فصلنامه چشم انداز حسابداری و مدیریت
دوره ۵، شماره ۶۱، تابستان ۱۴۰۱(جلد دوم)

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

چشم انداز حسابداری و مدیریت (دوره پنجم)
شماره ۶۱ / تابستان ۱۴۰۱ (جلد دوم)/ صص ۹۱ -۱۰۲

تاثیر کوته بینی مدیران بر بازده غیرعادی سهام با تاکید بر سرمایه گذاران نهادی

شبنم رجائی سنوکش
کارشناسی ارشد حسابداری، واحد مراغه، دانشگاه آزاد اسلامی، مراغه، ایران.
rajaeeishabnam73@gmail.com

چکیده

پژوهش حاضر به بررسی تاثیر کوته بینی مدیران بر بازده غیرعادی سهام با تاکید بر سرمایه گذاران نهادی می‌پردازد. این پژوهش از لحاظ هدف، کاربردی بوده و از بعد روش شناسی همبستگی از نوع علّی (پس رویدادی) می‌باشد. جامعه آماری پژوهش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده و با استفاده از روش نمونه‌گیری حذف سیستماتیک، ۱۲۹ شرکت به عنوان نمونه پژوهش انتخاب شده در دوره‌ی زمانی ۸ ساله بین سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۹ مورد بررسی قرار گرفتند. روش مورد استفاده جهت جمع آوری اطلاعات، کتابخانه‌ای بوده و داده‌های مربوط برای اندازه‌گیری متغیرها از سایت کدال و صورتهای مالی شرکت‌ها جمع آوری شده و در اکسل محاسبات اولیه صورت گرفته سپس برای آزمون فرضیه های پژوهش از نرم افزار استاتا استفاده شده است. نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که کوته بینی مدیران بر بازده غیرعادی سهام تاثیر مستقیم دارد. ولی، سرمایه گذاران نهادی بر ارتباط بین کوته بینی مدیران و بازده غیرعادی سهام تاثیر معکوس دارد.

واژگان کلیدی: کوته بینی مدیران، بازده غیرعادی سهام، سرمایه گذاران نهادی.

مقدمه

بازده غیرعادی سهام از علایم بازارهایی است که کارایی ندارند. همچنین نتایج نشان می دهد مطابق تئوری نمایندگی قابلیتهای بازاریابی باعث کاهش بازده غیرعادی سهام می شوند (مکوندی و مکوندی، ۱۳۹۸). اعتقاد بر آن است که سرمایه گذاران چیزی جز سودآوری فعلی شرکت را نمی بینند و سهام شرکتهایی را که از لحاظ سودآوری کوتاه مدت دارای کاهش بودهاند را تحت فشار قرار خواهند داد و منجر به کاهش قیمت سهام شرکت ها می گردند (تانگ، ۲۰۱۵). با توجه به آنکه بخش قابل ، توجهی از عملکرد مدیریت شرکت توسط سودآوری و به ویژه قیمت سهام شرکت مورد سنجش قرار می گیرد، مدیریت شرکت ها برای بهبود سودآوری و قیمت جاری سهام شرکت، برعملکرد کوتاه مدت خود تمرکز کرده و هر آنچه را که منجر به کاهش این عملکرد کوتاه مدت گردد راحذف خواهند نمود. به بیان دیگر مدیریت شرکت به جای تمرکز بر اهداف و برنامه ریزی های بلندمدت و سرمایه گذاریهای مناسب در این خصوص (همچون فعالیت های تحقیق و توسعه، بازاریابی های بلندمدت و ...) بر اهداف کوتاه مدت (سودآوری جاری) تمرکز نموده که به این حالت اصطلاحاً کوته بینی مدیریت گفته می شود. کوته بینی مدیران؛ تمایل به افزایش قیمتهای جاری سهام با افزایش و متورم کردن سودآوری جاری با هزینه کرد از محل سودآوری و یا جریانات نقدی بلندمدت قابل تعریف می باشد (هوجارج و لیبی، ۲۰۰۵).

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

بررسی ها نشان می دهد بررسی تأثیر شیوه های حاکمیت شرکتی از جمله ساختار مالکیت بر بازده غیر عادی در کوتاه مدت و برعملکرد مالی در بلند مدت تاثیر دارد. یافته های تجربی نشان می دهد که شرکت های دارای نمره حاکمیت شرکتی بالا در کوتاه مدت، عملکرد مالی بهتر و ارزیابی بالاتر از بازده غیرعادی مثبت دارند؛ در حالی که شرکتهای دارای نمره حاکمیت شرکتی پایین تر، عملکرد مالی پایین تر و ارزیابی های پایین تر دارند. این یافته ها پیامدهای مهمی دارند. برای سرمایه گذاران نشان می دهد، که به سهامداران یادآور می شود سرمایه گذاری در شرکت هایی با نمره حاکمیت شرکتی بهتر دارای بازده بهتری خواهد بود (رانی و همکاران[1]، ۲۰۱۳). ترکیب سهامداری یا ساختار مالکیت از موضوعات مهم حاکمیت شرکتی به شمار می رود که انگیزه مدیران را تحت تأثیر قرار می‌دهد و بدین ترتیب می تواند در کارایی هر شرکتی تأثیر قابل توجهی داشته باشد. تمرکز مالکیت به سهامداران اجازه می دهد تا به طور مستقیم از منافع خود مراقبت کنند؛ اما نظریه ها و نتایج موجود در این عرصه، بر حسب نگرش و مبانی فکری متفاوت، رابطه بین تمرکز مالکیت و عملکرد مؤسسه را مثبت، منفی و یا فاقد هرگونه اهمیت آماری ارزیابی می کنند. به طورکلی انتظار می‌رود که ساختار مالکیت شرکتها بر میزان ریسکی که متحمل می شوند، مؤثر باشد (پاکیزه و همکاران، ۱۳۹۵).

