین‌کننده	ضرایب مسیر	ضرایب تعیین	آماره معناداری
ضریب واکنش	۰/۲۸۷	۰/۰۶۲	۱۳/۸۰۴	قیمت به فروش	۰/۲۹۷	۰/۰۵۸	۱۲/۶۴۴
کیفیت افشا	۰/۲۸۴		۱۳/۶۷۷	قیمت به سود هر سهم	۰/۳۱۹		۱۵/۱۸۰
هموارسازی سود	۰/۳۰۷		۱۴/۷۱۰	ارزش بازار به ارزش دفتری	۰/۳۰۸		۱۴/۶۷۹
قابلیت پیش‌بینی سود	۰/۲۹۳		۱۴/۰۳۰	بازده سهام	۰/۲۸۵		۱۳/۶۲۳
پایداری سود	۰/۲۹۰		۱۳/۹۶۴	نرخ رشد قیمت سهام	۰/۳۰۸		۱۴/۶۱۶
قابلیت مقایسه سود	۰/۳۲۲		۱۵/۳۷۷	نسبت گردش سهام	۰/۲۹۴		۱۴/۰۲۶
کیفیت اطلاعات مالی (مدل کوتاری)	۰/۳۲۷		۱۵/۴۷۸	حجم معاملات	۰/۲۸۵		۱۳/۶۱۰
کیفیت اطلاعات مالی (مدل کازنیک)	۰/۲۸۸	۰/۰۴۳	۱۳/۸۲۸	نسبت فروش صادراتی	۰/۳۲۱	۰/۰۴۳	۱۳/۱۵۴
کیفیت اطلاعات مالی (مدل تعدیل شده جونز)	۰/۲۸۶		۱۳/۸۱۴	نسبت بدهی‌های بلندمدت	۰/۲۹۴		۱۲/۹۵۸
کیفیت اطلاعات مالی (مدل جونز)	۰/۲۸۴		۱۳/۷۲۴	اندازه شرکت	۰/۳۱۰		۱۳/۱۶۹
ریسک غیرسیستماتیک	۰/۲۸۴	۰/۰۴۶	۱۳/۲۸۴	حقوق صاحبان سهام به دارایی‌ها	۰/۳۱۹	۰/۰۳۳	۱۴/۴۹۸
ریسک سیستماتیک	۰/۳۰۵		۱۴/۰۹۷	رشد سود هر سهم	۰/۲۸۴		۱۳/۰۷۱
ریسک مالی	۰/۳۱۶		۱۴/۵۸۰	نرخ بازده حقوق صاحبان سهام	۰/۲۸۷		۱۳/۳۷۷
ریسک تجاری	۰/۳۱۷		۱۴/۵۱۶	نرخ بازده دارایی‌ها	۰/۳۰۵		۱۴/۰۸۲
ریسک بحران مالی	۰/۳۰۶	۰/۰۵۰	۱۴/۲۲۱	استراتژی‌های تهاجمی کسب‌وکار	۰/۳۰۲	۰/۰۴۳	۱۴/۰۲۴
انحراف معیار بازده دارایی‌ها	۰/۳۲۷		۱۴/۸۶۱	متنوع سازی جغرافیایی	۰/۲۹۵		۱۳/۳۷۳
تخصیص مالی اعضای کمیته حسابرسی	۰/۲۹۱		۱۳/۷۲۵	متنوع سازی تجاری	۰/۳۱۷		۱۴/۲۰۴
تخصیص مالی رئیس کمیته حسابرسی	۰/۲۹۵		۱۳/۹۳۴	انحراف استراتژیک از صنعت	۰/۳۰۹		۱۴/۰۷۳
استقلال کمیته حسابرسی	۰/۳۱۵		۱۴/۷۳۱	سود انباشته به دارایی‌ها	۰/۲۸۳		۱۲/۹۹۳

متغیر تبیین‌کننده	ضرایب مسیر	ضرایب تعیین	آماره معناداری	متغیر تبیین‌کننده	ضرایب مسیر	ضرایب تعیین	آماره معناداری
دوره تصدی حسابرس	۰/۳۱۵		۱۴/۸۱۳	سود نقدی به سود هر سهم	۰/۳۱۲		۱۳/۹۰۲
نوع اظهارنظر حسابرس	۰/۲۹۴		۱۳/۸۲۰	چرخه عمر شرکت	۰/۲۸۹		۱۳/۳۱۶
اندازه حسابرس	۰/۲۹۹		۱۴/۰۰۲	سن شرکت	۰/۳۰۵		۱۳/۷۸۴
تخصص صنعت حسابرس	۰/۲۹۰		۱۳/۷۹۷	توانایی مدیریت	۰/۲۸۳	۰/۰۱۱	۱۳/۶۱۴
				مدل بلک	--	۰/۵۲۸	

منبع: یافته‌های پژوهشگر

مطابق جدول ۱۸ با توجه به مدل ساختاری پژوهش، سطح معناداری تمامی متغیرهای تبیین‌کننده پژوهش کمتر از ۵ درصد بوده و مورد پذیرش قرار می‌گیرند. آماره معناداری متغیرها نیز نشان از ارتباط معنادار با متغیر تبیین‌شونده (سرعت تعدیل در رسیدن به ارزش ذاتی) حکایت دارد. از متغیرهای تبیین‌کننده پژوهش در این رویکرد، میزان ضریب مسیر سهام شناور برابر با (۰/۳۴۸) می‌باشد که از قدرت تبیین‌کنندگی بیشتری نسبت به سایر متغیرها برخوردار است. به عبارتی با افزایش میزان سهام شناور به میزان نزدیکی به ارزش ذاتی اوراق بهادار افزوده می‌شود. همچنین قابلیت مقایسه اطلاعات مالی و نسبت فروش صادراتی نیز در رتبه‌های بعدی تبیین‌کنندگی قرار می‌گیرد. مقدار ضریب تعیین مدل تقریباً برابر با ۵۳ درصد هست که نشان می‌دهد ۶۵ متغیر انتخاب شده می‌تواند به میزان ۵۳ درصد رویکرد سرعت تعدیل قیمت به ارزش ذاتی را توضیح دهد. همچنین در سطح متغیرها نیز میزان تبیین‌کنندگی محدودیت‌های مالی نیز با ضریب تعیین ۰/۰۷۵ بیشترین تبیین‌کنندگی را دارند که بعد از آن کیفیت اطلاعات حسابداری با ۰/۰۶۲ و اطلاعات بازار با ۰/۰۵۸ میزان ضریب تعیین، توان تبیین سرعت تعدیل در رسیدن به ارزش ذاتی را برخوردارند.