براساس مطالعه انجام شده بیون و همکاران[2] (۲۰۱۱) در شرکت های کره ای، عدم تقارن اطلاعاتی با افزایش مالکیت نهادی افزایش می یابد. آن ها همچنین دریافتند با اینکه هیچ کدام از سرمایه گذاران نهادی یا مکانیزم های مدیریت مشارکتی مشکل اطلاعات را برطرف نمی کند، تحلیلگر با پیگیری سهام، عدم تقارن اطلاعاتی را کاهش می دهد. البته با فعالیت تجاری ضعیف انگیزه لازم جهت فراهم کردن پوشش تحلیلگر کم می شود. بعلاوه زمانیکه مبلغ سرمایه گذاری شده خانواده از حد خاصی فراتر رود در حالیکه به درجه بالایی از نهادینگی می رسد، احتمال تصدی قدرت کاهش می یابد. بنابراین مالک و مدیران قادرند تا بدون نگرانی درباره قدرت بازار جهت کنترل شرکت های بزرگ، در مقابل سهامداران خارجی در فعالیت های بیشتری که به نفع اعضای خانواده و خویشاوندان است، شرکت کنند (اج و همکاران، ۲۰۲۰). با توجه به مطالب فوق پژوهش حاضر در صدد پاسخگویی به این سوال است که تاثیر کوته بینی مدیران بر بازده غیرعادی سهام با تاکید بر سرمایه گذاران نهادی چگونه است؟

بازده غیر عادی سهم

تفاضل بازده واقعی شرکت مورد نظر و بازده بازار نشانگر بازده غیرعادی سهام است (ودیعی و حسینی، ۱۳۹۱). بازده غیرعادی سهام از علایم بازارهایی است که کارایی ندارند. همچنین نتایج نشان می دهد مطابق تئوری نمایندگی قابلیتهای بازاریابی باعث کاهش بازده غیرعادی سهام می شوند ولی فرصتهای رشد باعث افزایش غیرعادی بازده سهام می شوند (مکوندی و مکوندی، ۱۳۹۸). بنابراین، بازده های غیرعادی و اثرگذاری آن بر عملکرد شرکتها در بازارهای نیمه ساختار یافته حتمی بوده و می تواند عملکرد مالی شرکت را دچار نوسانات زیادی کند.

کوته‌بینی

کوته‌بینی مدیریت عبارت است از تمایل مدیران به سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت و تغییر مسیر منابع از پروژه‌های باارزش‌آفرینی در بلندمدت به پروژه‌های کوتاه‌مدت افزایندهٔ قیمت سهام که معمولاً این افزایش ارزش، موقتی است. سرینویسان و رامانی، به نقل از آرتور لویت، رئیس هیئت بورس اوراق بهادار ایالات متحده، بیان کردند که مدیران در مدیریت سود واقعی شرکت می‌کنند و شیوه‌های کسب‌وکار خود را تغییر می‌دهند تا با نتایج کوتاه‌مدت بر هزینه عملکرد بلندمدت تأکید کنند.

[1] Rani et al
[2] Byun

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

از نشانه‌های کوته‌بینی می‌توان از کاهش هزینه‌های بازاریابی و اعطای نسیهٔ کم به مشتریان برای بهبود نتایج کوتاه‌مدت نام برد.

فعالیت‌های کوته‌بینانه، نتایج موقت مطلوبی دارند و پیامدهای منفی آن در بلندمدت نمایان می‌شود؛ زیرا بازارهای سرمایه، درک صحیحی از پیامدهای کوته‌بینی در زمان وقوع ندارند (فروست و همکاران، ۱۹۹۴).

به‌طور کلی، مدیران کوته‌بین با در نظر گرفتن منافع شخصی خود، می‌کوشند تصویر مطلوبی از عملکرد شرکت در کوتاه‌مدت به سهامداران ارائه دهند. اتخاذ چنین دیدگاهی به بی‌توجهی به اهداف بلندمدت شرکت به‌عنوان حافظ منافع بلندمدت سهامداران منجر می‌شود و تخریب ارزش شرکت را به دنبال خواهد داشت.

بدین‌ترتیب، در یکی از وظایف مدیر یعنی حفظ منافع سهامداران، کوتاهی می‌شود و درنتیجه، سهامداران از سرمایه‌گذاری در شرکت خودداری می‌کنند و شرکت با مشکلات مالی روبرو می‌شود (هاسلین، ۲۰۰۶).

سرمایه‌گذاران نهادی

بوشی[1] (۱۹۹۸) سرمایه‌گذاران نهادی را به صورت سرمایه‌گذاران بزرگ نظیر بانک‌ها، شرکت‌های بیمه، شرکت های سرمایه-گذاری و نهادها و موسسه‌هایی از این قبیل تعریف می‌کند. در کشورهای توسعه‌یافته مانند آمریکا و انگلیس، چهار نوع اصلی ازسهامداران نهادی وجود دارد (پورحیدری و همکاران، ۱۳۸۸).

۱- صندوق‌های بازنشستگی
۲- شرکت‌های بیمه
۳- شرکت‌های سرمایه‌گذاری
۴- بانک‌ها

در دهه‌های اخیر سرمایه‌گذاران نهادی بزرگترین مالکان شرکت‌ها محسوب می‌شود و کنترل درصد زیادی از سهام بازار و شرکت‌ها را در دست دارند.

هایاشی[2] (۲۰۰۳)، بیان می‌کند که سهامداران نهادی در سال ۲۰۰۳ حدود شصت درصد از سهام موجود در بازار ایالات متحده آمریکا را تحت کنترل داشتند. این در حالی است که تیلور (۱۹۹۰) بیان می‌کند، این میزان در سالهای ۱۹۸۰،۱۹۵۰و۱۹۹۰ به ترتیب برابر با ۳۳/۸ و ۴۵ درصد بوده است با افزایش درصد مالکیت سهامداران نهادی نقش آنها نیز به تدریج رو به تغییر و تحول نهاد و آنها از سهامداران ساده به سهامداران با قدرت نظارت بر عملکرد مدیران تبدیل شدند. تا قبل از آن، سهامداران نهادی به درستی در امور و فرآیندهای تصمیم‌گیری دخالت داده نمی‌شدند و به راحتی تحت فرمان مدیران قرار داشتند. سهامداران نهادی در گذشته به محض نارضایتی از عملکرد مدیران شرکت یا عملکرد سهام اقدام به فروش سهام در دست خود می‌کردند (باتالامون و راوو ،۱۹۹۰). به تدریج با در دست گرفتن اداره سهام افراد توسط سهامداران نهادی توزیع مالکیت در شرکتها رو به تحول نهاد سرمایه‌گذاران نهادی با توجه به مالکیت بخش قابل توجهی از سهام شرکتها از نفوذ قابل ملاحظه‌ای در شرکتهای سرمایه‌پذیر برخوردار شدند (چن و همکاران[3]، ۲۰۰۷).