جدول ۱۹- ضریب تعیین سازه‌های تبیین‌کننده رویکرد سرعت تعدیل قیمت سهام در رسیدن به ارزش

ذاتی (آمیهدود و مندلسون)

متغیر تبیین‌کننده	ضرایب مسیر	ضرایب تعیین	آماره معناداری	متغیر تبیین‌کننده	ضرایب مسیر	ضرایب تعیین	آماره معناداری
عدم قطعیت سیاست اقتصادی	۰/۳۰۴		۱۴/۳۵۴	سهام شناور	۰/۳۴۹		۱۶/۴۵۸
نوسانات قیمت نفت	۰/۲۹۳		۱۳/۹۵۶	توانایی مدیریت	۰/۲۸۱		۱۳/۶۱۴
نوسانات نرخ بهره	۰/۳۱۲		۱۴/۷۳۴	جنسیت زن در هیأت مدیره	۰/۳۰۵	۰/۰۳۰	۱۴/۵۱۶
نوسانات نرخ تورم	۰/۲۹۳		۱۳/۸۸۵	دانش مالی مدیرعامل	۰/۲۸۸		۱۳/۸۵۲

پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی
دوره ۱۷ / پیاپی ۶۸ / زمستان ۱۴۰۴

متغیر تبیین‌کننده	ضرایب مسیر	ضرایب تعیین	آماره معناداری	متغیر تبیین‌کننده	ضرایب مسیر	ضرایب تعیین	آماره معناداری
نوسانات حجم نقدینگی	۰/۲۸۰		۱۳/۳۵۵	نقش دوگانگی مدیرعامل	۰/۲۹۳		۱۴/۲۰۴
نوسانات نرخ ارز	۰/۲۸۰		۱۳/۳۲۲	مالکیت دولتی	۰/۳۰۸		۱۴/۶۵۸
نوسانات تولید ناخالص داخلی	۰/۲۹۹		۱۴/۱۷۳	مالکیت مدیریتی	۰/۲۷۶		۱۳/۳۵۹
چرخه تجاری	۰/۲۹۷		۱۴/۰۹۰	استقلال هیأت مدیره	۰/۲۹۱		۱۳/۹۶۳
تعداد شرکت‌های فعال صنعت	۰/۲۷۶	۰/۰۶۵	۱۰/۰۳۷	اندازه هیأت مدیره	۰/۲۹۵		۱۴/۱۶۰
نوع صنعت	۰/۲۸۱		۱۰/۱۰۷	مالکیت نهادی	۰/۲۹۶		۱۴/۲۳۱
ضریب واکنش	۰/۲۸۷		۱۳/۸۲۴	قیمت به فروش	۰/۲۶۰		۱۲/۶۴۴
کیفیت افشا	۰/۲۸۵		۱۳/۷۲۶	قیمت به سود هر سهم	۰/۳۲۰		۱۵/۱۸۰
هموارسازی سود	۰/۳۰۶		۱۴/۶۸۵	ارزش بازار به ارزش دفتری	۰/۳۰۷		۱۴/۶۷۹
قابلیت پیش‌بینی سود	۰/۲۹۳		۱۴/۰۲۷	بازده سهام	۰/۲۸۵	۰/۰۵۶	۱۳/۶۲۳
پایداری سود	۰/۲۹۰		۱۳/۹۶۴	نرخ رشد قیمت سهام	۰/۳۰۵		۱۴/۶۱۶
قابلیت مقایسه سود	۰/۳۲۱		۱۵/۳۶۹	نسبت گردش سهام	۰/۲۹۴		۱۴/۰۲۶
کیفیت اطلاعات مالی (مدل کوتاری)	۰/۳۲۶	۰/۰۶۸	۱۵/۴۳۴	حجم معاملات	۰/۲۸۵		۱۳/۶۱۰
کیفیت اطلاعات مالی (مدل کازنیک)	۰/۲۸۷		۱۳/۷۹۶	نسبت فروش صادراتی	۰/۳۲۰		۱۳/۱۵۴
کیفیت اطلاعات مالی (مدل تعدیل شده جونز)	۰/۲۸۷		۱۳/۸۷۴	نسبت بدهی‌های بلندمدت	۰/۲۹۳	۰/۰۶۸	۱۲/۹۵۸
کیفیت اطلاعات مالی (مدل جونز)	۰/۲۸۴		۱۳/۷۳۱	اندازه شرکت	۰/۳۱۲		۱۳/۱۶۹
ریسک غیرسیستماتیک	۰/۲۸۵		۱۳/۲۹۴	حقوق صاحبان سهام به دارایی‌ها	۰/۳۲۰		۱۴/۴۹۸
ریسک سیستماتیک	۰/۳۰۵		۱۴/۰۸۳	رشد سود هر سهم	۰/۲۸۴	۰/۰۴۶	۱۳/۰۷۱
ریسک مالی	۰/۳۱۷	۰/۰۵۰	۱۴/۶۰۷	نرخ بازده حقوق صاحبان سهام	۰/۲۸۷		۱۳/۳۷۷
ریسک تجاری	۰/۳۱۷		۱۴/۵۱۵	نرخ بازده دارایی‌ها	۰/۳۰۴		۱۴/۰۸۲
ریسک بحران مالی	۰/۳۰۶		۱۴/۲۰۷	استراتژی‌های تهاجمی کسب‌وکار	۰/۳۰۲	۰/۰۵۸	۱۴/۰۲۴
انحراف معیار بازده دارایی‌ها	۰/۳۲۷		۱۴/۸۳۶	متنوع سازی جغرافیایی	۰/۲۹۶		۱۳/۳۷۳

متغیر تبیین‌کننده	ضرایب مسیر	ضرایب تعیین	آماره معناداری	متغیر تبیین‌کننده	ضرایب مسیر	ضرایب تعیین	آماره معناداری
تخصص مالی اعضای کمیته حسابرسی	۰/۲۹۱		۱۳/۷۱۲	متنوع سازی تجاری	۰/۳۱۶		۱۴/۲۰۴
تخصص مالی رئیس کمیته حسابرسی	۰/۲۹۵		۱۳/۹۵۴	انحراف استراتژیک از صنعت	۰/۳۰۹		۱۴/۰۷۳
استقلال کمیته حسابرسی	۰/۳۱۴	۰/۰۶۳	۱۴/۶۹۰	سود انباشته به دارایی‌ها	۰/۲۸۴		۱۲/۹۹۳
دوره تصدی حسابرس	۰/۳۱۵		۱۴/۸۲۵	سود نقدی به سود هر سهام	۰/۳۱۲	۰/۰۶۹	۱۳/۹۰۲
نوع اظهارنظر حسابرس	۰/۲۹۴		۱۳/۸۱۵	چرخه عمر شرکت	۰/۲۸۸		۱۳/۳۱۶
اندازه حسابرس	۰/۲۹۹		۱۴/۰۱۸	سن شرکت	۰/۳۰۵		۱۳/۷۸۴
تخصص صنعت حسابرس	۰/۲۹۰		۱۳/۷۸۹	توانایی مدیریت	۰/۲۸۱	۰/۰۱۴	۱۳/۶۱۴
				مدل آمیهود و مندلسون	--	۰/۶۴۴	

منبع: یافته های پژوهشگر

مطابق جدول ۱۹ با توجه به مدل ساختاری پژوهش، سطح معناداری متغیرهای تبیین‌کننده پژوهش کمتر از ۵ درصد بوده و مورد پذیرش قرار می‌گیرند. آماره معناداری متغیرها نیز نشان از ارتباط معنادار با متغیر تبیین‌شونده (سرعت تعدیل در رسیدن به ارزش ذاتی) حکایت دارد. از متغیرهای تبیین‌کننده پژوهش در این رویکرد، میزان ضریب مسیر تعیین سهام شناور برابر با (۰/۳۴۹) می‌باشد که از قدرت تبیین‌کنندگی بیشتری نسبت به سایر متغیرها برخوردار است. به عبارتی با افزایش میزان سهام شناور به میزان نزدیکی به ارزش ذاتی اوراق بهادار افزوده می‌شود. همچنین قابلیت مقایسه اطلاعات مالی، کیفیت اطلاعاتی مالی بر اساس مدل کوتاری و نسبت فروش صادراتی نیز در رتبه‌های بعدی تبیین‌کنندگی قرار می‌گیرد. مقدار ضریب تعیین مدل تقریباً برابر با ۶۴ درصد هست که نشان می‌دهد ۶۵ متغیر انتخاب شده می‌تواند به میزان ۶۴ درصد رویکرد سرعت تعدیل قیمت به ارزش ذاتی را توضیح دهد. همچنین در سطح متغیرها نیز میزان تبیین‌کنندگی محدودیت های مالی نیز با ضریب تعیین ۰/۰۶۹ بیشترین تبیین‌کنندگی را دارند که بعد از آن کیفیت اطلاعات حسابداری با ۰/۰۶۸ و معیارهای سیاسی با ۰/۰۶۸ میزان ضریب تعیین، توان تبیین سرعت تعدیل در رسیدن به ارزش ذاتی را برخوردارند.

جدول ۲۰- ضریب تعیین سازه‌های تبیین‌کننده رویکرد سرعت تعدیل قیمت به اطلاعات عمومی بازار

(مدل همزمانی قیمت سهام)

متغیر تبیین‌کننده	ضرایب مسیر	ضرایب تعیین	آماره معناداری	متغیر تبیین‌کننده	ضرایب مسیر	ضرایب تعیین	آماره معناداری
عدم قطعیت سیاست اقتصادی	۰/۳۰۴	۰/۰۵۲	۱۴/۳۶۷	سهام شناور	۰/۳۵۱	۰/۰۵۸	۱۶/۴۵۸
نوسانات قیمت نفت	۰/۲۹۳		۱۳/۹۴۲	توانایی مدیریت	۰/۲۸۲		۱۳/۶۱۴
نوسانات نرخ بهره	۰/۳۱۲		۱۴/۷۲۷	جنسیت زن در هیأت مدیره	۰/۳۰۴		۱۴/۵۱۶
نوسانات نرخ تورم	۰/۲۹۳		۱۳/۹۱۲	دانش مالی مدیرعامل	۰/۲۸۷		۱۳/۸۵۲
نوسانات حجم نقدینگی	۰/۲۸۰		۱۳/۳۴۵	نقش دوگانگی مدیرعامل	۰/۲۹۴		۱۴/۲۰۴
نوسانات نرخ ارز	۰/۲۷۹		۱۳/۳۰۳	مالکیت دولتی	۰/۳۰۸		۱۴/۶۵۸
نوسانات تولید ناخالص داخلی	۰/۲۹۹		۱۴/۱۸۰	مالکیت مدیریتی	۰/۲۷۵		۱۳/۳۵۹
چرخه تجاری	۰/۲۹۷		۱۴/۱۰۳	استقلال هیأت مدیره	۰/۲۹۱		۱۳/۹۶۳
تعداد شرکت‌های فعال صنعت	۰/۲۷۷	۰/۰۸۱	۱۰/۰۶۰	اندازه هیأت مدیره	۰/۲۹۳		۱۴/۱۶۰
نوع صنعت	۰/۲۸۰		۱۰/۱۱۰	مالکیت نهادی	۰/۲۹۶		۱۴/۲۳۱
ضریب واکنش	۰/۲۸۷	۰/۰۷۶	۱۳/۸۰۲	قیمت به فروش	۰/۲۶۱	۰/۰۸۱	۱۲/۶۴۴
کیفیت افشا	۰/۲۸۴		۱۳/۶۷۷	قیمت به سود هر سهم	۰/۳۲۰		۱۵/۱۸۰
هموارسازی سود	۰/۳۰۷		۱۴/۷۱۲	ارزش بازار به ارزش دفتری	۰/۳۰۷		۱۴/۶۷۹
قابلیت پیش‌بینی سود	۰/۲۹۳		۱۴/۰۳۱	بازده سهام	۰/۲۸۶		۱۳/۶۲۳
پایداری سود	۰/۲۹۰		۱۳/۹۶۲	نرخ رشد قیمت سهام	۰/۳۰۵		۱۴/۶۱۶
قابلیت مقایسه سود	۰/۳۲۲		۱۵/۳۷۵	نسبت گردش سهام	۰/۲۹۳		۱۴/۰۲۶
کیفیت اطلاعات مالی (مدل کوتاری)	۰/۳۲۷		۱۵/۴۷۷	حجم معاملات	۰/۲۸۵		۱۳/۶۱۰
کیفیت اطلاعات مالی (مدل کازنیک)	۰/۲۸۸		۱۳/۸۳۰	نسبت فروش صادراتی	۰/۳۲۰	۰/۰۸۷	۱۳/۱۵۴
کیفیت اطلاعات مالی (مدل تعدیل شده جونز)	۰/۲۸۶		۱۳/۸۲۳	نسبت بدهی‌های بلندمدت	۰/۲۹۳		۱۲/۹۵۸
کیفیت اطلاعات مالی (مدل جونز)	۰/۲۸۴		۱۳/۷۱۳	اندازه شرکت	۰/۳۱۲		۱۳/۱۶۹
ریسک غیرسیستماتیک	۰/۲۸۶	۰/۰۷۶	۱۳/۳۶۱	حقوق صاحبان سهام به دارایی‌ها	۰/۳۱۹	۰/۰۶۶	۱۴/۴۹۸

متغیر تبیین‌کننده	ضرایب	ضرایب	متغیر تبیین‌کننده	ضرایب	ضرایب	آماره	آماره
مسیر	تعیین	معناداری	مسیر	تعیین	معناداری	معناداری	معناداری
ریسک سیستماتیک	۰/۳۰۵	۱۴/۱۱۰	رشد سود هر سهم	۰/۲۸۴	۱۳/۰۷۱		
ریسک مالی	۰/۳۱۷	۱۴/۶۱۶	نرخ بازده حقوق صاحبان سهام	۰/۲۸۶	۱۳/۳۷۷		
ریسک تجاری	۰/۳۱۷	۱۴/۵۰۱	نرخ بازده دارایی‌ها	۰/۳۰۶	۱۴/۰۸۲		
ریسک بحران مالی	۰/۳۰۶	۱۴/۲۱۷	استراتژی‌های تهاجمی کسب‌وکار	۰/۳۰۱	۱۴/۰۲۴		
انحراف معیار بازده دارایی‌ها	۰/۳۲۷	۱۴/۸۶۱	متنوع سازی جغرافیایی	۰/۲۹۶	۱۳/۳۷۳		
تخصص مالی اعضای کمیته حسابرسی	۰/۲۹۱	۱۳/۷۴۳	متنوع سازی تجاری	۰/۳۱۷	۱۴/۲۰۴	۰/۰۶۵	
تخصص مالی رئیس کمیته حسابرسی	۰/۲۹۵	۱۳/۹۶۳	انحراف استراتژیک از صنعت	۰/۳۰۹	۱۴/۰۷۳		
استقلال کمیته حسابرسی	۰/۳۱۲	۱۴/۸۵۶	سود انباشته به دارایی‌ها	۰/۲۸۴	۱۲/۹۹۳		
دوره تصدی حسابرس	۰/۳۱۶	۱۴/۸۶۱	سود نقدی به سود هر سهم	۰/۳۱۳	۱۳/۹۰۲	۰/۰۷۶	
نوع اظهارنظر حسابرس	۰/۲۹۴	۱۳/۷۹۳	چرخه عمر شرکت	۰/۲۸۹	۱۳/۳۱۶		
اندازه حسابرس	۰/۲۹۹	۱۴/۰۲۹	سن شرکت	۰/۳۰۴	۱۳/۷۸۴		
تخصص صنعت حسابرس	۰/۲۹۱	۱۳/۸۵۶	توانایی مدیریت	۰/۲۸۲	۱۳/۶۱۴	۰/۰۲۲	
			مدل همزمانی قیمت سهام	--		۰/۷۹۲	