پیشینه پژوهش

هج و همکاران (۲۰۲۰) در پژوهشی تحت عنوان تمرکز مالکیت و بازده سهام: شواهدی از شرکتهای فامیلی در هند را بررسی نمودند. بررسی ها از تجزیه تحلیل در بازارهایی با رقابت بالا و پایین نشان می دهد اغلب شرکتهای خانوادگی از

[1] Bushee
[2] Hayashi
[3] Chen et al

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

فرصتهای رشد در رقابت بازار پایین، عملکرد ضعیفی از خود نشان می دهند. شرکتهایی که دارای مالکیت فامیلی می باشند با بازده غیرعادی مثبت همراه هستند. با این حال بین مالکیت خانوادگی با فرصت رشد بالا و عملکرد شرکت رابطه ای پیدا نشد. نتایج دیگر نشان می دهد در شرکتهای فامیلی در سطح بالایی از تمرکز مالکیت و دارای فرصت رشد و در بازار رقابت پایین، با عملکرد آنها رابطه مثبت وجود دارد.

انگیلو رویز و همکاران[1] (۲۰۱۸) در پژوهشی با عنوان بررسی توانایی بازاریابی بر بازده سهام غیرعادی تاثیر با نقش میانجی فرصتهای رشد، پرداختند. نتایج تحقیق نشان می دهد که فرصتهای رشد، رابطه بین قابلیت بازاریابی و بازده غیر عادی سهام را تعدیل می کند و از شدت آن میکاهد. به طور کلی، قابلیت کلی بازار سرمایه و قابلیت بازاریابی خرده فروشی بر بازده سهام عادی تأثیر منفی دارد. علاوه براین، این مطالعه به مفهوم دیدگاه مبتنی بر منابع در بازاریابی کمک می کند و نشان می دهد که این ویژگی نه تنها اموال نامشهود از قابلیت های بازاریابی است، بلکه همچنین پتانسیل رشدی که توسط قابلیت های بازاریابی نشان داده شده است که به توضیح افزایش بازده سهام کمک می کند.

چن و همکاران[2] (۲۰۱۲) به بررسی تأثیر تمرکز مالکیت و نوسان پذیری بازده سهام شرکتها در چین پرداختند. نتایج عینی این پژوهش نشان می دهد که تمرکز مالکیت توسط نهادهای خارجی (مالی و غیرمالی) نوسان پذیری قیمت بازده سهام شرکت را حتی بعد از کنترل ساختار کامل مالکیت، میزان عرضه با سفارش شرکت، نسبت بدهی به دارایی خالص و رفع مشکلات داخلی موجود افزایش می یابد.

غفوریان شاگردی و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهشی با عنوان، تاثیر بیش اعتمادی مدیر عامل بر رابطه بین نگهداشت وجه نقد و بازده غیرعادی در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران، به بررسی رابطه متغیرهای تحقیق پرداختند. جامعه آماری پژوهش شامل تمامی شرکت‌های پذیرفته در بورس اوراق بهادار تهران که پس از نمونه‌گیری، بالغ بر ۱۰۹ شرکت و در یک دوره زمانی ۵ ساله از سال ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۶ است، می‌باشد. جهت اندازه گیری متغیر نگه داشت وجه نقد از تغییرات وجه نقد نسبت به سال قبل تقسیم بر ارزش بازار شرکت در سال قبل و جهت اندازه گیری متغیر بازده غیر عادی از تفاوت بازده شرکت و بازده مورد انتظار شرکت استفاده شده است. روش آزمون فرضیات در مطالعه حاضر استفاده از رگرسیون معمولی چندگانه و با استفاده از نرم‌افزار ایویوز بوده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که بین نگه داشت وجه نقد و بازده غیرعادی رابطه معناداری وجود ندارد، همچنین بیش اعتمادی مدیر عامل نیز بر رابطه بین نگه داشت وجه نقد و بازده غیرعادی تاثیر معناداری ندارد.

لک و مولایی بیرگانی (۱۳۹۷) در این پژوهش تاثیر درصد مالکیت نهادی و تمرکز مالکیت بر بازده غیرعادی سهام را مورد بررسی قرار دادند. روش تحقیق این پژوهش توصیفی از نوع همبستگی بوده است. جامعه آماری شامل کلیه شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می باشد که تمامی این شرکتها، از سال ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳ مورد بررسی قرار گرفتند. یافته های پژوهش نشان داد بین بازده غیرعادی سهام و درصد اعضای غیرموظف هییت مدیره رابطه معنی دار وجود ندارد و همچنین درصد مالکیت نهادی بر بازده غیرعادی سهام اثرگذاراست.

جهانشیری (۱۳۹۷) به بررسی تاثیر بیش اعتمادی مدیر عامل بر بازده غیرعادی شرکت با در نظر گرفتن محدودیت مالی و فرصت رشد شرکت پرداخت و به این نتیجه رسید که بین نگهداشت وجه نقد و بازده غیرعادی رابطه معناداری وجود ندارد، همچنین بیش اعتمادی مدیر عامل رابطه بین نگه داشت وجه نقد و بازده غیرعادی را تعدیل نمی کند.

داودی و جنانی (۱۳۹۵) به بررسی تاثیر اعتماد بیش از حد مدیران بر بازده غیر عادی سهام در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار پرداختند. داده های مربوط به فرضیات و متغیرها از صورت های مالی، یادداشت های همراه صورتهای

[1] Angulo-Ruiz
[2] Chen et al

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

مالی، گزارش حسابرس، پایگاه های اطلاعاتی سازمان بورس و اوراق بهادار تهران، آمارهای مستند سازمان بورس و اوراق بهادار و هم چنین از نرم افزار ره آورد نوین استخراج شده است.نتیجه مربوط به فرضیه تحقیق در سطح اطمینان۹۹٪ پذیرفته می شود. به عبارتی بین اعتماد بیش از حد مدیران و بازده غیر عادی سهام رابطه معناداری وجود دارد.