منبع: یافته‌های پژوهشگر

مطابق جدول ۲۰ با توجه به مدل ساختاری پژوهش، سطح معناداری متغیرهای تبیین‌کننده نشان از ارتباط معنادار با متغیر تبیین‌شونده (سرعت تعدیل در رسیدن به اطلاعات عمومی بازار) حکایت دارد. از متغیرهای تبیین‌کننده پژوهش در این رویکرد، میزان ضریب مسیر سهام‌شناور برابر با (۰/۳۵۱) می‌باشد که از قدرت تبیین‌کنندگی بیشتری نسبت به سایر متغیرها برخوردار است. به عبارتی با افزایش میزان سهام‌شناور به میزان نزدیکی به ارزش ذاتی اوراق بهادار افزوده می‌شود. همچنین قابلیت مقایسه اطلاعات مالی، کیفیت اطلاعاتی مالی بر اساس مدل کوتاری و نسبت فروش صادراتی نیز در رتبه‌های بعدی تبیین‌کنندگی قرار می‌گیرد. مقدار ضریب تعیین مدل تقریباً برابر با ۷۹ درصد هست که نشان می‌دهد ۶۵ متغیر انتخاب شده می‌تواند به میزان ۷۹ درصد رویکرد سرعت تعدیل قیمت به اطلاعات عمومی بازار را توضیح دهد. همچنین

در سطح متغیرها نیز میزان تبیین‌کنندگی معیارهای سیاسی با ضریب ۰/۰۸۷، عوامل صنعت و معیارهای بازار نیز با ضریب تعیین ۰/۰۸۱ بیشترین تبیین‌کنندگی را دارند که بعد از آن کیفیت اطلاعات حسابداری و ویژگی‌های محدودیت مالی با ۰/۰۷۶ میزان ضریب تعیین، توان تبیین سرعت تعدیل در رسیدن به ارزش ذاتی را برخوردارند.

جدول ۲۱- ضریب تعیین سازه‌های تبیین‌کننده رویکرد سرعت تعدیل قیمت به اطلاعات خاص شرکت

(مدل فاما)

متغیر تبیین‌کننده	ضرایب مسیر	ضرایب تعیین	آماره معناداری	متغیر تبیین‌کننده	ضرایب مسیر	ضرایب تعیین	آماره معناداری
عدم قطعیت سیاست اقتصادی	۰/۳۰۳	۰/۰۴۳	۱۴/۳۲۰	سهام شناور	۰/۳۴۸	۰/۰۴۰	۱۶/۴۵۸
نوسانات قیمت نفت	۰/۲۹۳		۱۳/۹۵۵	توانایی مدیریت	۰/۲۸۱		۱۳/۶۱۴
نوسانات نرخ بهره	۰/۳۱۱		۱۴/۷۲۶	جنسیت زن در هیأت مدیره	۰/۳۰۴		۱۴/۵۱۶
نوسانات نرخ تورم	۰/۲۹۳		۱۳/۹۰۹	دانش مالی مدیرعامل	۰/۲۸۷		۱۳/۸۵۲
نوسانات حجم نقدینگی	۰/۲۸۰		۱۳/۳۶۴	نقش دوگانگی مدیرعامل	۰/۲۹۲		۱۴/۲۰۴
نوسانات نرخ ارز	۰/۲۷۹		۱۳/۲۹۷	مالکیت دولتی	۰/۳۰۸		۱۴/۶۵۸
نوسانات تولید ناخالص داخلی	۰/۲۹۹		۱۴/۱۷۶	مالکیت مدیریتی	۰/۲۷۶		۱۳/۳۵۹
چرخه تجاری	۰/۲۹۸		۱۴/۱۲۵	استقلال هیأت مدیره	۰/۲۹۲		۱۳/۹۶۳
تعداد شرکت‌های فعال صنعت	۰/۲۷۷		۱۰/۰۴۶	اندازه هیأت مدیره	۰/۲۹۶		۱۴/۱۶۰
نوع صنعت	۰/۲۸۰		۱۰/۱۰۶	مالکیت نهادی	۰/۲۹۶		۱۴/۲۳۱
ضریب واکنش	۰/۲۸۸	۰/۰۳۹	۱۳/۸۵۲	قیمت به فروش	۰/۲۶۱	۰/۰۵۹	۱۲/۶۴۴
کیفیت افشا	۰/۲۸۴		۱۳/۷۱۷	قیمت به سود هر سهم	۰/۳۱۹		۱۵/۱۸۰
هموارسازی سود	۰/۳۰۶		۱۴/۶۷۸	ارزش بازار به ارزش دفتری	۰/۳۰۸		۱۴/۶۷۹
قابلیت پیش‌بینی سود	۰/۲۹۳		۱۴/۰۵۶	بازده سهام	۰/۲۸۶		۱۳/۶۲۳
پایداری سود	۰/۲۹۱		۱۴/۰۱۴	نرخ رشد قیمت سهام	۰/۳۰۶		۱۴/۶۱۶
قابلیت مقایسه سود	۰/۳۲۲		۱۵/۴۱۸	نسبت گردش سهام	۰/۲۹۴		۱۴/۰۲۶
کیفیت اطلاعات مالی (مدل کوتاری)	۰/۳۲۷		۱۵/۴۶۶	حجم معاملات	۰/۲۸۴		۱۳/۶۱۰
کیفیت اطلاعات مالی (مدل کازنیک)	۰/۲۸۵		۱۳/۶۸۸	نسبت فروش صادراتی	۰/۳۲۰	۰/۰۹۶	۱۳/۱۵۴

متغیر تبیین کننده	ضرایب	ضرایب	متغیر تبیین کننده	ضرایب	ضرایب	آماره	آماره
مسیر	تعیین	مسیر	تعیین	مسیر	تعیین	معناداری	معناداری
کیفیت اطلاعات مالی (مدل تعدیل شده جونز)	۰/۲۸۷	۰/۲۹۳	نسبت بدهی های بلندمدت			۱۳/۸۶۳	۱۲/۹۵۸
کیفیت اطلاعات مالی (مدل جونز)	۰/۲۸۳	۰/۳۱۱	اندازه شرکت			۱۳/۷۲۸	۱۳/۱۶۹
ریسک غیرسیستماتیک	۰/۲۸۴	۰/۳۱۹	حقوق صاحبان سهام به دارایی ها			۱۳/۲۸۹	۱۴/۴۹۸
ریسک سیستماتیک	۰/۳۰۳	۰/۲۸۵	رشد سود هر سهم			۱۴/۰۰۵	۱۳/۰۷۱
ریسک مالی	۰/۳۱۶	۰/۲۸۶	نرخ بازده حقوق صاحبان سهام	۰/۰۶۰		۱۴/۶۱۱	۱۳/۳۷۷
ریسک تجاری	۰/۳۱۸	۰/۳۰۵	نرخ بازده دارایی ها			۱۴/۵۶۰	۱۴/۰۸۲
ریسک بحران مالی	۰/۳۰۸	۰/۳۰۱	استراتژی های تهاجمی کسب و کار			۱۴/۳۰۸	۱۴/۰۲۴
انحراف معیار بازده دارایی ها	۰/۳۲۸	۰/۲۹۷	متنوع سازی جغرافیایی			۱۴/۹۱۰	۱۳/۳۷۳
تخصص مالی اعضای کمیته حسابرسی	۰/۲۸۹	۰/۳۱۶	متنوع سازی تجاری	۰/۰۴۶		۱۳/۶۶۵	۱۴/۲۰۴
تخصص مالی رئیس کمیته حسابرسی	۰/۲۹۵	۰/۳۰۹	انحراف استراتژیک از صنعت			۱۳/۹۷۵	۱۴/۰۷۳
استقلال کمیته حسابرسی	۰/۳۱۶	۰/۲۸۴	سود انباشته به دارایی ها			۱۴/۷۹۳	۱۲/۹۹۳
دوره تصدی حسابرس	۰/۳۱۴	۰/۳۱۲	سود نقدی به سود هر سهم	۰/۰۷۰		۱۴/۷۹۰	۱۳/۹۰۲
نوع اظهار نظر حسابرس	۰/۲۹۳	۰/۲۸۹	چرخه عمر شرکت			۱۳/۷۸۴	۱۳/۳۱۶
اندازه حسابرس	۰/۳۰۱	۰/۳۰۵	سن شرکت			۱۴/۱۲۵	۱۳/۷۸۴
تخصص صنعت حسابرس	۰/۲۸۹	۰/۲۸۱	توانایی مدیریت	۰/۰۱۸		۱۳/۷۴۶	۱۳/۶۱۴
		--	مدل فاما	۰/۶۳۹			

منبع: یافته های پژوهشگر

مطابق جدول ۲۱ نشان می دهد سطح معناداری متغیرهای تبیین کننده پژوهش کمتر از ۵ درصد بوده و مورد پذیرش قرار می گیرند. آماره معناداری متغیرها نیز نشان از ارتباط معنادار با متغیر تبیین شونده (سرعت تعدیل در رسیدن به اطلاعات خاص شرکتی) حکایت دارد. از متغیرهای تبیین کننده پژوهش در این رویکرد، میزان ضریب مسیر سهام شناور برابر با (۰/۳۴۸) می باشد که از قدرت تبیین کنندگی بیشتری نسبت به سایر متغیرها

برخوردار است. به عبارتی با افزایش میزان سهام شناور به میزان نزدیکی به ارزش ذاتی اوراق بهادار افزوده می‌شود. همچنین انحراف معیار بازده دارایی‌ها، قابلیت مقایسه اطلاعات مالی، کیفیت اطلاعاتی مالی بر اساس مدل کوتاری و نسبت فروش صادراتی نیز در رتبه‌های بعدی تبیین‌کنندگی قرار می‌گیرد. مقدار ضریب تعیین مدل تقریباً برابر با ۶۴ درصد هست که نشان می‌دهد ۶۵ متغیر انتخاب شده می‌تواند به میزان ۶۴ درصد رویکرد سرعت تعدیل قیمت به ارزش ذاتی را توضیح دهد. همچنین در سطح متغیرها نیز میزان تبیین‌کنندگی معیارهای سیاسی با ضریب ۰/۰۹۶ و محدودیت‌های مالی نیز با ضریب تعیین ۰/۰۷۰ بیشترین تبیین‌کنندگی را دارند.

بحث و نتیجه‌گیری

در سال‌های اخیر با افزایش تعداد شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار به‌ویژه سهام به یکی از موضوعات داغ در حوزه مالی تبدیل شده است. از یک سو روند قیمت سهام، روند بسیاری از رفتارهای اقتصادی را تا حد معینی تعیین می‌کند. بنابراین پیش‌بینی قیمت سهام نیز مورد توجه هر چه بیشتر سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران مالی است. از سوی دیگر، با افزایش سالانه تعداد سرمایه‌گذاران در بورس، تنها با تحلیل دقیق روند آتی قیمت سهام می‌توان سرعت روند بازار را درک کرد و بازده سرمایه‌گذاری بیشتری را به دست آورد. پیش‌بینی قیمت سهام، محور تحقیقات مالی است که به دلیل بی‌ثباتی زیاد بازارهای مالی عموماً به‌عنوان یک کار چالش برانگیز در نظر گرفته می‌شود. با این حال، به‌منظور کسب سود یا درک ماهیت بازار سهام، بسیاری از فعالان یا محققان بازار سعی می‌کنند از روش مختلفی برای پیش‌بینی قیمت سهام استفاده کنند. جامعه دانشگاهی و محققان بر این باورند که پیش‌بینی قیمت سهام معادل پیش‌بینی نرخ بازده سهام است. نرخ بازده سهام قابل پیش‌بینی است که با فرضیه بازارهای کارآمد ناسازگار نیست. در واقع هر متغیری با همبستگی غیر صفر می‌تواند بازده را پیش‌بینی کند. بر اساس رویکرد سرعت تعدیل قیمت سهام به ارزش ذاتی و فرضیه بازار کارا معادل این واقعیت است که قیمت سهام اطلاعات شناخته شده را به‌طور کامل منعکس کرده است، بنابراین هر اطلاعاتی که بر قیمت تأثیر می‌گذارد می‌تواند نرخ بازده سهام را پیش‌بینی کند. در این راستا پژوهش حاضر با بررسی مطالعات گذشته و ترکیب آن‌ها با نظرات خبرگان مربوطه، الگوی تبیین کارایی اطلاعاتی قیمت سهام بر اساس انواع رویکردهای سرعت تعدیل قیمت سهام را ارائه کرد. نتایج حاصل از آزمون‌های تحلیل مسیر نشان می‌دهد، افراد فعال در بازار سرمایه به اطلاعات عمومی بازار در مقایسه با ارزش ذاتی و اطلاعات خاص شرکتی، واکنش سریع‌تری خواهند داشت. به‌عبارت‌دیگر اطلاعات در بازار نسبت به فرآیند خروج آن از طریق مبادی رسمی شرکتی، بیشتر در جریان بوده و همچنین سرمایه‌گذاران بعد از واکنش به اطلاعات جدید در بازار، رفتار مالی شرکت را مورد بررسی قرار خواهند داد و در نتیجه با تحلیل‌های خود سعی خواهند کرد فعالیت خود را جهت ادامه یا خروج از بازار سهام به اطلاعات ذاتی شرکت متکی نمایند. از این‌رو مشخص گردید رویکرد تعدیل قیمت به اطلاعات عمومی بازار (مدل همزمانی قیمت سهام) نسبت به