روش‌شناسی پژوهش

این تحقیق از دیدگاه تقسیم بندی بر مبنای هدف، تحقیق کاربردی است. از سوی دیگر تحقیق حاضر از لحاظ طبقه بندی تحقیق بر حسب روش، از نوع توصیفی است. همچنین این تحقیق همبستگی از نوع علی (پس رویدادی) است، اجرای روش توصیفی می‌تواند صرفاً برای شناخت بیشتر شرایط موجود یا کمک به فرآیند تصمیم گیری و پیش بینی شرایط آتی باشد. یکی از انواع تحقیق توصیفی، تحقیق همبستگی است در این تحقیق رابطه میان متغیرها براساس هدف تحقیق تحلیل می‌شود.

جامعه آماری، حجم نمونه، روش نمونه‌گیری

جامعه آماری این پژوهش کلیه شرکتهای دولتی فعال در بورس اوراق بهادار تهران می باشد.
با توجه به گستردگی حجم جامعه آماری و وجود برخی نا هماهنگی ها و عدم تجانس بین اعضای جامعه، نمونه آماری با توجه به شرایط زیر و به روش حذف هدفمند انتخاب خواهد شد
الف) جامعه آماری این تحقیق، کلیه شرکت دولتی فعال در بورس هستند که از ابتدای سال ۱۳۹۲ در بورس اوراق بهادار پذیرفته شده، تا پایان سال ۱۳۹۹ حضور داشته باشند.
ب) به دلیل ماهیت و طبقه بندی متفاوت اقلام صوررت های مالی شرکت های سرمایه گذاری و واسطه‌گری مالی در مقایسه با شرکت های تولیدی، شرکت های سرمایه گذاری، شرکت های بیمه، بانک ها و موسسات تامین مالی در این پژوهش مورد بررسی قرار نمی گیرند.
ج) به دلیل لزوم محاسبه متغیرهای تحقیق و انجام آزمون فرضیات در مورد هر شرکت، اطلاعات مورد نیاز در رابطه با شرکت ها، در دسترس باشد.
د) برای رعایت قابلیت مقایسه پذیری، دوره مالی آنها منتهی به پایان اسفند ماه باشد.
با توجه به اعمال محدودیت های فوق، تعداد ۱۲۹ شرکت باقی مانده به عنوان نمونه آماری انتخاب شده است.

نحوه اندازه‌گیری متغیرهای پژوهش

در این قسمت نحوه اندازه گیری متغیرهای تحقیق ارایه می شود:

متغیر وابسته

برای اندازه گیری متغیر بازده غیرعادی از مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) استفاده شد:

$$Rit - Rft = \alpha_i + \beta_i(Rmt - Rft) + s_i(SMB) + h_i(HML) + \varepsilon_i$$

$Rit - Rft$ صرف ریسک سهام شرکت i در ماه t

$Rmt - Rft$ صرف ریسک بازار در ماه t

SMBt عامل اندازه شرکتها در ماه t

HMLt عامل نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام در ماه t

متغیرهای این مدل سه عاملی بصورت زیر محاسبه شده است:

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

Rit – Rft صرف ریسک سهام هر یک از شرکتهای نمونه می باشد که از طریق کسر بازده بدونه ریسک (Rf) از بازده سهام هر یک از شرکتها در ماه t به دست می آید.

بازده سهام هر شرکت نیز با استفاده از قیمت بازار سهام شرکت در اول و آخر دوره و نیز منافع مالکیت سهامدار در آن دوره، محاسبه شده است. Rf نیز نرخ بازده بدون ریسک می باشد که از نرخ سود اوراق مشارکت دولتی به عنوان نرخ بازده بدون ریسک استفاده می شود.

Rmt – Rft مازاد بدهی ماهیانه سبد بازار پس از نرخ بازده بدون ریسک در طول دوره مطالعه می باشد. این متغیر صرف ریسک بازار نامیده می شود. Rmt بازده ماهیانه بازار در سال t می باشد که از رابطه زیر محاسبه می شود:

$$Rmt = \frac{It-It-1}{It-1}$$

It شاخص کل قیمت در پایان دوره و It-1 شاخص کل قیمت در پایان دوره t-1

برای محاسبه دو متغیر دیگر مدل، یعنی عامل اندازه شرکت (SMBt) و عامل نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام شرکت (HMLt)، شرکتها اینگونه دسته بندی شده اند: در پایان هر سال کلیه شرکتهای بر اساس ارزش بازار مرتب شده اند و از میانه به دو پورتفوی شرکتهای با اندازه بزرگ (B) و شرکتهای با اندازه کوچک (S) تقسیم می شوند، طوری که هر پورتفوی ۵۰ درصد کل شرکتها را شامل شود. در مرحله بعد شرکتها، بر اساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام رتبه بندی شده و به سه گروه تقسیم می شوند که شامل به ترتیب ۳۰ درصد بالا (H)، ۴۰ درصد میانی (M) و ۳۰ درصد پایین (L) است. بنابراین کل شرکتها در شش پرتفوی به شرح زیر قرار می گیرند:

L	M	H	ارزش دفتری به بازار / ارزش بازار
S/L	S/M	S/H	S
B/L	B/M	B/H	B

SMBt عامل اندازه شرکت می باشد که پس از رتبه بندی شرکتها بر حسب اندازه از تفاوت بین میانگین ساده بازدهی پرتفوی ساخته شده شرکتهای بزرگتر از میانه (S/H و S/M و S/L) و میانگین ساده بازدهی پورتفوی ساخته شده شرکتهای کوچکتر از میانه (B/H و B/M و B/L) در هر ماه بدست می آید.

HMLt عامل ارزش دفتری به ارزش بازار شرکت در سال t است که تفاوت بین متوسط بازده دو پورتفوی ۳۰ درصد بالا (B/H و S/H) و متوسط بازده دو پورتفوی ۳۰ درصد پایین (S/L , B/L) در هر ماه بدست می آید.