رویکردهای دیگر از ضریب تعیین بالایی معادل ۷۹ درصد برخوردار است که نشان می‌دهد، متغیرهای تبیین‌کننده از جمله سهام شناور آزاد، قابلیت مقایسه اطلاعات مالی و کیفیت اطلاعات مالی می‌توانند به میزان ۷۹ درصد، کارایی اطلاعاتی سهام را تبیین نماید. این رویکرد نشان می‌دهد همزمانی قیمت سهام نشان‌دهنده حرکت قیمت سهام در بازار و سطح کشور بر اساس اطلاعات خاص شرکت‌ها می‌باشد. در این رویکرد با توجه به ضرایب تعیین در سطح هر گروه از متغیرها، معیارهای سیاسی و معیارهای بازار و نیز معیار عوامل صنعت که عامل بیرونی هستند بیشترین واکنش را در سرعت تعدیل قیمت سهام خواهند داشت و از عوامل درون‌سازمانی نیز کیفیت اطلاعات و محدودیت‌های مالی می‌تواند قیمت سهام را با تعدیل‌هایی همراه کند. همچنین رویکردهای سرعت تعدیل قیمت در رسیدن به ارزش ذاتی اوراق بهادار (مدل آمیهود و مندلسون) با ضریب تعیین ۶۴ درصد نشان می‌دهد عواملی همچون معیارهای سیاسی، عوامل صنعت و معیارهای اقتصادی می‌تواند از بعد برون‌سازمانی نسبت به سرعت تعدیل قیمت سهام در رسیدن به ارزش ذاتی مؤثر واقع شود و از ابعاد درون‌سازمانی نیز کیفیت اطلاعات حسابداری و محدودیت‌های مالی اثرگذار خواهد بود. رویکرد سرعت تعدیل قیمت به اطلاعات خاص شرکت (مدل فاما) نیز تقریباً ۶۴ درصد توضیح و تبیین‌کنندگی قیمت سهام را برخوردار است. به عبارتی دیگر اطلاعات خاص شرکت از ویژگی‌های نظارتی و محدودیت‌های مالی از بازده‌های غیرعادی کاسته و نقش ویژگی‌های صنعت را نیز نباید نادیده گرفت که تأثیر بسزایی در این مهم دارد. کمترین مقدار ضریب تعیین متغیرهای مستقل به رویکرد سرعت تعدیل قیمت سهام در رسیدن به ارزش ذاتی (مدل بلک) به میزان ۵۲ درصد توضیح می‌دهد، مربوط می‌شود. می‌توان نتیجه گرفت نتایج به دست آمده با ادبیات نظری و تجربی مطرح شده از جمله مطالعات ژانگ و همکاران (۲۰۱۷)، کیون و همکاران (۲۰۱۷)، پو و همکاران (۲۰۱۷)، گارتون و همکاران (۲۰۱۶)، روهماوانی و همکاران (۲۰۲۱)، عالم (۲۰۲۰) و نورمن سی و تایرمن (۲۰۲۰) همراستا می‌باشد. بر این اساس به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌گردد با توجه به نتایج الگوی سوم پژوهش، کارایی بازار یک مفهوم کلیدی در اقتصاد مالی است و علاقه شدیدی بین سرمایه‌گذاران به ارزیابی میزان کشف قیمت کارآمد در موقع سرمایه‌گذاری وجود دارد، لذا به ارزش‌های ذاتی شرکت به معیارهایی از قبیل توان حاکمیت شرکتی (بخصوص سهام شناور)، میزان عملکرد مدیران (بازده دارایی‌ها) و کیفیت اطلاعات توجه بیشتری داشته باشند. همچنین معیارهای صنعت از جمله نوع صنعت و تعداد شرکت‌های فعال هر صنعت، معیارهای نظارتی از جمله کیفیت حسابداری و استراتژی‌های شرکت به عنوان عوامل مؤثر تقویت‌کننده کارایی اطلاعاتی قیمت سهام و به معیارهای همچون محدودیت مالی، عدم قطعیت سیاست اقتصادی و ریسک شرکت به عنوان عوامل کاهنده کارایی قیمت سهام توجه داشته باشند. مطابق نتایج الگوهای پژوهش، معیارهای سیاسی، بازار و صنعت تعیین‌کننده قیمت سهام در بازار هستند. از اینرو در انتخاب سهم بایستی به این عوامل دقت کرده و اقدام به سرمایه‌گذاری نمایند تا سرمایه‌گذاری آنها در بهترین شرایط ممکن به سودآوری و نقدینگی برسد. از طرفی دیگر به مدیران پیشنهاد می‌گردد با کاهش در محدودیت‌های مالی شرکت و برنامه‌ریزی در شرایط عدم قطعیت اقتصادی و مدیریت ریسک به کارایی قیمت

سهام و کارایی بازار کمک نمایند. نتایج هر چهار الگو از نقش با اهمیت محدودیت های مالی در بازار سرمایه و کمک به بهبود کارایی دارد. به سازمان بورس اوراق بهادار نیز پیشنهاد می‌گردد در سرعت تعدیل قیمت سهام و کارایی بازار سرمایه ویژگی‌های نظارتی و راهبری شرکتی را در شرکت‌ها با سطوح جهانی همراستا کرده و توجه ویژه‌ای به صنایع مصرفی داشته باشند تا بتوان شاهد افزایش کارایی اطلاعاتی قیمت سهام گردید. همچنین شرکت های دارای وابستگی به شرایط سیاسی را با توجه به نتایج الگوهای آمیهدود، تعدیل جزئی قیمت سهام و الگوی فاما شناسایی و به عنوان مزیت رقابتی معرفی یا رتبه بندی نمایند.

فهرست منابع

- افلاطونی، عباس (۱۳۹۳). بررسی رابطه بین عامل‌های ریسک تأخیر حسابداری و غیر حسابداری قیمت سهام با نوسانات صرف ریسک در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه حسابداری مالی، سال ۶، شماره ۲۳، صص ۲۲-۴۲.
- افلاطونی، عباس (۱۳۹۵). بررسی تأثیر کیفیت گزارشگری مالی و متقارن نبودن اطلاعات بر واکنش تأخیری قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز، دوره ۸، شماره ۱، صص ۱-۲۴.
- ایزدی نیا، ناصر و دری سدره، مصطفی (۱۳۸۹). محتوای اطلاعاتی جزء غیرعملیاتی سود حسابداری در رابطه با پیش‌بینی سود و ارزش‌گذاری حقوق صاحبان سهام در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه پژوهش‌های حسابداری مالی، شماره ۱، صص ۱۷-۳۲.
- بادآور نهندي، یونس؛ زینالی، مهدی و نیکویان، الهه (۱۳۹۵). تأثیر سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر کارایی اطلاعاتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت، سال ۵، شماره ۱۹، صص ۱-۱۶.
- بحری ثالث، جمال؛ بهنمون، یعقوب و قاسم‌زاده، حسین (۱۳۹۲). ویژگی‌های هیأت مدیره و مربوط بودن اطلاعات حسابداری در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه دانش حسابداری و حسابرسی، سال ۲، شماره ۶.
- پورحیدری، امید و کرمشاهی، بهنام، (۱۳۸۹). بررسی محتوای اطلاعاتی سود حسابداری با در نظر گرفتن میزان کارایی بازار در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه بورس اوراق بهادار تهران، سال ۳، شماره ۱۲، صص ۸۷-۱۰۸.
- حاتم راد، سامان؛ حقیقت، جعفر؛ اصغرپور، حسین و آدرنگی، بهرام (۱۴۰۱). ارزیابی عوامل کلان مؤثر اقتصادی بر شاخص قیمت سهام با رویکرد میانگین‌گیری بیزین. فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی، شماره ۳۷، صص ۷۳-۱۱۱.