لازم به ذکر است که دسته بندی شرکتها در پورتفوی ها برای تمامی متغیرها بصورت سالانه بوده اما محاسبه بازده این شرکتها بصورت ماهانه انجام می شود (قربانی و خطیری، ۱۳۹۳).

متغیر مستقل: کوته بینی مدیران

در این پژوهش مطابق پژوهش مرادی و باقری (۱۳۹۳) و مرادی و همکاران (۱۳۹۵)، کوته بینی مدیریت براساس روش اندرسون و سیائو (۱۹۸۲) اندازه گیری شده است. به منظور شناسایی و تعیین شرکت های کوته بین ابتدا لازم است سطح مورد انتظار بازده دارایی، هزینه بازاریابی و هزینه تحقیق و توسعه برای هر شرکت در هر دوره زمانی تعیین شود که از روابط زیر استفاده خواهد شد:

رابطه ۱) $ROA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ROA_{i.t-1} + \varepsilon_{i,t}$

رابطه ۲) $MktA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Mkt_{i.t-1} + \varepsilon_{i,t}$

رابطه ۳) $R\ \&\ D_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 R\ \&\ D_{i.t-1} + \varepsilon_{i,t}$

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

باتوجه به خطای پیش بینی این سه مدل، شرکت ها در چهار دسته اصلی به شرح مندرج در جدول زیر قرار می گیرند. در بین این گروه ها، علی رغم مثبت بودن عملکرد شرکت و افزایش بازده دارایی ها، مخارج و تحقیق و توسعه کاهش یافته است (مرادی و باقری، ۱۳۹۳).

جدول (۱): گروه بندی شرکت ها

گروه	اختلاف مقادیر واقعی و مورد انتظار		
	بازده دارایی ها	مخارج بازاریابی	مخارج تحقیق و توسعه
گروه ۱ (شرکت های کوته بین با بازده مثبت)	مثبت	منفی	منفی
گروه ۲ (شرکت های کوته بین با بازده منفی)	منفی	منفی	منفی
گروه ۳ (شرکت های غیر کوته بین با بازده مثبت)	مثبت	مثبت	مثبت
	مثبت	فقط تغییرات یکی از مخارج بازاریابی یا تحقیق و توسعه مثبت	
گروه ۴ (شرکت های غیر کوته بین با بازده منفی)	منفی	مثبت	مثبت
	منفی	فقط تغییرات یکی از مخارج بازاریابی یا تحقیق و توسعه مثبت	

متغیر تعدیلگر: سرمایه گذاران نهادی

درصد مالکیت سرمایه گذاران نهادی (Instit): سرمایه‌گذاران نهادی آن دسته از سرمایه‌گذاران نهادی با درصد مالکیت بزرگ‌تر یا برابر با ۵ درصد کل سهام شرکت هستند.

متغیرهای کنترلی:

اندازه شرکت (size): به وسیله لگاریتم طبیعی ارزش دفتری دارایی ها محاسبه می شود.

اهرم مالی (LEV) : اهرم مالی برابر با نسبت کل بدهی ها به کل دارایی است.

نسبت کیوتوبین (Qtobin): برابر با مجموع ارزش دفتری کل دارایی ها و ارزش بازار حقوق صاحبان سهام تقسیم بر ارزش دفتری دارایی ها می‌باشد.

سن شرکت (Age): لگاریتم طبیعی مدت زمان از تاریخ تاسیس شرکت تا سال مورد نظر.

مدل رگرسیونی برای فرضیه اول:

$$Abormal_{it} = \beta_0 + \beta_1 Shortsigh_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 Qtobin_{it} + \beta_5 Age_{it} + \varepsilon_{it}$$

مدل رگرسیونی برای فرضیه دوم:

$$Abormal_{it} = \beta_0 + \beta_1 Shortsigh_{it} + \beta_2 Innstit_{it} + \beta_3 (Shortsigh_{it} * Innstit_{it}) + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 LEV_{it} + \beta_6 Qtobin_{it} + \beta_7 Age_{it} + \varepsilon_{it}$$

یافته‌های توصیفی

به‌منظور بررسی مشخصات عمومی متغیرها و تجزیه و تحلیل دقیق آن‌ها، آشنایی با آمار توصیفی مربوط به متغیرها لازم است. جدول (۲)، آمار توصیفی داده‌های مربوط به متغیرهای مورد استفاده در تحقیق را نشان می‌دهد. آمار توصیفی مربوط به ۱۲۹ شرکت نمونه طی دوره زمانی ۸ ساله (۱۳۹۲ تا ۱۳۹۹) می‌باشد.

جدول (۲): آمار توصیفی متغیرهای کمی پژوهش

نام متغیر	نماد	تعداد	میانگین	انحراف معیار	کمترین	بیشترین
بازده غیرعادی	Abnormal	۱۰۳۲	۰,۷۴۷	۰,۷۰۵	۰,۰۰۵	۳,۹۴۸
سرمایه گذاران نهادی	Instit	۱۰۳۲	۰,۶۹۴	۰,۱۹۳	۰,۱۰۵	۰,۹۵۶

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

اندازه شرکت	SIZE	۱۰۳۲	۱۴,۴۷۰۸	۱,۵۸۳	۹,۷۲۵	۲۰,۴۶۷
اهرم مالی	Lev	۱۰۳۲	۰,۵۶۶	۰,۲۱۶	۰,۰۳۱	۱,۸۲۴
سن شرکت	AGE	۱۰۳۲	۳,۶۲۲	۰,۳۶۰	۲,۳۹۷	۴,۲۳۴
نسبت کیوتوبین	Qtobin	۱۰۳۲	۲,۲۸۱	۱,۸۱۳	۰,۶۹۳	۱۳,۱۳۸

اصلی‌ترین شاخص مرکزی، میانگین است که نشان‌دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص خوبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌هاست. برای مثال مقدار میانگین اهرم مالی برابر با ۰,۵۶۶ است که نشان می دهد ۵۶ درصد دارایی های این نوع شرکتها از طریق تامین مالی تشکیل شده است. به‌طورکلی پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین میزان پراکندگی از یکدیگر یا میزان پراکندگی آن‌ها نسبت به میانگین است. از مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است. مقدار این پارامتر برای نسبت کیوتوبین برابر با ۱,۸۱۳ و برای سهامداران نهادی برابر است با ۰,۱۹۳ می‌باشد که نشان می‌دهد این دو متغیر به ترتیب دارای بیشترین و کمترین انحراف معیار هستند. کمینه و بیشینه نیز کمترین و بیشترین را در هر متغیر نشان می‌دهد. به‌عنوان‌مثال بزرگ‌ترین مقدار اهرم مالی برابر با ۱,۸۲۴ است.