- حساس یگانه، یحیی و امیدی، الهام (۱۳۹۳). بررسی رابطه کیفیت اطلاعات حسابداری، تأخیر واکنش قیمت و بازدهی آتی سهام در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی، سال ۱۱، شماره ۴۲، صص ۳۱-۵۸.
- حسینی طالقانی، هدی و سپندارند، صادق (۱۴۰۰). تأثیر نوسانات سطح عمومی قیمت‌ها (نرخ تورم) بر قیمت سهام در شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه مطالعات اقتصاد مدیریت مالی و حسابداری، دوره ۷، شماره ۱، صص ۴۲۴-۴۳۶.
- حکمت، هانیه؛ رحمانی، علی؛ ملانظری، مهناز و موسوی، میرحسین (۱۳۹۹). اطلاعات حسابداری و کارایی بازار سهام در سطح نیمه قوی. فصلنامه پژوهش‌های تجربی حسابداری، سال ۹، شماره ۳۶، صص ۲۳-۴۹.
- حمیدیان، محسن و قدمگاهی، مجید (۱۴۰۱). بررسی تأثیر افشای ریسک بر محتوای اطلاعاتی قیمت سهام و همزمانی بازده سهام در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه مطالعات مدیریت و حسابداری، دوره ۸، شماره ۲، صص ۸-۲۵.
- خادم پور آرانی، عباس؛ کیقبادی، امیررضا؛ معدنچی زاج، مهدی و زمردیان، غلامرضا (۱۴۰۱). مدل تلفیقی چند هدفه و اقتصادسنجی جهت بهینه‌سازی پرتفوی سهام. فصلنامه پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، دوره ۱۴، شماره ۵۴، صص ۲۶۳-۲۹۲.
- خدامی پور، احمد؛ محرمی، رامین (۱۳۹۱). تأثیر افشای داوطلبانه بر مربوط بودن سود هر سهم در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه حسابداری مدیریت، سال ۵، شماره ۱۴، صص ۱-۱۲.
- دارابی، رویا و مرادلو، حسین (۱۳۹۰). بررسی رابطه بین شفافیت اطلاعات و محتوای اطلاعاتی سود حسابداری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه مدیریت حسابداری، سال ۴، شماره ۱۱.
- رهنمای رودپشتی، فریدون؛ مهدنچی زاج، مهدی (۱۳۹۱). بررسی کارایی اطلاعاتی و حباب عقلایی قیمت بورس اوراق بهادار تهران و زیر بخش‌های آن با استفاده از آزمون نسبت واریانس و آزمون پایایی قیمت-سود. فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، سال ۲، شماره ۱۴، صص ۵۹-۷۵.
- ستایش، محمدحسین و ابراهیمی، فهیمه (۱۳۹۰). بررسی تأثیر سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر محتوای اطلاعاتی سود در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه دانش حسابداری، سال ۳، شماره ۸، صص ۳۱-۴۸.
- غریب‌وند، سمانه (۱۴۰۱). پیش‌بینی قیمت سهام با استفاده از هوش مصنوعی. فصلنامه تحقیقات میان رشته‌ای در مدیریت و علوم انسانی، دوره ۴.
- فدایی، ابراهیم و زارع بهنمیری، محمد جواد (۱۴۰۱). پیش‌بینی شوک منفی قیمت سهام با تأکید بر نسبت‌های مالی. فصلنامه پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، دوره ۱۴، شماره ۳، صص ۱۸۱-۲۰۳.

فغانی ماکرانی، خسرو (۱۳۹۴). بررسی میزان مربوط بودن ارزش دفتری، سود حسابداری و جریان وجه نقد با قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه حسابداری مدیریت، سال ۸، شماره ۲۴، صص ۳۱-۵۸.

مهرانی، ساسان؛ فعال قیومی، علی و مرادی، محمد (۱۳۹۱). رابطه بین مالکیت نهادی، تمرکز مالکیت نهادی و مربوط بودن ارزش اطلاعات حسابداری در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه دانش حسابداری، سال ۳، شماره ۱۱، صص ۳۱-۵۵.

مهرآذین، علیرضا؛ مسیح آبادی، علیرضا و دهنوی، محمدعلی (۱۳۹۱). شفافیت اطلاعات مالی و محتوای اطلاعاتی سود بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه دانش حسابداری، سال ۳، شماره ۱۴، صص ۱۱۳-۱۳۰.

نبوی، نبوشا و باغانی، علی (۱۴۰۰). بررسی کیفیت اطلاعات حسابداری بر روابط بین قدرت مدیران اجرایی برتر و کارایی قیمت سهام. فصلنامه مطالعات اقتصاد مدیریت مالی و حسابداری، دوره ۷، شماره ۲، صص ۶۳-۷۲.

هوشمند نقابی، زهرا؛ اسلامی مفید آبادی، حسین و آقاسی، محمد (۱۴۰۱). رابطه بازدهی سهام و نوسانات بازده با نقدشوندگی بازار سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره شیوع بیماری ویروس کرونا. فصلنامه پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی. دوره ۱۴، شماره ۵۶، صص ۱۹۱-۲۲۰.

Alam, N. (2020). Do oil price shock, and other macroeconomic variables affect the stock market: A study of the Saudi Stock Market? *Humanities & Social Sciences Reviews*, 8(3), 1234-1242.

Aslan, H., Easley, D., vv idkeee, S., and HHHaa M. 2011) Fmmchaaacssssssssand nrfomnd trading: Implications for asset pricing, *Journal of Empirical Finance* 18, 782-801.

Atif, M., Raza Rabbani, M., Bawazir, H., Hawaldar, I. T., Chebab, D., Karim, S., & AlAbbas, A. (2022). Oil price changes and stock returns: Fresh evidence from oil exporting and oil importing countries. *Cogent Economics & Finance*, 10(1), 2018163.

Barinov, A., (2014). Turnover: liquidity or uncertainty? *Manag. Sci.* 60, 24782495.

Bhusal, A., & Gautam, M. S. (2022). Impact of Gold Prices on Stock Exchange: An Empirical Case Study of Nepal. *arXiv preprint arXiv:2202.00007*.

Brisley, N., & Theobald, M. (1996). A simple measure of price adjustment coefficients: A correction. *Journal of Finance*, 51(1), 381-382.

Busch, P., Obernberger, S. (2016). Actual Share Repurchases, Price Efficiency, and the Information Content of Stock Prices, *The Review of Financial Studies*, doi:10.1093/rfs/hhw071.

Busse, J. A., & Green, T. C. (2002). Market efficiency in real time. *Journal of Financial Economics*, 65(3), 415-437.

Caginalp, G., DeSantis, M. (2016). Does price efficiency increase with trading volume? Evidence of nonlinearity and power laws in ETFs, *Physica A*, <http://dx.doi.org/10.1016/j.physa.2016.10.039>.

- Callen, J. ..., Jh an, M., Lu, .. 2013. "Accounting Quality, Stock Price and Future Stock Price" Contemporary Accounting Research 30: 269–295.
- Chakrabarti, R., & Roll, R. (1999). Learning from others, reacting, and market quality. *Journal of Financial Markets*, 2(2), 153–178.
- Chen, J., Dong, W., Li, S., Zhang, Y. (2016): Perceived audit quality, state ownership, and stock price delay: evidence from China, *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics*, DOI:1080/16081625.2016.1208573
- Chordia, T., Roll, R., & Subrahmanyam, A. (2005). Evidence on the speed of convergence to market efficiency. *Journal of Financial Economics*, 76(2), 271–292.
- Copeland, T. (1976). A model of asset trading under the assumption of sequential information arrival. *Journal of Finance*, 31(4), 1149–1168.
- Cornell, B., & Roll, R. (1981). Strategies for pairwise competitions in markets and organizations. *Bell Journal of Economics*, 12(1), 201–213. DOI: 10.2307/3003517
- Damodaran, A. (1993). A simple measure of price adjustment coefficients. *Journal of Finance*, 48(1), 387–400.
- Dann, L. Y., Mayers, D., & Raab, R. J. (1977). Trading rules, large blocks and the speed of price adjustment. *Journal of Financial Economics*, 4(1), 3–22.
- Davidson, M. (2006). *Theory of speculation* (Makka & Osoott hedde). Princeton; Oxford: Princeton University Press.
- Dodd O., Gilbert, A. (2016). The Impact of Cross-Listing on the Home Market, O. S. Ince, and G. S. Kadlec. (2016). Institutional investors and stock return anomalies. *Journal of Financial Economics* 119:472–488.
- Fama, E. F. (1965). The behavior of stock-market prices. *Journal of Business*, 38(1), 34–105.
- Fama, E. F., Fisher, L., Jensen, M. C., & Roll, R. (1969). The adjustment of stock prices to new information. *International Economic Review*, 10(1), 1–21.
- Ferreira, D., Ferreira, M. A., and Raposo, C. C. (2011) Board structure and price informativeness, *Journal of Financial Economics* 99, 523–545.
- Gorton, G.B., Huang, L., Kang, Q. (2016). The Limitations of Stock Market Efficiency: Price Informativeness and CEO Turnover, *Review of Finance*, 1–48. doi: 10.1093/rof/rfw008.
- Grossman, S. (1976). On the efficiency of competitive stock markets where trades have diverse information. *Journal of Finance*, 31(2), 573–585.
- Grossman, S. J., & Stiglitz, J. E. (1980). On the impossibility of informationally efficient markets. *American Economic Review*, 70(3), 393–408.
- Hao, Y., Chou, R.K. Ho, K.Y., Weng, P.S. (2015). The impact of foreign institutional traders on price efficiency: Evidence from the Taiwan futures market, *Pacific-Basin Finance Journal* 34, 24–42.
- Hasbrouck, J., & Ho, T. S. (1987). Order arrival, quote behavior, and the return generating process. *Journal of Finance*, 42(4), 1035–1048.
- Htet Htet Htet, Michael Biehl, and Nicolai Petkov. (2023). Survey of feature selection and extraction techniques for stock market prediction. *Financ Innov.* 2023; 9(1): 26. Published online 2023 Jan 12. doi: 10.1186/s40854-022-00441-7.
- Ibrahim, M.H., (1999). Macroeconomic Variables and Stock Prices in Malaysia: An Empirical Analysis, *Asian Economic Journal*, Vol 3, No 2. Pp.219-231.
- Jennings, R., & Starks, L. (1986). Earnings announcements, stock price adjustment, and the existence of option markets. *Journal of Finance*, 41(1), 107–125.