جدول (۳): توزیع فراوانی متغیر کوته بینی مدیران

شرح	فراوانی	درصد فراوانی
۰	۵۸۷	۵۶,۸۸
۱	۴۴۵	۴۳,۱۲
جمع کل	۱۰۳۲	۱۰۰,۰۰

همان‌طور که در جدول (۳) قابل مشاهده است، جمع کل شرکت- سال‌های مورد بررسی برابر با ۱۰۳۲ می‌باشد که از بین آن‌ها تعداد ۴۴۵ شرکت- سال یعنی ۴۳,۱۲ درصد مدیران شرکت‌ها کوته بین هستند و ۵۸۷ شرکت- سال معادل ۵۶۶,۸۸ درصد مدیران شرکت کوته بین نیستند.

آزمون مانایی متغیرها

یکی از نکاتی که بایستی همیشه قبل از برازش مدل‌ها در نظر داشت بررسی مانایی متغیرهای تحقیق می‌باشد. نا مانایی متغیرها یا به عبارتی تصادفی بودن سری زمانی متغیرها منجر به کاذب شدن مدل رگرسیونی برآورد شده می‌گردد. اگر متغیرهای سری زمانی مورداستفاده در برآورد ضرایب مدل ناپایا باشند، درحالی‌که هیچ رابطه مفهومی بین متغیرهای مدل وجود نداشته باشد، موجب می‌شود تا استنباط‌های نادرستی در مورد میزان ارتباط بین متغیرها انجام گیرد.

جدول (۴): آزمون مانایی (هادری) برای متغیرهای پژوهش

نام متغیر	نماد	آماره آزمون	معناداری	نتیجه
بازده غیرعادی	Abnormal	۶,۳۸۰۴	۰,۰۰۰۰	مانا است
سهامداران نهادی	INS	۱۴,۳۹۷۷	۰,۰۰۰۰	مانا است
اندازه شرکت	SIZE	۲۸,۱۲۸۴	۰,۰۰۰۰	مانا است
اهرم مالی	Lev	۱۴,۸۷۱۴	۰,۰۰۰۰	مانا است
سن شرکت	AGE	۴۱,۳۸۱۲	۰,۰۰۰۰	مانا است
نسبت کیوتوبین	Qtobin	۱۶,۴۴۵۴	۰,۰۰۰۰	مانا است

با توجه به جدول ۴ مشاهده می‌شود سطح معناداری همه متغیرها کمتر از ۵ درصد بوده و بیانگر مانا بودن متغیرهاست.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

آزمون اف لیمر (چاو) و هاسمن

آزمون F لیمر بیانگر این مطلب است که در سطح خطای ۵ درصد ما بین روش رگرسیون پانلی یا تابلویی (Panel) و تلفیقی (Pooling)، باید از روش رگرسیون تابلویی استفاده شود (p<۰,۰۰۱). همچنین می‌بایست، بین مدل‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی با استفاده از آزمون هاسمن مدل مناسب‌تر انتخاب شود. اگر سطح معناداری زیر ۵ درصد باشد روش اثرات ثابت و اگر بالای ۵ درصد باشد روش اثرات تصادفی ارجح است.

جدول (۵): نتایج آزمون اف لیمر (چاو) و هاسمن

آزمون / مدل	آزمون اف لیمر		آزمون هاسمن	
	آماره آزمون	سطح معنی‌داری	آماره آزمون	سطح معنی‌داری
مدل اول	۱,۳۵	۰,۰۰۸۷	۷۶,۳۷	۰,۰۰۰۰
مدل دوم	۱,۲۴	۰,۰۴۷۰	۵۵,۸۷	۰,۰۰۰۰

با توجه به نتایج جدول (۵) سطح معناداری آزمون اف لیمر در مدل‌های پژوهش کمتر از ۵ درصد است، از این رو نوع داده‌ها تابلویی و آزمون هاسمن تعیین کننده نوع رگرسیون خواهد بود با توجه به نتایج آزمون هاسمن در مدل های پژوهش سطح معناداری کمتر از ۵ درصد است لذا باید از روش پانل دیتا- ثابت استفاده کرد.

آزمون ناهمسانی واریانس

وقتی خطاها ناهمسان باشند، انحراف معیار عرض از مبدأ بسیار بزرگ می‌شود. انحراف معیار ضرایب شیب نیز به شکل ناهمسانی بستگی دارد. برای مثال اگر واریانس خطاها به شکل مثبتی با مجذور یک متغیر توضیحی در ارتباط باشد، انحراف معیار ضریب آن متغیر، بسیار بزرگ خواهد بود (افلاطونی، ۱۳۹۵).

جدول (۶): نتایج آزمون ناهمسانی واریانس

مدل آزمون	آماره آزمون	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون
مدل اول	۶۹۹۰,۰۷	۰,۰۰۰۰	وجود ناهمسانی واریانس
مدل دوم	۹۳۸۸,۲۲	۰,۰۰۰۰	وجود ناهمسانی واریانس

نتایج حاصل در جدول (۶) نشان می‌دهد که سطح معنی‌داری آزمون والد تعدیل شده در مدل‌های پژوهش کمتر از ۵ درصد می‌باشد و بیانگر وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلال می‌باشد که این مشکل در تخمین نهایی این دو مدل با اجرای دستور gls رفع شده است.

آزمون خودهمبستگی

یکی از فرض‌های اساسی در تخمین مدل رگرسیون به روش OLS عدم خودهمبستگی بین جملات خطا یا همبستگی سریالی است. چون مقادیری که متغیرهای توضیحی در مدل به خود می‌گیرند تصادفی هستند، بنابراین مقادیر خطا نیز باید در کل تصادفی باشند. یعنی، بین مقادیر جملات خطا همبستگی و ترتیب خاصی وجود نداشته باشد و در طول زمان به‌طور منظم تغییر نکند، زیرا اگر چنین باشد، تغییرات جملات خطا تصادفی نبوده و به مقادیر متغیرهای توضیحی وابسته خواهد بود. همبستگی بین مقادیر خطا ممکن است در بین سال‌های مختلف و یا در بین مقاطع مختلف وجود داشته باشد (بنی مهد و همکاران، ۱۳۹۵).

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

جدول (۷): نتایج آزمون خودهمبستگی سریالی

مدل آزمون	آماره آزمون	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون
مدل اول	۰,۰۳۱	۰,۸۶۱۴	عدم وجود خودهمبستگی
مدل دوم	۰,۰۵۰	۰,۸۲۲۶	عدم وجود خودهمبستگی

طبق نتایج جدول (۷) مشاهده می‌شود که سطح معناداری آزمون والدریج برای مدل‌های پژوهش بیشتر از ۵ درصد بوده و بیانگر عدم وجود خودهمبستگی سریالی در مدل‌ها می‌باشد.

نتیجه آزمون فرضیه اول

فرضیه اول بیان می‌دارد: کوته بینی مدیران بر بازده غیرعادی سهام تاثیر دارد.

مدل رگرسیونی به شرح زیر می‌باشد:

$$Abnormal_{it} = \beta_0 + \beta_1 Shsigh_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 Lev_{it} + \beta_4 AGE_{it} + \beta_5 Qtobin_{it} + \varepsilon_{it}$$

جدول (۸): نتیجه آزمون مدل اول

متغیرها	نماد	ضرایب	خطای استاندارد	آماره z	سطح معناداری
کوته بینی مدیران	Shsigh	۰,۴۷۵	۰,۰۷۱	۶,۶۵	۰,۰۰۰
اندازه شرکت	SIZE	۰,۰۰۰۹	۰,۰۲۲	۰,۰۴	۰,۹۶۷
اهرم مالی	Lev	-۰,۱۸۲	۰,۰۹۶	-۱,۸۹	۰,۰۵۹
سن شرکت	AGE	۰,۰۶۰۳	۰,۰۵۴	۱,۱۰	۰,۲۷۰
نسبت کیوتوبین	Qtobin	۰,۱۳۹	۰,۰۳۸	۳,۶۵	۰,۰۰۰
C		۰,۰۹۶	۰,۴۵۸	۰,۲۱	۰,۸۳۴
ضریب تعیین		۰,۲۶۳۷			
آماره والد		۵۳,۸۸			
سطح معناداری		۰,۰۰۰۰			

نتایج جدول (۸) نشان می‌دهد که متغیر کوته بینی مدیران با ضریب مثبت و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد تاثیر مستقیم بر بازده غیرعادی سهام دارد و فرضیه اول پذیرفته می‌شود. متغیر کنترلی نسبت کیوتوبین دارای ضریب مثبت و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد می‌باشد ازاین‌رو رابطه مستقیم و معناداری با متغیر وابسته دارد. ضریب تعیین برابر با ۲۶ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته‌اند ۲۶ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره والد برابر با ۵۳,۸۸ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می‌باشد ازاین‌رو می‌توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است.

نتیجه آزمون فرضیه دوم

فرضیه دوم بیان می‌دارد: سرمایه گذاران نهادی بر ارتباط بین کوته بینی مدیران و بازده غیرعادی سهام تاثیر دارد.

مدل رگرسیونی به شرح زیر می‌باشد:

$$Abnormal_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Shsigh_{it} + \beta_2 INS_{it} + \beta_3 (Shsigh_{it} \times INS_{it}) + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 Lev_{it} + \beta_6 AGE_{it} + \beta_7 Qtobin_{it} + \varepsilon_{it}$$

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

جدول (۹): نتیجه آزمون مدل دوم

متغیرها	نماد	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
کوته بینی مدیران	Shsigh	۰,۸۵۷	۰,۱۴۳	۵,۹۶	۰,۰۰۰
سرمایه گذاران نهادی	INS	-۰,۲۱۲	۰,۱۴۸	-۱,۴۳	۰,۱۵۲
کوته بینی * سرمایه گذاران نهادی	Shsigh*INS	-۰,۵۸۲	۰,۱۷۳	-۳,۳۶	۰,۰۰۱
اندازه شرکت	SIZE	-۰,۰۰۱	۰,۰۲۱	-۰,۰۶	۰,۹۵۴
اهرم مالی	Lev	-۰,۱۴۹	۰,۰۹۳	-۱,۶۰	۰,۱۰۹
سن شرکت	AGE	۰,۰۳۴	۰,۰۵۴	۰,۶۴	۰,۵۲۴
نسبت کیوتوبین	Qtobin	۰,۱۳۵	۰,۰۳۶	۳,۷۰	۰,۰۰۰
C		۰,۳۶۲	۰,۴۰۵	۰,۸۹	۰,۳۷۱
ضریب تعیین		۰,۲۸۸۳			
آماره والد		۷۳,۱۰			
سطح معناداری		۰,۰۰۰۰			

نتایج جدول (۹) نشان می‌دهد که متغیر تعاملی کوته بینی مدیران*سهامداران نهادی با ضریب منفی و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد تاثیر معکوس بر بازده غیرعادی سهام دارد و فرضیه دوم پذیرفته می‌شود. متغیر کنترلی نسبت کیوتوبین دارای ضریب مثبت و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد می‌باشد ازاین‌رو رابطه مستقیم و معناداری با متغیر وابسته دارد. ضریب تعیین برابر با ۲۸ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته‌اند ۲۸ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره والد برابر با ۷۳,۱۰ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می‌باشد ازاین‌رو می‌توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

این پژوهش به بررسی تاثیر کوته بینی مدیران بر بازده غیرعادی سهام با تاکید بر سرمایه گذاران نهادی می‌پردازد. برای برای اندازه گیری متغیر بازده غیرعادی از مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) استفاده شد. جامعه موردبررسی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران از سال ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۹ است. درواقع کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس، به‌عنوان جامعه انتخاب و سپس با اعمال شرایط و محدودیت‌هایی، ۱۲۹ شرکت واجد شرایط به‌عنوان نمونه موردبررسی، در نظر گرفته شد. با توجه به نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول مشاهده گردید که سطح معناداری مربوط به متغیر کوته بینی مدیران کمتر از ۵ درصد و ضریب مثبت است بنابراین این فرضیه پذیرفته می‌شود و می‌توان بیان کرد که کوته بینی مدیران بر بازده غیرعادی سهام تأثیر مستقیم و معنی‌داری دارد. نتیجه حاصل از این فرضیه همسو با پژوهش داودی و جنانی (۱۳۹۵) است. با توجه به نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم مشاهده گردید که سطح معناداری مربوط به متغیر تعامل سرمایه گذاران نهادی و کوته بینی مدیران کمتر از ۵ درصد و ضریب منفی است بنابراین این فرضیه پذیرفته می‌شود و می‌توان بیان کرد که سرمایه گذاران نهادی بر ارتباط بین کوته بینی مدیران و بازده غیرعادی سهام تاثیر معکوس دارد. با توجه به نتایج این پژوهش به تحلیلگران مالی پیشنهاد می‌شود تا در تجزیه‌وتحلیل اطلاعات تأثیر مستقیم کوته بینی مدیران بر بازده غیرعادی سهام و نقش تعدیلگر سرمایه گذاران بر ارتباط بین آنها را در مدل‌های تصمیم‌گیری خود مدنظر قرار دهند و توجه داشته باشند که در شرکت‌هایی که مدیران کوته بین هستند بازده های غیرعادی افزایش می یابد. به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود در شرکت‌هایی سرمایه‌گذاری کنند که درصد سهامداران نهادی آن‌ها بیشتر است چون در این شرکت‌ها نظارت بر مدیران بیشتر بوده و این نظارت منجر می‌شود تا نوسانات بالای سهام و باطدع غیرعادی ان کنترل گردد و شرکت موفقیت

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

بیشتری کسب کند برای محققان آتی پیشنهاد می گردد پژوهش حاضر را به تفکیک صنایع موجود در بورس اوراق بهادار تهران به منظور کنترل تأثیر صنعت انجام دهند همچنین، در مراحل مختلف چرخه عمر شرکت در بورس اوراق بهادار تهران انجام پذیرد و نتایج مقایسه گردد.

منابع

- ✓ پاکیزه، کامران، منطقی، خسرو، نوبخت، وحید، (۱۳۹۵)، بررسی تاثیر تمرکز مالکیت بر ریسک پذیری بانکهای تجاری خصوصی ایران، پژوهش های پولی بانکی، سال نهم، شماره ۲۷، صص ۱۰۹-۱۳۰.
- ✓ جهانشیری، رضا، (۱۳۹۷)، بررسی تاثیر بیش اعتمادی مدیر عامل بر بازده غیرعادی شرکت با در نظر گرفتن محدودیت مالی و فرصت رشد شرکت، پایان نامه کارشناسی ارشد حسابرسی، دانشگاه بین المللی امام رضا (ع)، دانشکده مدیریت و حسابداری.
- ✓ غفوریان شاگردی، امیر، جهانشیری، رضا، غفوریان شاگردی، محمد سجاد، (۱۳۹۸)، بررسی تاثیر بیش اعتمادی مدیر عامل بر رابطه بین نگه داشت وجه نقد و بازده غیرعادی در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران، چشم انداز حسابداری و مدیریت، دوره ۲، شماره ۱۷، صص ۷۹-۸۹.
- ✓ قربانی، بهزاد، خطیری، محمد، (۱۳۹۳)، روند بازده غیرمتعارف سهام و نوسان آن در طول زمان، حسابداری مالی، سال ششم، شماره ۲۱، صص ۱۱۰-۱۲۸.
- ✓ لک، لیلا، مولایی بیرگانی، فریبرز، (۱۳۹۷)، بررسی تاثیر درصد مالکیت نهادی و تمرکز مالکیت بر بازده غیرعادی سهام، پژوهشهای جدید در مدیریت و حسابداری، شماره ۱۸، صص ۲۶۱-۲۷۲.
- ✓ مکوندی، فرزین، مکوندی، فرید، (۱۳۹۸)، بررسی تاثیر قابلیتهای بازاریابی بر بازده غیرعادی سهام با تاکید بر نقش واسطه ای فرضت های رشد در بورس اوراق بهادار تهران، سومین کنفرانی بین المللی پژوهش های نویت در مدیریت، اقتصاد، حسابداری و بانکداری.
- ✓ ودیعی، محمدحسین، حسینی، سیدمحمد، (۱۳۹۱)، رابطه معیارهای ارزیابی عملکرد و بازده غیرعادی سهام، پژوهش های تجربی حسابداری، سال اول، شماره ۴، صص ۷۳-۸۷.
- ✓ Angulo-Ruiza. Fernando, Naveen. Donthub, Diego. Priorc, Josep. Rialpd (2018). How does marketing capability impact abnormal stock returns? The mediating role of growth, Journal of Business Research, Vol 82, Pp: 19–30.
- ✓ Bhojraj, S. and Libby, R. (2005). "Capital Market Pressure, Disclosure Frequency – Induced Earnings / Cash Flow Conflict, and Managerial Myopia. " Accounting Review 80(1): 1-20.
- ✓ Chen, S., Wang, K., & Li, X. (2012). Product market competition, ultimate controlling structure and related party transactions. China Journal of Accounting Research, 5, 293-306.
- ✓ Chen, X, Harford, J., Li,K.,(2007), "Monitoring which institutions matter?", Journal of Financial Economics, 86: 279-305.
- ✓ Fama, E. F. and Jensen, M. C(1983) “Separation of Ownership and control, journal of Law and Economics, 26, 301-325.
- ✓ Rani, Neelam, Surendra S. Yadav and P. K. Jain, (2013), Impact of Corporate Governance Score on Abnormal Returns of Mergers and Acquisitions, International Conference on Applied Economics (ICOAE) 2013, Procedia Economics and Finance 5 (2013) 637 – 646
- ✓ Tong, J. and Zhang, FF. (2015). "Do Capital Markets Punish Managerial Myopia?" Working Paper, University of Western Australia.