- Kim, J. B., Yu, Z., & Zhang, H. (2016). Can media exposure improve stock price efficiency in China and why?. *China Journal of Accounting Research*, 9(2), 83-114.
- Kraus, A., & Stoll, H. R. (1972). Price impacts of block trading on the New York Stock Exchange. *Journal of Finance*, 27(3), 569-588.
- Li, Z., Lin, B., Zhang, T., Chen, C. (2017): Does short selling improve stock price efficiency and liquidity? Evidence from a natural experiment in China, *The European Journal of Finance*, DOI:10.1080/1351847X.2017.1307772.
- Lim, K.P., Hooy, C. W., Chang, K.B., Brooks, R. (2016). Foreign investors and stock price efficiency: Thresholds, underlying channels and investor heterogeneity, *North American Journal of Economics and Finance* 36 (2016) 1-28.
- Malkiel, B. G. (1999). *A random walk down Wall Street: including a life-cycle guide to personal investing*. New Jersey: Princeton University Press.
- Nurmansyah, A. R., & Thamrin, H. (2022). Analysis of The Influence of Exchange, Inflation, Gross Domestic Product, Interest Rate, and The Amount of Money Circulation On The LQ45 Index In The Indonesia Stock Exchange Between 2016-2020. *Jurnal Syntax Admiration*, 3(1), 1-27.
- Paulo Pereira da Silva. (2022). Market Efficiency and the capacity of Stooock Prices to track a firms future profitability. *Borsa Istanbul Review* Volume 22, Issue 3, May 2022, Pages 452-464
- Patell, J. M., & Wolfson, M. A. (1984). The intraday speed of adjustment of stock prices to earnings and dividend announcements. *Journal of Financial Economics*, 13(2), 223-252.
- Please cite this article as: P. Pereira da Silva, Market efficiency and the capacity of stock prices to track a firm's future profitability, *Borsa _Istanbul Review*, <https://doi.org/10.1016/j.bir.2021.06.010>
- Poh, P., Hooy, C.W., Lim, K.P. (2017) "Effect of Geographical Diversification on Informational Efficiency in Malaysia", *Economics Bulletin*, Volume 37, Issue 1, pages 19-29.
- Reboredo, J. C., Rivera-Castro, M. A., Miranda, J. G., & García-Rubio, R. (2013). How fast do stock prices adjust to market efficiency? Evidence from a detrended fluctuation analysis. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 392(7), 1631-1637.
- Rohmawati, S., Mutmainnah, M., Asas, F., & Khasanah, U. (2022). Analysis Of The Effect Of The Rupiah Exchange, World Oil Price, World Gold Price On The Joint Stock Price Index In The Indonesia Stock Exchange. *International Journal of Science, Technology & Management*, 3(1), 153-166.
- Shu, T. (2007). *Institutional Trading and Stock Price Efficiency*, Doctor of Philosophy Dissertation, The University of Texas at Austin.
- Theobald, M., & Yallup, P. (2004). Determining security speed of adjustment coefficients. *Journal of Financial Markets*, 7(1), 75-96.
- Theobald, M., & Yallup, P. (2005). Intradaily volatility and adjustment. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 15(5), 407-424.
- Woodruff, C. S., & Senchack, A. J. (1988). Intradaily price-volume adjustments of NYSE stocks to unexpected earnings. *Journal of Finance*, 43(2), 467-491.
- Zhang, W., Huang, K., Feng, X., Zhang, Y., (2017). Market maker competition and price efficiency: Evidence from China, *Economic Modelling*, <http://dx.doi.org/10.1016/j.econmod.2017.06.004>.

Abstract

A Model Explaining the Informational Efficiency of Stock Price Based on Various Stock Price Adjustment Speed Approaches

Mohammad Naghizadeh Aydanlu¹
Younes Badavar Nahandi²
Rasoul Baradaran Hassanzadeh³
Ali Asghar Mottaghi⁴

Received: 08 / October / 2025 Accepted: 07 / December / 2025

Abstract

Knowing the information efficiency in stock markets and the speed with which stock markets incorporate information flow into asset prices is very important for stakeholders. The present study tried identifying and explaining the factors affecting the information efficiency of stock prices, investigating the efficiency of stock prices and providing an explanatory model for it in the Tehran Stock Exchange since 2011 to 2021. So, by investigating the literature reviews and analyzing experimental evidence, 65 variables (economic variables, industry, quality of financial information, risk, market, corporate governance, regulatory, political, managerial, functional, financial limitation and company strategies). To measure the information efficiency of the stock price, the speed of the stock price adjustment in reaching the intrinsic value, the reaction to the general market information and the specific company information have been used. To identify the influential variables and provide a model explaining the efficiency of stock price information, the path analysis method was used in M_PLUS software. The models based on the stock price adjustment speed approach in reaching the intrinsic value had the explanatory power of 64 and 52 percent. The model based on the adjustment speed approach in response to general market information and the model based on the adjustment speed approach to company-specific information have an explanatory power of 74 and 64 percent. The current research, is considered an important step to help improve the level of efficiency of the country's stock market.

Key Words: Information Efficiency of Stock Price, Speed of Stock Price Adjustment, Stock Intrinsic Value, Stock Price Synchronicity, Firm Specific Information.

¹ Department of Accounting, Ta.C., Islamic Azad University, Tabriz, Iran. MO.NA1358@iaut.ac.ir

² Department of Accounting, Ta.C., Islamic Azad University, Tabriz, Iran. (Corresponding author). badavarnahandi@iaut.ac.ir

³ Department of Accounting, Ta.C., Islamic Azad University, Tabriz, Iran. Baradaran313@iaut.ac.ir

⁴ Department of Accounting, Ta.C., Islamic Azad University, Tabriz, Iran. Aliasghar.Mottaghi@iaut.ac.ir



پروہشگاہ علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی