

پژوهش‌های حسابداری مالی

سال هشتم، شماره چهارم، پیاپی (۳۰)، زمستان ۱۳۹۵

تاریخ وصول: ۱۳۹۵/۲/۱۹

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۲/۱۱

صف: ۹۳-۱۱۴

بررسی تأثیر ریسک نکول بدھی بر ضریب واکنش سود؛ با تأکید بر ویژگی‌های حاکمیت شرکتی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

پری چالاکی^{*}، فرزاد غیور^{**}، هیوا بلکامه^{***}

* استادیار حسابداری، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران

pehalaki@gmail.com

** مریم حسابداری، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران

f.ghayour@urmia.ac.ir

*** کارشناس ارشد حسابداری، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران

h.belkame@yahoo.com

چکیده

ضریب واکنش سود، به توضیح و شناسایی دلایل متفاوت واکنش بازار به اطلاعات حسابداری می‌پردازد. یکی از اطلاعاتی که سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان، هنگام سرمایه‌گذاری در واحد تجاری و همچنین اطمینان به واحد تجاری به آن نیاز دارند، آگاهی در مورد ریسک نکول و احتمال ورشکستگی واحد تجاری است. هدف این پژوهش بررسی رابطه بین ریسک نکول و ضریب واکنش سود با تأکید بر ویژگی‌های حاکمیت شرکتی (نوع حسابرس، تمرکز مالکیت، استقلال هیأت مدیره و مالکیت نهادی) در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. نمونه آماری ۹۳ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، طی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲ تشکیل می‌دهد و در مجموع ۴۶۵ شرکت - سال بررسی شده است. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد، ریسک نکول تأثیر منفی و معناداری بر روی ضریب واکنش سود دارد. همچنین، شواهد پژوهش حکایت از آن دارد که نوع حسابرس و استقلال هیأت مدیره، تأثیری بر رابطه بین ریسک نکول و ضریب واکنش سود ندارند. در حالی که تمرکز مالکیت و مالکیت نهادی تأثیر مثبت و معناداری بر رابطه بین ریسک نکول و ضریب واکنش سود دارند.

واژه‌های کلیدی: ضریب واکنش سود، ریسک نکول، بازده غیرعادی، سود غیرمنتظره، حاکمیت شرکتی

۱- نشانی مکاتباتی نویسنده مسؤول: آذربایجان غربی، ارومیه، دانشکده اقتصاد و مدیریت، گروه حسابداری.

مقدمه

اندازه‌گیری می‌کند و نشان می‌دهد. این ضریب به توضیح و شناسایی دلایل متفاوت واکنش بازار به اطلاعات حسابداری می‌پردازد، چرا که واکنش‌های متفاوت سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات سود، موجب واکنش‌های متفاوت بازار می‌گردد [۳۱].

بررسی محتوای اطلاعاتی سود حسابداری، از دیرباز مورد توجه پژوهشگران بوده است. بر اساس شکل نیمه‌قوی فرضیه بازار کارا، قیمت اوراق بهادار، بازتاب کامل تمام اطلاعات عمومی شده است؛ بنابراین انتظار می‌رود، به دنبال اعلان سود شرکت، بازار به آن واکنش نشان دهد، اما تنها به میزان تغییرات جزء غیرمنتظره اخبار. میزان تغییرات قیمت سهام، به سبب تغییر غیرمنتظره سود، به وسیله ضریب واکنش سود نشان داده می‌شود [۲۵].

منظور از محتوای اطلاعاتی یک معیار حسابداری، میزان استفاده و فایده آن در فرایند تصمیم‌گیری فعالان بازار سرمایه است. وجود محتوای اطلاعاتی در اطلاعات منتشرشده ازسوی واحدهای تجاری، منجر به تغییر در رفتار سرمایه‌گذاران می‌شود تغییر رفتار سرمایه‌گذاران برای انجام سرمایه‌گذاری در بورس به عنوان واکنش بازار سرمایه بررسی می‌شود. از آنجایی که واکنش بازار سرمایه با واکنش سرمایه‌گذاران ارتباط دارد، باید گفت ارائه اطلاعات بدون محتوای اطلاعاتی، توان تأثیرگذاری بر بازار سرمایه ندارد و موجب تحریک بازار سرمایه نمی‌شود [۱۰].

پویایی بازار سرمایه به اعتماد سرمایه‌گذاران بستگی دارد و سرمایه‌گذاران با استفاده از اطلاعات مالی قابل اتکا تصمیمات خود را می‌گیرند. یکی از فرضیه‌های مطرح در حوزه حسابداری این است که حاکمیت شرکتی باعث افزایش قابلیت اتکای

سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان برای خرید، فروش، نگهداری سهام و اعطای اعتبار به شرکت‌ها، به اطلاعات نیاز دارند. مهم‌ترین منبع اطلاعاتی برای تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان، صورت‌های مالی است. صورت‌های مالی حاوی اطلاعات مهمی هستند که واکنش سرمایه‌گذاران به این اطلاعات اثر قابل توجهی بر تصمیم‌گیری آن‌ها دارد. سرمایه‌گذاران منطقی، سرمایه‌گذاری را به منظور کسب سود و افزایش آن انجام می‌دهند. بنابراین سود، عنصر اساسی است که بر تصمیمات استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی تأثیر می‌گذارد [۶].

پژوهش‌های حسابداری مبتنی بر بازار که شاخه‌ای از حسابداری است، به بررسی رابطه بین اطلاعات حسابداری و ارزش شرکت می‌پردازد. از جمله این پژوهش‌ها می‌توان به پژوهش بال و براون [۱۳] که در مورد بررسی رابطه بین سود حسابداری و بازده اوراق بهادار انجام شد، اشاره کرد. آن‌ها نشان دادند، شرکت‌های با اخبار خوب، بازده غیرعادی مثبت و با اخبار بد، بازده غیرعادی منفی دارند. با وجود این، یکی از مهم‌ترین تصمیماتی که پژوهشگران تجربی حسابداری مالی از پژوهش بال و براون [۱۳] گرفتند، این بود که واکنش‌های بازار در برابر اطلاعات مربوط به سود را شناسایی و توجیه کنند. آنها به این واکنش‌ها ضریبی را اختصاص دادند که به آن، ضریب واکنش سود (ERC)^۱ می‌گویند.

ضریب واکنش سود شاخصی است که بازده غیرمنتظره اوراق بهادار را نسبت به سود غیرمنتظره گزارش شده ازسوی شرکت منتشرکننده اوراق بهادار،

^۱ Earnings Response Coefficient (ERC)

مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش

بال و براون [۱۳] نشان دادند، بین سود و واکنش بازار سهام رابطه وجود دارد. آن‌ها بیان کردند، محتوای اطلاعاتی سود گزارش شده هنگامی مفید است که از سود مورد انتظار متفاوت باشد و بازار نیز بر همین اساس به صورت مستقیم نسبت به همسویی آن واکنش نشان می‌دهد؛ بنابراین بیشتر محتوای اطلاعاتی سود به وسیلهٔ بازار از طرق متفاوتی، قبل از اعلان سالیانهٔ پیش‌بینی می‌گردد [۲۰]. قوی‌ترین شواهدی که از پژوهش‌های بازار سرمایه به‌دست آمده است، مربوط به محتوای اطلاعاتی ارقام سود سالانه گزارش شده است. یکی از پژوهش‌های بازار سرمایه که در سال ۱۹۶۸ انتشار یافت، نشان داد سمت تغییر در سود گزارش شده حسابداری (نسبت به سال قبل) همبستگی مثبتی با تغییرات قیمت سهام داشته است. نتایج به‌دست آمده در این پژوهش با شکل نیمه‌قوی فرضیهٔ بازار کارا هماهنگی دارد.

مطالعات موجود در زمینهٔ ضریب واکنش سود، برخی از عواملی را که تعیین‌کنندهٔ ضریب واکنش سود است، شناسایی کرده‌اند؛ فرآگیرترین آنها بدین شرح است: ریسک نظام‌مند [۱۵] و [۳۰]، فرصت‌های رشد [۱۵] و پایداری سود [۱۵] و [۳۰] و اندازهٔ شرکت [۱۹].

نتایج پژوهش‌های انجام‌شده در کشورهای در حال توسعه نشان می‌دهد، ریسک نکول رابطهٔ منفی و معناداری با ضریب واکنش سود دارد [۳۴، ۳۲، ۱۷، ۲۶]. همچنین نتایج پژوهش‌های انجام‌شده گویای آن است که ریسک نکول عامل مهمی در ارزیابی از سوی سرمایه‌گذاران است و ضریب واکنش سود را کاهش می‌دهد؛ زیرا سود حسابداری، اطلاعاتی در مورد

گزارشگری مالی می‌شود [۵]. اگر ویژگی‌های حاکمیت شرکتی در شرکت‌ها به صورت قانونمند اعمال گردد، قابلیت اتکای سود افزایش یافته و سهامداران به سودهای اعلام‌شدهٔ شرکت‌های مذکور اتکا خواهند کرد و واکنش مناسب در قبال آن نشان خواهند داد که این موضوع در قیمت بازار سهام شرکت‌های مذکور منعکس خواهد شد [۱]. ریسک نکول، قدیمی‌ترین ریسک مالی است و حتی قبل از بروز نخستین نشانه‌های ریسک نرخ ارز و نرخ ریسک بهره، وجود داشته است [۳۳]. ریسک نکول با حاکمیت شرکتی خوب و مدیریت مناسب آن، کاهش می‌یابد و حاکمیت شرکتی ضعیف، وضعیت مالی یک شرکت را مختل می‌کند و ذی‌نفعان را در معرض زیان قرار می‌دهد. انتظار می‌رود شرکتی با حاکمیت شرکتی مناسب، بهتر بتواند تعهدات بدھی خود را به‌منظور اجتناب از پیامدهای نامطلوبی که نه تنها بر ارزش بدھی، بلکه بر ارزش حقوق صاحبان سهام تأثیر می‌گذارد، مدیریت کند [۲۵].

این پژوهش در صدد است که با استفاده از رویکرد محتوای اطلاعاتی سود به بررسی میزان تأثیرپذیری سود غیرمنتظره (ضریب واکنش سود) از بازدهٔ غیرعادی با توجه به تأثیر عامل ریسک نکول^۱ بدھی و ویژگی‌های حاکمیت شرکتی بپردازد. در واقع این پژوهش به دنبال پاسخی برای این پرسش است که آیا ریسک نکول به عنوان یکی از مهم‌ترین ریسک شرکت‌ها، تأثیری بر روی ضریب واکنش سود دارد یا نه، و اگر عوامل حاکمیت شرکتی در شرکت به صورت قانونمند اعمال شود، این ریسک چه تأثیری روی ضریب واکنش سود دارد؟

^۱ Default Risk (DR)

در مقابل شرکت‌های اهرمی (دارای بدھی)؛ بخش دوم، شرکت‌هایی با اهرم پایین در مقابل شرکت‌های با اهرم بالا. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد، ضریب واکنش سود برای شرکت‌های مبتنی بر سهام (بدون بدھی) و شرکت‌های با اهرم پایین، بزرگتر است.

بر اساس مطالعات صورت‌گرفته، دلیل اصلی محدودبودن قدرت توضیحی سودهای گزارش شده، محتوای اطلاعاتی پایین آن‌ها و محتوای اطلاعاتی پایین سودهای گزارش شده به دلیل پایین‌بودن قابلیت اتکای آنهاست. اگر ویژگی‌های حاکمیت شرکتی در شرکت‌ها به صورت قانونمند اعمال شود، قابلیت اتکای سود افزایش می‌یابد و سهامداران به سودهایی که شرکت‌های مذکور اعلام کرده‌اند، اتکا می‌کنند و واکنش مناسب در قبال آن نشان خواهند داد که این موضوع در قیمت بازار سهام شرکت‌های مذکور منعکس خواهد شد [۱].

آن [۲۲] به بررسی رابطه ریسک نکول و ضریب واکنش سود در ۱۲۸ شرکت کره‌ای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار طی سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۰ پرداخت. وی در این پژوهش از معیار اهرم مالی برای اندازه‌گیری ریسک نکول استفاده کرد و برای این آزمون اثر بتا بازار و نسبت رشد شرکت‌ها را بر ضریب واکنش سود مهار کرد. یافته‌های پژوهش نشان داد، بین ریسک نکول و ضریب واکنش سود رابطه منفی وجود دارد.

زکریا و همکاران [۳۴]، با استفاده از یک نمونه، شامل ۳۳۴ شرکت پذیرفته شده در بورس مالزی، بررسی کردند که آیا ریسک نکول تأثیری بر ضریب واکنش سود هنگام کنترل عوامل تشکیل‌دهنده ضریب واکنش سود - بتا، رشد، پایداری سود و اندازه - دارد. نتایج این پژوهش نشان داد، رابطه

ارزش کل شرکت و نه فقط در مورد ارزش سهام شرکت فراهم می‌آورد.

همچنین شواهد نشان می‌دهد حاکمیت شرکتی یکی از موارد تعیین‌کننده محتوای اطلاعاتی سود (همبستگی بین سود و بازده) است و محتوای اطلاعاتی سود بسته به سطح حاکمیت شرکتی در شرکت، متفاوت است. هنگامی که حاکمیت شرکتی افزایش می‌یابد، قدرت توجیه بازده به وسیله سود (همان محتوای اطلاعاتی) نیز افزایش می‌یابد [۳۲].

اهمیت این پژوهش پی‌بردن به تأثیر ریسک نکول به عنوان یکی از مهم‌ترین ریسک‌های شرکت بر روی ضریب واکنش سود شرکت‌ها با در نظر گرفتن ویژگی‌های حاکمیت شرکتی برای کمک به استفاده‌کنندگان از اطلاعات مالی و همچنین سرمایه‌گذاران به منظور اخذ تصمیمات منطقی است.

برای اندازه‌گیری محتوای اطلاعاتی سود از ضریب واکنش بازده به تغییرات سود در دوره‌ای مشخص استفاده کرده‌اند. به این ترتیب، ضریب واکنش سود معیاری برای محتوای اطلاعاتی سود به شمار می‌رود. نقطه قوت محتوای اطلاعاتی سود این است که در یک فاصله زمانی کوتاه اثر تغییرات غیرمنتظره سود را بر تغییرات قیمت سهام اندازه‌گیری و ضریب واکنش سود را دقیق‌تر بیان می‌کند [۱۲].

دالیوال و همکاران [۲۱] با در نظر گرفتن نتایج تحلیلی، به بسط این فرضیه می‌پردازند که ضریب واکنش سود، تابع منفی ریسک نکول است. آن‌ها به منظور تفکیک اثرات اهرم، از ریسک نکول بر روی ضریب واکنش سود بهره بردن و ضریب واکنش سود را بر اساس دو بخش مقایسه کردند؛ بخش اول، شرکت‌های مبتنی بر سهام (فاقد بدھی)

ابراهیمی‌کردلر و محمدی‌شاد [۲] با کنترل ریسک نظاممند و فرصت رشد، به بررسی رابطه بین ریسک نکول و ضریب واکنش سود پرداختند. شواهد پژوهش بیانگر آن است که بین ریسک نکول و ضریب واکنش سود رابطه منفی و معناداری وجود دارد.

حسن‌زاده و همکاران [۲۶] در یک مطالعه تجربی در ایران به شناسایی عوامل مؤثر بر ضریب واکنش سود پرداختند. در این پژوهش آن‌ها ۲۰۲ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادر تهران را برای دوره زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۲ بررسی کردند. یافته‌های پژوهش نشان داد، ضریب واکنش سود با کیفیت سود و فرصت‌های رشد و سوددهی رابطه مستقیم و مثبت دارد و با ریسک نظاممند، رابطه منفی و معکوس و با اهرم مالی هیچ رابطه‌ای ندارد. ستایش و ابراهیمی [۶] به بررسی تأثیر سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر محتوای اطلاعاتی سود شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادر تهران پرداختند. در این پژوهش از ضریب واکنش سود به عنوان معیار سنجش محتوای اطلاعاتی استفاده شده است. در این راستا تأثیر متغیرهای تمرکز مالکیت، مالکیت مدیریتی، مالکیت نهادی، مالکیت شرکتی، ترکیب هیأت‌مدیره و اندازه هیأت‌مدیره بر ضریب واکنش سود بررسی شد. یافته‌های پژوهش نشان داد، 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 شرکتی، ترکیب هیأت‌مدیره و اندازه هیأت‌مدیره با محتوای اطلاعاتی سود یافت نشد.

منفی و معناداری بین بتا و ضریب واکنش سود وجود دارد. همچنین رابطه مثبت و معناداری بین هر یک از عوامل پایداری سود، رشد و اندازه با ضریب واکنش سود وجود دارد. آنها در این پژوهش نسبت به حقوق صاحبان سهام را مقیاسی از ریسک نکول در نظر گرفتند و نتایج گویای رابطه منفی و معنادار ریسک نکول با ضریب واکنش سود بود. کیم [۲۸] در مطالعه‌ای، اثر ریسک نکول بر ضریب واکنش سود ۱۱۴ شرکت کره‌ای را طی سال‌های ۱۹۸۴-۱۹۹۸ بررسی کرد. وی از انتشار و بازخرید اوراق قرضه، به منزله مقیاس ریسک نکول استفاده کرد. نتایج نشان داد، ریسک نکول و ضریب واکنش سود رابطه منفی و ضعیفی با یکدیگر دارند. وی بیان کرد، ممکن است انتشار و بازخرید اوراق قرضه، مقیاس خوبی برای ارزیابی اثر ریسک نکول بر ضریب واکنش سود نباشد.

دالیوال و رینولدز [۲۳] و کیم و همکاران [۲۸] در دو پژوهش جداگانه عنوان کردند، علاوه بر ریسک نظاممند، ریسک نکول نیز باعث کاهش ضریب واکنش سود می‌شود. آنان برای اندازه‌گیری ریسک نکول از رتبه‌بندی اوراق قرضه استفاده کردند و با کنترل عوامل ریسک نظاممند و ثبات روند سودآوری، اثبات کردند ریسک نکول نیز ممکن است به شکل منفی بر ضریب واکنش سود مؤثر باشد.

شمس‌زاده و همکاران [۷] در پژوهش خود به بررسی رابطه بین رشد سود و بازده سهام با استفاده از مدل سود باقی‌مانده پرداختند و به این نتیجه رسیدند که بین رشد سود و بازده جاری و آتی سهام، رابطه مثبت و معنادار وجود دارد.

فرضیه اصلی دو: ویژگی‌های حاکمیت شرکتی بر شدت اثرگذاری ریسک نکول بر ضریب واکنش سود تأثیر معنادار دارد.

در فرضیه اصلی دو تأثیر ویژگی‌های حاکمیت شرکتی؛ نوع حسابرس، تمرکز مالیکت، استقلال هیأت مدیره و مالکیت نهادی بر شدت اثرگذاری ریسک نکول بر ضریب واکنش سود مدنظر است؛ بنابراین فرضیه‌های فرعی به صورت زیر بیان می‌شود:

فرضیه فرعی یک: اثر منفی ریسک نکول بر ضریب واکنش سود، در صورت دولتی بودن حسابرس کاهش خواهد یافت.

فرضیه فرعی دو: اثر منفی ریسک نکول بر ضریب واکنش سود، با افزایش تمرکز مالکیت، کاهش خواهد یافت.

فرضیه فرعی سه: اثر منفی ریسک نکول بر ضریب واکنش سود، با افزایش استقلال هیأت مدیره، کاهش خواهد یافت.

فرضیه فرعی چهار: اثر منفی ریسک نکول بر ضریب واکنش سود، با افزایش مالکیت نهادی، کاهش خواهد یافت.

روش پژوهش

این پژوهش از لحاظ طبقه‌بندی بر حسب روش، از نوع توصیفی است. همچنین از میان انواع پژوهش‌های توصیفی، از نوع همبستگی است؛ یعنی پژوهشگر در صدد یافتن رابطه علت و معلولی بین متغیرها و همچنین تعیین شدت و نوع رابطه است؛ چرا که در این پژوهش ارتباط بین ریسک نکول و ضریب واکنش سود با تأکید بر متغیرهای حاکمیت شرکتی مطالعه می‌شود.

خواجوی و همکاران [۴] در پژوهش خود طی دوره زمانی ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۷ قدرت توضیح دهنده‌گی اطلاعات حسابداری (محتوای اطلاعاتی سود) را با استفاده از مدل بازده و مدل قیمت بررسی کردند. نتایج تخمین مدل قیمت نشان داد، محتوای اطلاعاتی سود هر سهم بیشتر از ارزش دفتری هر سهم است. همچنین نتایج تخمین مدل بازده نشان داد که نسبت تغییرات سود هر سهم به قیمت، در مقایسه با نسبت سود هر سهم به قیمت دارای محتوای اطلاعاتی کمتری است.

خوش‌طینت و فلاح جوشقانی [۵] به بررسی تأثیر اهرم مالی بر ضریب واکنش سود پرداختند. آن‌ها در مطالعه خود با استفاده از رویکرد ترازنامه‌ای، دو تعریف از اهرم مالی ارائه کردند؛ اولی عبارت بود از ارزش دفتری بدھی‌ها به ارزش دفتری دارایی‌ها و دومی هم عبارت بود از ارزش دفتری بدھی‌ها به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام. بررسی تنها فرضیه پژوهش به کمک تجزیه و تحلیل رگرسیون در دوره زمانی ۱۳۸۳-۱۳۷۹ نشان داد، در تعریف نخست از اهرم در سطح کل نمونه و در تعریف دوم از اهرم در سطح بالای اهرم، بین اهرم مالی و ضریب واکنش سود رابطه منفی وجود دارد؛ ولی در تعریف نخست از اهرم در سطح پایین اهرم و در تعریف دوم در سطح کل نمونه و در سطح پایین اهرم بین اهرم مالی و ضریب واکنش سود رابطه معناداری مشاهده نشد.

فرضیه‌های پژوهش

فرضیه اصلی یک: ریسک نکول بر ضریب واکنش سود تأثیر منفی و معنادار دارد.

نرم افزارهای Excel 2013 (بهمنظور جمع‌آوری

داده‌ها)، Eviews 8 (برای آزمون پانل دیتا) و 12 (بهمنظور انجام ناهمسانی واریانس‌ها و آزمون خودهمبستگی) به تجزیه و تحلیل یافته‌ها و آزمون فرضیه‌ها پرداخته شده است.

تعريف عملیاتی متغیرها

با توجه به پرسش اصلی پژوهش و بر اساس مطالعات انجام‌شده، متغیر مستقل اصلی پژوهش حاضر، ریسک نکول است. در این پژوهش از شاخص فالمر [۲۴] برای سنجش ریسک نکول استفاده شده است. نحوه اندازه‌گیری شاخص فالمر نیز به شرح رابطه (۱) است:

$$F = 5.52x_{1,i,t} + 0.212x_{2,i,t} + 0.073x_{3,i,t} + 1.27x_{4,i,t} - 0.12x_{5,i,t} + 2.335x_{6,i,t} + 0.575x_{7,i,t} + 1.082x_{8,i,t} + 0.894x_{9,i,t} - 6.075 \quad (رابطه ۱)$$

روش و ابزار گردآوری اطلاعات

در خصوص ادبیات موضوع و بررسی پیشینهٔ پژوهش، از روش مطالعات کتابخانه‌ای و جست‌وجوی اینترنتی استفاده شده است و داده‌ها از صورت‌های مالی حسابرسی شده و یادداشت‌های توضیحی صورت‌های مالی شرکت‌های مندرج در سایت سازمان بورس اوراق بهادار سایت‌های اینترنتی، نظری سایت کدال، نرم افزارهای موجود در این زمینه، نظری نرم افزار رهآورد نوین استخراج شده است.

روش تجزیه و تحلیل اطلاعات

بهمنظور تجزیه و تحلیل داده‌ها و انجام آزمون فرضیه‌های پژوهش حاضر از روش تحلیل همبستگی استفاده شده است؛ بنابراین پس از اجرای مرحلهٔ مطالعات کتابخانه‌ای و استخراج اطلاعات کافی از نمونه‌ها و محاسبه ارزش متغیرها، با استفاده از

نگاره ۱. متغیرهای شاخص فالمر

نماد	شرح متغیرها
x_1	سود انباسته به کل دارایی‌های شرکت A در پایان سال t
x_2	فروش به کل دارایی‌های شرکت A در پایان سال t
x_3	سود قبل از کسر مالیات به حقوق صاحبان سهام شرکت A در پایان سال t
x_4	خالص جریانات نقدی عملیاتی به کل بدھی‌های شرکت A در پایان سال t
x_5	بدھی به کل دارایی‌های شرکت A در پایان سال t
x_6	بدھی جاری به کل دارایی‌های شرکت A در پایان سال t
x_7	لگاریتم کل دارایی‌های مشهود شرکت A در پایان سال t
x_8	سرمایه در گردش به کل بدھی‌های شرکت A در پایان سال t
x_9	لگاریتم سود قبل از بهره و مالیات به هزینه بهره شرکت A در پایان سال t

² www.codal.ir

¹ www.seo.i

بازده سهام i در دوره t ، با توجه به بازده بازار در دوره t ، برابر با $\alpha_i + \beta_i R_{mt}$ است. خطا ϵ_{it} برابر است با تفاوت میان بازده واقعی سهام i در دوره t و بازده مورد انتظار آن. در هر دوره‌ای، مقدار خطا ممکن است مثبت و یا منفی باشد.

متغیر مستقل مدل سود و بازده، سود غیرمنتظره^۳ است. سود غیرمنتظره برابر است با تفاوت سود هر سهم در سال جاری (t) با سود هر سهم در سال گذشته ($t-1$) و برای مقیاس‌شدن، بر قیمت سهام در پایان دوره گذشته تقسیم می‌شود [۲۶ و ۲۷].

متغیر وابسته

متغیر وابسته در این پژوهش ضریب واکنش سود است. ضریب واکنش سود اثر سود غیرمنتظره بر بازار سهام است؛ بنابراین برای اندازه‌گیری ضریب واکنش سود، از رابطه تخمین‌زده شده بین بازده غیرعادی سهام و جزء غیرمنتظره سود استفاده می‌شود؛ یعنی رابطه (۴):

$$UR = ERC \times (UX / P) \quad (4)$$

بنابراین اگر ضریب واکنش سود (ERC) با متغیرهای X_1, X_2, \dots, X_n تخمین‌زده شود، در آن صورت طبق رابطه (۵) خواهیم داشت [۲۲ و ۲۳]:

$$UR = f(X_1, X_2, \dots, X_n) \times (UX/P) \quad (5)$$

که در رابطه (۴) و (۵) :

UR: بازده غیرعادی هر سهم P : سود غیرمنتظره تقسیم بر قیمت هر سهم X_1, X_2, \dots, X_n : عوامل تعیین‌کننده ضریب واکنش سود؛ P : قیمت هر سهم

بازده غیرعادی^۱: متغیر وابسته در رگرسیون سود و بازده، بازده غیرعادی است که به کمک بازده غیرعادی انباسته^۲ (CAR) برآورده می‌شود. بازده غیرعادی سهام، از تفاوت بین بازده واقعی و بازده مورد انتظار به دست می‌آید و مجموع آن طی یک سال برابر بازده غیرعادی انباسته می‌شود. یا به عبارتی دیگر، بازده غیرعادی انباسته، برابر مجموع نرخ بازده‌ی است که شرکت، مازاد بر نرخ بازده مورد انتظار در یک سال کسب کرده است. بازده مورد انتظار به کمک مدل بازار شارپ (1963) از طریق رابطه (۲) تخمین زده می‌شود:

$$E(R_{it}) = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt} \quad (2)$$

$E(R_{it})$: بازده مورد انتظار سهم i در دوره t ، $\hat{\alpha}_i$ و $\hat{\beta}_i$: شاخص‌های برآورده برای الگوی بازار، R_{mt} : بازده واقعی پرتفوی بازار در دوره t شاخص‌های مذکور بر مبنای داده‌های تاریخی برای ۶۰ ماه برآورده می‌شود. چنانچه تعداد داده‌های موجود برای تخمین رگرسیون رابطه (۲) از ۳۰ کمتر باشد، شرکت از نمونه حذف می‌شود [۲۶ و ۲۸]؛ برای مثال بازده مورد انتظار سال ۸۸ از طریق بازده ماهیانه از فروردین ۸۳ تا اسفند ۸۷ (۶۰ ماه) تخمین زده شده است. برای این کار ابتدا β تاریخی محاسبه شده و سپس α از طریق تفاضل متوسط بازده‌ی سهام از حاصل ضرب بتا در متوسط بازده‌ی بازار تعیین شده است.

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

که در آن: R_{it} : برابر بازده شرکت i ؛ برابر با بازده بازار.

³ Unexpected Earnings

¹ Unexpected Return

² Cumulative Abnormal Return(CAR)

مجموع مربعات نسبت سرمایه نگهداری شده به وسیله هر یک از سهامداران به کل سهام [۴ و ۶]. دلیل انتخاب ۵٪ نیز این است که برخی از شرکت‌های بررسی شده، میزان مالکیت کمتر از ۵٪ را در گزارش‌های مالی خود افشا نکرده‌اند؛ بنابراین با توجه به کم اهمیت بودن درصدهای کمتر از ۵٪ و در راستای همگن‌شدن نحوه اندازه‌گیری در خصوص همه شرکت‌ها، درصد مالکیت بزرگتر و مساوی ۵٪ در محاسبه فرمول‌ها لحاظ شده است [۸ و ۹]. فرمول شاخص هرفیندال-هیرشمن به صورت زیر است:

$$HHI = \sum_{i=1}^n (SHARE_{i,j})^2 \quad (۸)$$

که در این رابطه $SHARE_{i,j}$ درصد سهام تحت تملک سهام i در شرکت j است.

مالکیت نهادی^۳: سرمایه‌گذاران نهادی شامل بانک‌ها، شرکت‌های بیمه، صندوق‌های بازنشتگی، شرکت‌های سرمایه‌گذاری و سایر مؤسسه‌هایی هستند که به خرید و فروش حجم بالای از اوراق می‌پردازند [۱۶]. علاوه بر این، مطابق با تعریف بند ۲۷ ماده ۱ قانون اوراق بهادر جمهوری اسلامی ایران، از سرمایه‌گذاران نهادی، هر شخص حقیقی یا حقوقی که بیش از ۵ درصد و یا بیش از ۵ میلیارد ریال از ارزش اسمی اوراق بهادر در دست انتشار را خریداری کند، نیز جزو این گروه از سرمایه‌گذاران محسوب می‌شوند؛ بنابراین با مراجعه به یادداشت‌های همراه در صورت‌های مالی و از طریق بررسی ساختار مالکیت شرکت‌ها میزان درصد مالکیت سهامداران نهادی از سهام در هر شرکت، مشخص گردیده است. استقلال هیأت مدیره^۴: در پژوهش حاضر مقدار این متغیر از تقسیم تعداد اعضای غیرموظف

ضریب (UX/P) $\times X_i$ در رگرسیون UR روی i {UX/P}، نشان‌دهنده اثر X_i بر ERC است [۱۴، ۲۲، ۲۴].

روش رگرسیون معکوس یکی از رویکردهای فراگیری است که در تحلیل روابط بین بازده و سود حسابداری، برای کاهش خطای ناشی از اندازه‌گیری سود غیرمنتظره استفاده می‌شود؛ بنابراین مطابق پژوهش‌های پژوهشگرانی همچون بیور و همکاران [۱۴]، کورمندی و لاپ [۳۰]، دالیوال و رینولدز [۲۳]، در این پژوهش نیز از رگرسیون معکوس استفاده شده است؛ به این صورت که اثر عامل i به کمک رگرسیون نشان داده شده در رابطه (۶) تخمین زده می‌شود [۳۳ و ۱۸]:

$$UX/P = [I/f(X_1, X_2, \dots, X_n)] / UR \quad (۶)$$

يعنى معادله رگرسیون به صورت رابطه (۷) است:

$$UX / P = \alpha_0 + \alpha_1 UR + \alpha_2 UR \times X_1 + \alpha_3 UR \times X_2 + \dots + \alpha_{n+1} UR \times X_n + \varepsilon \quad (۷)$$

نکته شایان اهمیت این است که در این شکل، آزمون ضرایب با معکوس ضریب واکنش سود یا ضریب واکنش بازده (RRRC) ارتباط دارند؛ بنابراین اگر ضریب $X_i \times UR$ منفی و معنادار باشد، به این معناست که X_i با ضریب واکنش سود رابطه مثبت و معنادار دارد [۳۳].

متغیرهای تعدیل کننده

تمرکز مالکیت^۱: در این پژوهش به‌منظور محاسبه نسبت تمرکز مالکیت از شاخص هرفیندال - هیرشمن^۲ (HHI) و برای درصد مالکیت بزرگتر و مساوی ۵٪ استفاده شده است که برابر است با

³ Institutional ownership

⁴ Board Independence

¹ Ownership concentration

² Herfindahl - Hirschman

هیأت مدیره شرکت‌ها بر تعداد کل اعضای هیأت مدیره محاسبه می‌شود [۵].

$$\frac{\text{اعضای غیر موظف هیأت مدیره}}{\text{کل اعضای هیأت مدیره}} = \frac{\text{درصد اعضای غیر موظف}}{\text{نوع حسابرس}}^1$$

نوع حسابرس^۱: برای اندازه‌گیری نوع حسابرس از یک متغیر مجازی دووجهی صفر و یک استفاده شد؛ بدین معنا که به شرکت‌هایی که سازمان حسابرسی، حسابرسی کرده، عدد ۱ و به سایر شرکت‌ها که مؤسسه‌ای غیر سازمان حسابرسی، حسابرسی کرده است، عدد صفر اختصاص داده شده است [۲].

متغیرهای کنترلی

ریسک نظاممند (β): بتای سهام، به کمک رگرسیون بازده شرکت و بازار هم‌زمان با برآورد بازده غیرعادی انباشته برای ۶۰ ماه محاسبه شده است.

نرخ فرصت‌های رشد: این مقیاس در بسیاری از مطالعات مربوط به ضریب واکنش سود استفاده شده است و از طریق نسبت ارزش بازار سهام شرکت به ارزش دفتری سهام شرکت اندازه‌گیری می‌شود [۱۸ و ۲۸]. در پژوهش حاضر این متغیر به همین روش اندازه‌گرفته شده است.

مدل‌های آزمون فرضیه‌های پژوهش

مدل آزمون فرضیه‌ها با افروzen مقیاسی از ریسک نکول (DR) به مجموعه $\{X_i\}$ و تخمین رگرسیون در مدل‌های زیر سنجیده می‌شود:

فرضیه اصلی یک: ریسک نکول بر ضریب واکنش سود تأثیر منفی و معنادار دارد.

مدل آزمون فرضیه اصلی یک [۳۳]:

$$UX_{it}/P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 UR_{it} + \alpha_2 UR \times DR_{it} + \alpha_3 UR \times DR \times OWNCON_{it} + \alpha_4 UR \times OWNCON_{it} + f_{(control variables)} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

UX / P: سود غیرمنتظره تقسیم بر قیمت هر سهم، UR: بازده غیرعادی هر سهم، DR: ریسک نکول، BETA: ریسک نظاممند (β) و GROWTH: نرخ فرصت‌های رشد.

اگر $\alpha_2 < 0$ و معنادار باشد، میان آن است که ریسک نکول بر ضریب واکنش سود تأثیر منفی و معنادار دارد.

فرضیه اصلی دو: ویژگی‌های حاکمیت شرکتی بر شدت اثرگذاری ریسک نکول بر ضریب واکنش سود تأثیر معنادار دارد.

مدل آزمون فرضیه اصلی دو [۳۳]:

$$UX_{it}/P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 UR_{it} + \alpha_2 UR_{it} \times DR_{it} + \alpha_3 UR_{it} \times DR_{it} \times CG_{it} + \alpha_4 UR_{it} \times CG_{it} + \alpha_5 UR_{it} \times BETA_{it} + \alpha_6 UR_{it} \times GROWTH_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

که در آن:

UX / P: سود غیرمنتظره تقسیم بر قیمت هر سهم، UR: بازده غیرعادی هر سهم، DR: ریسک نکول، BETA: ویژگی‌های حاکمیت شرکتی، CG: ریسک نظاممند (β) و GROWTH: نرخ فرصت‌های رشد.

اگر $\alpha_3 > 0$ و معنادار باشد، میان آن است که ویژگی‌های حاکمیت شرکتی از تأثیر منفی ریسک نکول بر ضریب واکنش سود می‌کاهد.

فرضیه فرعی یک، فرضیه اصلی دو: اثر منفی ریسک نکول بر ضریب واکنش سود، با افزایش تمرکز مالکیت، کاهش خواهد یافت.

$$UX_{it}/P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 UR_{it} + \alpha_2 UR \times DR_{it} + \alpha_3 UR \times DR \times OWNCON_{it} + \alpha_4 UR \times OWNCON_{it} + f_{(control variables)} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

^۱ Auditor Type

بررسی تأثیر ریسک نکول بدھی بر ضریب واکنش سود؛ با تأکید بر ویژگی‌های حاکمیت شرکتی در شرکت‌های .. ۱۰۳/

$$\begin{aligned} UX_{it}/P_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 UR_{it} + \alpha_2 UR_{it} \times DR_{it} + \alpha_3 UR_{it} \\ & \times DR_{it} \times AUD_{it} + \alpha_4 UR_{it} \times AUD_{it} + f \text{ (control} \\ & \text{variables)} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (14)$$

که در آن:

AUD: نوع حسابرس

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادر تهران، بین بازه زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲ است و روش نمونه‌گیری این پژوهش، روش غربالگری است. بدین ترتیب شرکت‌های جامعه آماری که این شرایط را داشتند، به عنوان نمونه آماری انتخاب و بقیه حذف شده‌اند. نمونه انتخابی شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادر تهران خواهد بود که شرایط زیر را داشته باشند:

۱. جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری مالی، بانک‌ها، املاک و بیمه‌ها نباشد؛ زیرا این شرکت‌ها ماهیت و طبقه‌بندی اقلام صورت‌های مالی متفاوتی دارند.

۲. قبل از سال ۱۳۸۸ در بورس پذیرفته شده باشند.

۳. به دلیل کنترل اثر زمان پایان سال مالی شرکت منتهی به پایان اسفند باشد.

۴. داده‌های مورد نیاز برای کلیه دوره‌ها از شرکت در دسترس باشد.

۵. حداقل تعداد داده مورد نیاز برای تخمین بازده مورد انتظار سهام و بتا در دسترس باشد.

۶. بیش از شش ماه وقفه معاملاتی نداشته باشد.

برای افزایش دقت اندازه‌گیری، داده‌های پرت از نمونه حذف شد و با توجه محدودیت‌های فوق،

که در آن:

OWNCON: تمرکز مالکیت

اگر $\alpha_3 > 0$ و معنادار باشد، مبین آن است که با افزایش تمرکز مالکیت از تأثیر منفی ریسک نکول بر ضریب واکنش سود کاسته می‌شود.

فرضیه فرعی دو، فرضیه اصلی دو: اثر منفی ریسک نکول بر ضریب واکنش سود، با افزایش مالکیت نهادی، کاهش خواهد یافت.

$$\begin{aligned} UX_{it}/P_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 UR_{it} + \alpha_2 UR_{it} \times DR_{it} + \alpha_3 UR_{it} \\ & \times DR_{it} \times INSOWN_{it} + \alpha_4 UR_{it} \times INSOWN_{it} + f \\ & \text{(control variables)} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (12)$$

که در آن:

INSOWN: مالکیت نهادی

اگر $\alpha_3 > 0$ و معنادار باشد، مبین آن است که با افزایش مالکیت نهادی از تأثیر منفی ریسک نکول بر ضریب واکنش سود کاسته می‌شود.

فرضیه فرعی سه، فرضیه اصلی دو: اثر منفی ریسک نکول بر ضریب واکنش سود، با افزایش استقلال هیأت مدیره، کاهش خواهد یافت.

$$\begin{aligned} UX_{it}/P_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 UR_{it} + \alpha_2 UR_{it} \times DR_{it} + \alpha_3 UR_{it} \\ & \times DR_{it} \times BRDIND_{it} + \alpha_4 UR_{it} \times BRDIND_{it} + f \\ & \text{(control variables)} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (13)$$

که در آن:

BRDIND: استقلال هیأت مدیره

اگر $\alpha_3 > 0$ و معنادار باشد، مبین آن است که با افزایش استقلال هیأت مدیره از تأثیر منفی ریسک نکول بر ضریب واکنش سود کاسته می‌شود.

فرضیه فرعی چهار، فرضیه اصلی دو: اثر منفی ریسک نکول بر ضریب واکنش سود، در صورت دولتی بودن حسابرس کاهش خواهد یافت.

نرمال بودن یا غیرنرمال نبودن توزیع داده‌ها پی برد، اما آزمون جارک‌برا آزمونی است که برای این بررسی بیشتر عمومیت دارد و همان‌طور که در نگاره (۲) مشاهده می‌شود، سطح معناداری در هر کدام از متغیرها، همگی کمتر از ۵ درصد است، پس فرضیه H_0 (نرمال بودن توزیع) رد می‌شود و با اطمینان ۹۵ درصد می‌توان گفت این متغیرها دارای توزیع نرمال نیستند. مادامی که اندازه نمونه به حد کافی بزرگ باشد، نقض فرض نرمال بودن جزء خطأ، مشکلی در برآذش ایجاد نمی‌کند [۱۵]. با وجود این، بر اساس قضیه حد مرکزی، ضرایب در داده‌های با تعداد مشاهدات بالا نرمال محسوب می‌شوند، هر چند توزیع اجزا نرمال نباشد [۲۴]. در این پژوهش نیز از آنجا که تعداد داده‌ها از ۴۶۵ شرکت - سال تشکیل شده است، مشکلی در این مورد وجود نخواهد داشت.

۹۳ شرکت و در مجموع ۴۶۵ شرکت - سال $= ۹۳ \times 5$ به عنوان نمونه مورد بررسی انتخاب شد.

یافته‌های پژوهش

بررسی آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

با توجه به مقادیر به دست آمده در نگاره (۲) می‌توان گفت متغیر «مالکیت نهادی» دارای کمترین ضریب تغییرات معادل ۰/۲۵۲ بود؛ بنابراین دارای بیشترین ثبات و پایداری طی دوره ۵ ساله است و همچنین متغیر «سود غیرمنتظره» دارای بیشترین ضریب تغییرات بود (۰/۰۶۸) و در نتیجه کمترین پایداری را در بین متغیرهای پژوهش دارد. همچنین یکی از مهمترین استفاده‌هایی که می‌توان از نماگر آمار توصیفی داشت، قضاوت در مورد نرمال یا غیرنرمال بودن داده‌هاست. با استفاده از مقادیر ارائه شده برای چولگی و کشیدگی متغیرها می‌توان به

نگاره ۲. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرها	میانگین	انحراف معیار	ضریب تغییرات	چولگی	کشیدگی	جارک برا	سطح معناداری
سود غیرمنتظره	۰/۰۳۳	۰/۱۶۸	۵/۰۶۸	۰/۹۵۷	۶/۷۹۱	۳۴۹/۶	۰/۰۰۰
بازدۀ غیرعادی	۰/۱۳۴	۰/۶۳۵	۴/۷۲۰	۰/۷۱	۳/۴۶۸	۴۳۷/۳۸	۰/۰۰۰
شاخص فالمر	۰/۳۳۹	۰/۴۷۴	۱/۳۹۵	۰/۶۷۶	۱/۴۵۷	۸۱/۵۵۸	۰/۰۰۰
تمرکز مالکیت	۰/۳۲۹	۰/۱۹۶	۰/۵۹۶	۰/۶۷۰	۲/۳۰۱	۳۶/۵۸۱	۰/۰۰۰
مالکیت نهادی	۰/۷۶۸	۰/۱۹۳	۰/۲۵۲	-۱/۷۹	۶/۳۵۷	۴۶۶/۹۶۲	۰/۰۰۰
استقلال	۰/۶۷۶	۰/۱۹۲	۰/۲۸۴	-۰/۳۴۹	۲/۹۹۲	۹/۴۸۴	۰/۰۰۸۷
هیأت مدیره							
بنا	۰/۴۷۴	۰/۴۷۶	۱/۰۰۵	۰/۷۳۳	۲/۷۲۳	۵۱/۸۳۵	۰/۰۰۰
فرصت رشد	۲/۲۳۲	۱/۶۵۷	۰/۷۴۲۱	۰/۳۰۵	۱۸/۴۷۵	۴۶۴۷/۳۴۷	۰/۰۰۰

منبع : یافته‌های پژوهش

متغیرهای وابسته، مستقل، تعديل‌گر و کنترلی طی دوره پژوهش پایا هستند. با مانابودن متغیرها می‌توان نتیجه گرفت، مدل طراحی شده برای فرضیه‌ها دارای مشکل رگرسیون کاذب نخواهد بود.

بررسی مانایی متغیرهای پژوهش

برای بررسی مانایی متغیرها از آزمون ریشه واحد از نوع «لین، لیون و چاو» و «هادری» استفاده شده است. با توجه به سطح معناداری هر یک از این آزمون‌ها، در سطح اطمینان ۹۵ درصد، باید گفت

نگاره ۳. آزمون مانایی متغیرهای پژوهش

نتیجه	آزمون لین، لیون و چاو				نام متغیر	
	(Hadri)		(Levin, Lin & Chu)			
	احتمال	F	آماره	احتمال	F	آماره
ماناست	۰/۰۰۰	۸۶/۵۵۳۴	۰/۰۰۰	-۸/۰۰۶۹۵	سود غیرمنتظره	
ماناست	۰/۰۰۰	۷۸/۵۵۷۰	۰/۰۰۰	-۹/۰۰۶۷۱	بازده غیرعادی ابناشته	
ماناست	۰/۰۰۰	۷۵/۴۹۷۷	۰/۰۰۰	-۱۳/۴۷۳۶	شاخص فالمر	
ماناست	۰/۰۰۰	۵۴/۸۷۵۱	۰/۰۰۰	-۱۱/۵۶۷۰	نوع حسابرس	
ماناست	۰/۰۰۰	۹۶/۳۱۹۹	۰/۰۰۰	-۴۶۲/۰۰۱۹	تمرکز مالکیت	
ماناست	۰/۰۰۰	۶۸/۸۷۸۶	۰/۰۰۰	-۲۲/۳۷۳۷	استقلال هیأت مدیره	
ماناست	۰/۰۰۰	۹۷/۵۵۹۷	۰/۰۰۰	-۴۸۱۳/۱۰	مالکیت نهادی	
ماناست	۰/۰۰۰	۹۳/۵۷۴۹	۰/۰۰۰	-۷/۷۸۸۰۱	بنا	
ماناست	۰/۰۰۰	۹۷/۱۹۳۷	۰/۰۰۰	-۳۰/۳۱۵۴	فرصت رشد	

منبع: یافته‌های پژوهش

آماره آزمون F لیمر برای همه فرضیه‌ها بیانگر تلفیقی بودن آنهاست و به همین دلیل نیازی به آزمون هاسمن برای تشخیص ثابت یا تصادفی بودن مدل نیست.

آزمون F لیمر برای تشخیص تلفیقی یا ترکیبی بودن در این پژوهش، برای تشخیص انتخاب بین تلفیقی (pooled) یا ترکیبی (panel) بودن فرضیه‌های پژوهش از آزمون F لیمر استفاده شده است. احتمال

نگاره ۴. نتایج آزمون F لیمر

تعیین الگو	هاسمن			تعیین مدل	لیمر F		فرضیه‌ها
	P-Value	Chi - square			P-Value	F	
-	-	-		pooled	۰/۸۳۰۲	۰/۸۴۷۱۸۴	فرضیه اصلی اول
-	-	-		pooled	۰/۸۳۴۹	۰/۸۴۴۳۹۲	فرضیه فرعی یک
-	-	-		pooled	۰/۷۷۱۱	۰/۸۷۸۲۹۲	فرضیه فرعی دو
-	-	-		pooled	۰/۸۴۶۳	۰/۸۳۷۶۴۶	فرضیه فرعی سه
-	-	-		pooled	۰/۸۲۵۸	۰/۸۴۹۶۳۴	فرضیه فرعی چهار

منبع: یافته‌های پژوهش

دوربین واتسون (۲۲۹/۲)، مشکل خودهمبستگی نیز
ندارد. علاوه بر این ضریب تعیین تغییر شده نشان
می دهد، در دوره پژوهش (۳۹۸/۰) از تغییرات متغیر
وابسته (سود غیرمنتظره) تحت تأثیر متغیرهای
مستقل و کنترلی بوده است. همچنین نتایج نشان
می دهد، ضریب بازده غیرعادی در ریسک نکول
 $(CAR \times DR)$ برابر با (۵۶۸۵۴/۰) مثبت و با
احتمال (۰/۰۰۰۰) معنادار نیز است. در نتیجه فرضیه
اول تأیید می شود. ضریب بازده غیرعادی در بتا
 $(CAR \times BETA)$ برابر با (۶۵۸۲۲/۰) مثبت و با
احتمال (۰/۰۰۰۰) معنادار است. ضریب بازده
 $(CAR \times GROWTH)$ غیرعادی در فرصت رشد
برابر با (۴۱۴۲/۰) مثبت و با احتمال (۲۰۶۴/۰)
معنادار نیست. در نتیجه رابطه ای بین فرصت رشد و
ضریب واکنش سود وجود ندارد.

آزمون ناهمسانی واریانس‌ها و خودهمبستگی

نتایج بررسی آزمون ناهمسانی واریانس‌ها نشان می‌دهد، سطح معناداری کمتر از ۵ درصد بوده است؛ بنابراین فرض صفر رد می‌شود، به این معنا که برای آزمون نهایی باید از آزمون حداقل مربعات تعمیم‌یافته تخمینی (EGLS) استفاده کرد. همچنین هیچ‌کدام از فرضیه‌های پژوهش مشکل خودهمبستگی ندارند؛ چون سطح معناداری در همهٔ فرضیه‌ها بیشتر از سطح خطای ۵ درصد است.

آزمون فرضیه‌های پژوهش

فرضیه اصلی اول: ریسک نکول بر ضریب واکنش سود تأثیر منفی و معنادار دارد.

نتایج مربوط به آزمون فرضیه یک در نگاره (۵) نشان می‌دهد با احتمال آماره $F(0/0000)$ مدل در حالت کلی معنادار بوده است و با توجه به آماره

نگاره ۵. نتایج آزمون فرضیه اصلی پک پژوهش

متغیرها	ضریب	انحراف معیار	t آماره	سطح معناداری
CAR	۰/۰۳۶۱۲۵	۰/۰۱۶۳۴۱	۲/۲۱۰۷۳۹	۰/۰۲۷۵
CAR × DR	۰/۰۵۶۸۵۴	۰/۰۱۲۹۹۳	۴/۳۷۵۵۹۸	۰/۰۰۰۰
CAR×BETA	۰/۰۶۵۸۲۲	۰/۰۱۴۶۰۶	۴/۰۰۶۳۹۹	۰/۰۰۰۰
CAR×GROWTH	۰/۰۰۴۱۴۲	۰/۰۰۳۲۷۳	۱/۲۶۵۱۸۴	۰/۰۲۰۶۴
ضریب تعیین		۰/۴۰۳۲۷۷		
ضریب تعیین تعدل شده		۰/۳۹۸۰۸۹		
آماره دوربین واتسون		۲/۲۲۹۲۹۲		
آماره F		۷۷/۷۱۹۳۷		
احتمال آماره F		۰/۰۰۰۰۰۰		

منبع: یافته‌های پژوهش

۰) بیشتر از سطح خطای ۵ درصد است، به این معنا که مالکیت نهادی تأثیری بر ضریب واکنش سود ندارد. ضریب رگرسیونی متغیر بازده غیرعادی در ریسک نکول در تمرکز مالکیت ($CAR \times DR \times OWN$) منفی و برابر (-0.226438) و با احتمال (0.0038)

فرضیهٔ فرعی یک، فرضیهٔ اصلی دو: اثر منفی ریسک نکول بر ضریب واکنش سود، با افزایش تمرکز مالکیت، کاهش خواهد یافت.

با توجه به نگاره (۶)، سطح معناداری متغیر بازده غیرعادی در تمرکز مالکیت ($CAR \times OWN$)، پر ابر

معنادار است، بنابراین با افزایش تمرکز مالکیت، کاهش می‌یابد.
تأثیر منفی ریسک نکول بر ضریب واکنش سود

نگاره ۶. نتایج آزمون فرضیه فرعی یک پژوهش

متغیرها	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
CAR	۰/۰۳۲۲۰۱	۰/۰۲۰۷۳۹	۱/۵۵۲۶۷۸	۰/۰۰۱۲
CAR × DR	۰/۱۳۹۳۹۳	۰/۰۳۱۶۷۶	۴/۴۰۰۵۸۷	۰/۰۰۰۰
CAR × DR×OWN	-۰/۲۳۶۴۳۸	۰/۰۸۱۲۴۶	-۲/۹۱۰۱۶۳	۰/۰۰۳۸
CAR × OWN	-۰/۰۱۴۵۰۷	۰/۰۴۰۰۶۰	-۰/۳۶۲۱۳۸	۰/۷۱۷۴
CAR×BETA	۰/۰۶۴۵۱۰	۰/۰۱۴۹۵۷	۴/۳۱۳۰۱۶	۰/۰۰۰۰
CAR×GROWTH	۰/۰۰۶۴۲۵	۰/۰۰۳۳۶۵	۱/۹۰۹۳۹۷	۰/۰۵۶۸
ضریب تعیین	۰/۴۱۶۲۸۴			
ضریب تعیین تعديل شده	۰/۴۰۸۶۳۸			
آماره دوربین واتسون	۲/۲۰۲۱۳۱			
آماره F	۵۴/۴۳۸۱۳			
احتمال آماره F	۰/۰۰۰۰۰۰			

منبع : یافته‌های پژوهش

فرضیه فرعی دو، فرضیه اصلی دو: اثر منفی ریسک نکول بر ضریب واکنش سود، با افزایش مالکیت نهادی، کاهش خواهد یافت.

نگاره ۷. نتایج آزمون فرضیه فرعی دو پژوهش

متغیرها	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
CAR	۰/۰۳۶۶۰	۰/۰۳۶۷۷۲	۰/۰۹۵۴۴۳	۰/۰۰۷۵
CAR × DR	۰/۱۹۰۴۲۱	۰/۰۵۲۰۶۲	۳/۶۵۷۵۸۸	۰/۰۰۰۳
CAR × DR×INS	-۰/۱۷۴۷۰۱	۰/۰۶۵۸۹۴	-۲/۶۰۱۲۵۸	۰/۰۰۸۳
CAR × INS	۰/۰۳۳۴۵۱	۰/۰۴۴۲۷۸	۰/۷۵۰۴۷۱	۰/۴۵۰۴
CAR×BETA	۰/۰۶۸۳۲۵	۰/۰۱۴۵۷۴	۴/۶۸۸۱۴۴	۰/۰۰۰۰
CAR×GROWTH	۰/۰۰۵۹۸۸	۰/۰۰۳۳۳۴	۱/۷۹۶۰۶۴	۰/۰۷۳۱
ضریب تعیین	۰/۴۳۵۸۸۲			
ضریب تعیین تعديل شده	۰/۴۲۸۴۹۲			
آماره دوربین واتسون	۲/۲۰۲۹۴۱			
آماره F	۵۸/۹۸۱۲۵			
احتمال آماره F	۰/۰۰۰۰۰۰			

منبع : یافته‌های پژوهش

مدل رگرسیون فرضیه فرعی سه:

$$\begin{aligned} UX_{it}/P_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 CAR_{it} + \alpha_2 CAR \times DR_{it} + \\ & \alpha_3 CAR \times DR \times BRDIND_{it} + \alpha_4 CAR \times \\ & BRDIND_{it} + f(\text{control variables}) + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

نتایج حاصل از آزمون فرضیه فرعی سه در نگاره (۸) آمده است و نشان می‌دهد فرضیه فرعی سه پژوهش مشکل ناهمسانی دارد و بهمین دلیل از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته تخمینی (EGLS) برای آزمون مدل استفاده شده است. از طرفی مدل مشکل خودهمبستگی ندارد.

با توجه به نگاره (۷)، سطح معناداری متغیر بازده غیرعادی در مالکیت نهادی ($CAR \times INS$)، برابر (0.4504) بیشتر از سطح خطای 5 درصد است، به این معنا که مالکیت نهادی تأثیری بر ضریب واکنش سود ندارد. ضریب رگرسیونی متغیر بازده غیرعادی در ریسک نکول در مالکیت نهادی ($CAR \times DR \times INS$) منفی و برابر (-0.174701) و با احتمال (0.0083) کمتر از سطح خطای 5 درصد و معنادار است، پس می‌توان گفت با افزایش مالکیت نهادی، تأثیر منفی ریسک نکول بر ضریب واکنش سود کاهش می‌یابد. فرضیه فرعی سه، فرضیه اصلی دو: اثر منفی ریسک نکول بر ضریب واکنش سود، با افزایش استقلال هیأت مدیره، کاهش خواهد یافت.

نگاره ۸. نتایج آزمون فرضیه فرعی سه پژوهش

متغیرها	ضریب	انحراف معیار	t آماره	سطح معناداری
CAR	۰/۰۵۲۲۸۳	۰/۰۴۹۲۸۳	۱/۸۱۹۶۱۸	۰/۰۰۶۹
CAR × DR	۰/۱۴۴۱۹۷	۰/۰۵۴۶۶۸	۲/۶۳۷۶۸۶	۰/۰۰۸۶
CAR × DR × BRD	-۰/۱۴۴۶۳۲	۰/۰۸۳۸۸۷	-۱/۷۲۴۱۲۵	۰/۰۸۵۴
CAR × BRD	-۰/۰۲۴۴۵۶	۰/۰۳۵۳۲۴	-۰/۶۹۲۳۳۴	۰/۴۸۹۱
CAR × BETA	۰/۰۶۷۷۵۳	۰/۰۱۴۳۷۵	۴/۷۱۳۱۰۶	۰/۰۰۰۰
CAR × GROWTH	۰/۰۰۳۳۶۳	۰/۰۰۳۲۵۳	۱/۰۳۳۶۹۱	۰/۳۰۱۸
ضریب تعیین		۰/۳۹۵۵۳۹		
ضریب تعیین تعديل شده		۰/۳۸۷۶۲۱		
آماره دوربین واتسون		۲/۲۱۵۶۱۶		
آماره F		۴۹/۹۵۰۰۶		
احتمال آماره F		۰/۰۰۰۰۰۰		

منبع: یافته‌های پژوهش

ضریب تعیین تعديل شده بیانگر آن است که در کل دوره پژوهش (0.387) از تغییرات متغیر وابسته (سود غیرمنتظره) تحت تأثیر متغیرهای مستقل و تعديل‌کننده (استقلال هیأت مدیره) و کنترلی بوده

نتایج نگاره (۸) نشان می‌دهد که با احتمال آماره F (0.00000) مدل در حالت کلی معنادار است و با توجه به آماره دوربین واتسون ($2/215$)، مشکل خودهمبستگی نیز وجود ندارد. علاوه بر این

نتیجه رابطه‌ای بین فرصت رشد و ضریب واکنش سود وجود ندارد.

آزمون فرضیهٔ فرعی چهار پژوهش
فرضیهٔ فرعی چهار، فرضیهٔ اصلی دو: اثر منفی ریسک نکول بر ضریب واکنش سود، در صورت دولتی بودن حسابرس کاهش خواهد یافت.
مدل رگرسیون فرضیهٔ فرعی چهار:

$$UXit/Pit = \alpha_0 + \alpha_1 CARit + \alpha_2 CAR \times DRit + \alpha_3 CAR \times DR \times AUDit + \alpha_4 CAR \times AUDit + f_{\text{control variables}} + \varepsilon_{it}$$

فرضیهٔ فرعی چهار پژوهش مشکل ناهمسانی دارد، از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته تخمینی (EGLS) برای آزمون مدل استفاده شده است. از طرفی مدل مشکل خودهمبستگی ندارد.

است. سطح معناداری متغیر بازده غیرعادی در استقلال هیأت‌مدیره (CAR×BRD)، برابر (۰/۴۸۹۱) بیشتر از سطح خطای ۵ درصد است، به این معنا که استقلال هیأت‌مدیره تأثیری بر ضریب واکنش سود ندارد. ضریب رگرسیونی متغیر بازده غیرعادی در ریسک نکول در استقلال هیأت‌مدیره (CAR × DR×BRD) منفی و برابر (۰/۱۴۴۶۳۲) است و با احتمال (۰/۰۸۵۴) بیشتر از سطح خطای ۵ درصد و معنادار نیست، پس در نتیجه با افزایش استقلال هیأت‌مدیره، از تأثیر منفی ریسک نکول بر ضریب واکنش سود کاسته نمی‌شود. همچنین ضریب بازده غیرعادی در بتا (CAR×BETA) مثبت و با احتمال (۰/۰۰۰۰) معنادار است. ضریب بازده غیرعادی در فرصت رشد (CAR×GROWTH) مثبت و بیشتر از سطح خطای ۵ درصد است. در

نگارهٔ ۹. نتایج آزمون فرضیهٔ فرعی چهار پژوهش

متغیرها	ضریب	انحراف معیار	t آماره	سطح معناداری
CAR	۰/۰۳۳۲۷۹	۰/۰۱۷۸۶۸	۱/۸۶۲۴۷۱	۰/۰۱۳۱
CAR × DR	۰/۰۶۲۶۷۱	۰/۰۱۶۸۲۰	۳/۷۷۲۶۰۵۳	۰/۰۰۰۲
CAR × DR×AUD	۰/۰۱۰۱۰۹	۰/۰۳۰۲۷۱	-۰/۰۳۳۲۹۳۶	۰/۷۳۸۶
CAR × AUD	-۰/۰۰۴۷۵۵	۰/۰۱۷۵۷۶	-۰/۰۲۷۰۵۲۵	۰/۷۸۶۹
CAR×BETA	۰/۰۶۵۹۷۸	۰/۰۱۴۶۹۸	۴۴۸۸۸۳۵	۰/۰۰۰۰
CAR×GROWTH	۰/۰۰۵۰۶۳	۰/۰۰۳۵۸۹	۱/۴۱۰۸۵۱	۰/۱۵۹۰
ضریب تعیین	۰/۳۹۹۵۲۲			
ضریب تعیین تعديل شده	۰/۳۹۱۶۵۶			
آماره دوربین واتسون	۲/۲۲۶۸۷۷			
F آماره	۵۰/۷۸۷۷۰			
احتمال آماره F	۰/۰۰۰۰۰۰			

منبع: یافته‌های پژوهش

مشکل خودهمبستگی نیز وجود ندارد. علاوه بر این ضریب تعیین تعديل شده بیانگر آن است که در کل دورهٔ پژوهش (۰/۳۹۱) از تغییرات متغیر وابسته (سود

نتایج نگارهٔ (۹) نشان می‌دهد که با احتمال آماره F (۰/۰۰۰۰۰۰) مدل در حالت کلی معنادار بوده است و با توجه به آماره دوربین واتسون (۲/۲۲۶)،

خوب سود شده است. درواقع افزایش بدھی‌ها منجر به افزایش ورشکستگی می‌شود و بهمین دلیل ریسک نکول و احتمال ورشکستگی عامل مهمی در ارزیابی سرمایه‌گذاران محسوب می‌شود و توجه به ساختار سرمایه شرکت‌ها، در پیش‌بینی نکول عامل اساسی و بنیادی است. بر این اساس شرکت‌های دارای حاکمیت شرکتی مناسب، بهتر می‌توانند تعهدات بدھی خود را بهمنظور اجتناب از پیامدهای نامطلوبی که نه تنها بر ارزش بدھی، بلکه بر ارزش حقوق صاحبان سهام نیز تأثیر می‌گذارند، مدیریت کنند و ریسک نکول را تا حدودی کاهش دهند.

نتایج به دست آمده از آزمون فرضیه‌های فرعی سوم و چهارم پژوهش نشان می‌دهد، نوع حسابرس و استقلال هیأت‌مدیره، تأثیری بر ضریب واکنش سود ندارند. همچنین هیچ‌کدام از متغیرها بر روی رابطه ریسک نکول و ضریب واکنش سود تأثیر معناداری، ندارند. به نظر می‌رسد در شرکت‌های ایرانی فقط به موضوع به حد نصاب رسیدن تعداد اعضای هیأت‌مدیره توجه می‌شود و توجه چندانی به نقش ناظارتی آن‌ها نمی‌شود. در این پژوهش مدیرانی که در شرکت سمت اجرایی ندارند، به عنوان مدیر غیر موظف تعریف شدند و فرض شد که مستقل از شرکت هستند؛ در حالی که ممکن است این اشخاص واقعاً مستقل نباشند و وابستگی‌هایی داشته باشند. یا اینکه حضور نداشتن متخصص مالی یا حسابداری در ترکیب هیأت‌مدیره، مدیران غیر موظف را در جلوگیری از اشتباه‌ها و تقلب‌ها و افشاری ناقص، ناکارآمد می‌سازد. همچنین عضویت هم‌زمان اعضای غیر موظف در هیأت‌مدیره چند شرکت در ایران ممکن است باعث کاهش اثربخشی آن‌ها شود یا احتمالاً این ارتباط نداشتن به دلیل این است که قدرت تصمیم‌گیری،

غیرمنتظره) تحت تأثیر متغیرهای مستقل و تعدیل کننده (نوع حسابرس) و کنترلی بوده است. همچنین نتایج نشان می‌دهد، سطح معناداری متغیر بازده غیرعادی در نوع حسابرس ($CAR \times AUD$)، برابر (۰/۷۸۶۹) بیشتر از سطح خطای ۵ درصد است، به این معنا که نوع حسابرس تأثیری بر ضریب واکنش سود ندارد. همچنین با توجه به سطح معناداری متغیر بازده غیرعادی در ریسک نکول در نوع حسابرس ($CAR \times DR \times AUD$) برابر (۰/۷۳۸۶) که بیشتر از سطح خطای ۵ درصد است، باید گفت با دولتی بودن نوع حسابرس، تأثیر منفی ریسک نکول بر ضریب واکنش سود کاهش نمی‌یابد. همچنین ضریب بازده غیرعادی در بتا معنادار ($CAR \times BETA$) مثبت و با احتمال (۰/۰۰۰۰) معنادار است. ضریب بازده غیرعادی در فرصت رشد ($CAR \times GROWTH$) مثبت و بیشتر از سطح خطای ۵ درصد است که نشان‌دهنده معنادار نبودن است. در نتیجه رابطه‌ای بین فرصت رشد و ضریب واکنش سود وجود ندارد.

نتیجه‌گیری

بر اساس مبانی نظری پژوهش، ریسک نکول، رابطه منفی و معناداری با ضریب واکنش سود دارد؛ به این معنا که ریسک نکول، ضریب واکنش سود را کاهش می‌دهد؛ زیرا سود حسابداری حاوی اطلاعاتی در مورد ارزش کل بازار و نه فقط در ارزش سهام شرکت است.

نتایج پژوهش حاضر این رابطه را تأیید می‌کند. یافته‌های پژوهش گویای آن است که وضعیت اعتباری شرکت، علاوه بر آنکه برای اعتبار دهنگان واحد تجاری اهمیت دارد، برای سهامداران نیز مهم است و سبب واکنش سرمایه‌گذاران به اخبار بد و

ویژگی‌های حاکمیت شرکتی را مدنظر قرار دهند و همچنین توجه بیشتری به سطوح اهرم در ساختارهای سرمایه‌ای شرکت‌ها داشته باشند و این موارد را در مدل‌های تصمیم‌گیری خود لحاظ کنند.

پیشنهادهایی برای پژوهش‌های آتی

با توجه به اهمیت محتوای اطلاعاتی سود حسابداری و همچنین اهمیت ضریب واکنش سود، انجام مطالعات بیشتر به روشن شدن عوامل مؤثر بر ضریب واکنش سود در ایران کمک می‌کند. از این رو پیشنهاد می‌شود پژوهش‌هایی در زمینه‌های زیر انجام شود:

۱- در این پژوهش از چهار ویژگی حاکمیت شرکتی (نوع حسابرس، تمرکز مالکیت، استقلال هیأت‌مدیره و مالکیت نهادی) به عنوان متغیرهای تعديل‌کننده بر روی رابطه بین ریسک نکول و ضریب واکنش سود استفاده شد. پیشنهاد می‌شود، در پژوهش‌های آتی از سایر ویژگی‌های حاکمیت شرکتی مانند مالکیت شرکتی، نفوذ مدیر عامل، اندازه هیأت‌مدیره و اتکا بر بدھی نیز استفاده شود.

۲- بررسی تأثیر ویژگی‌های حاکمیت شرکتی (به عنوان متغیر مستقل) بر ضریب واکنش سود

۳- بررسی تأثیر ویژگی‌های حاکمیت شرکتی بر ریسک نکول

۴- و در آخر پیشنهاد می‌شود که پژوهش‌های آتی، رگرسیون بازده غیرعادی و سود غیرمنتظره را برای اخبار بد و خوب، به صورت جداگانه برآراش کنند و برای اندازه‌گیری سود غیرمنتظره، سود پیش‌بینی شده مدیریت را به کار گیرند.

تعیین خطی مشی‌ها و سیاست‌های شرکت در دست عواملی غیر از هیأت‌مدیره مانند دولت نیز باشد؛ در نتیجه این عوامل موجب کم‌رنگ شدن نقش هیأت‌مدیره در تعیین خطی مشی‌های مدیریتی می‌شود. نتایج به دست آمده از آزمون فرضیه‌های فرعی اول و دوم پژوهش نشان می‌دهد که مالکیت نهادی و تمرکز مالکیت، تأثیری بر ضریب واکنش سود نداشتند؛ ولی بر رابطه بین ریسک نکول و ضریب واکنش سود تأثیری معناداری داشتند که این نتایج با نتایج پژوهش آقایی و همکاران [۱] هماهنگ و با یافته‌های ستایش و ابراهیمی [۶] متناقض است. اگر این دو ویژگی در شرکت‌ها به صورت قانونمند اعمال و در صورت‌های مالی و گزارش‌های هیأت‌مدیره به مجتمع عملکرد افشا شود، قابلیت اتکای سود افزایش می‌یابد و سهامداران به سودهایی که شرکت‌های مذکور اعلام می‌کنند، اتکا کرده و واکنش مناسبی در قبال آن نشان خواهند داد که این موضوع در قیمت بازار سهام شرکت‌های مذکور منعکس خواهد شد.

پیشنهادهای مبتنی بر نتایج پژوهش

در این پژوهش از چهار ویژگی حاکمیت شرکتی (نوع حسابرس، تمرکز مالکیت، استقلال هیأت‌مدیره و مالکیت نهادی) به عنوان متغیرهای تعديل‌کننده بر روی رابطه بین ریسک نکول و ضریب واکنش سود استفاده شد. با توجه به نتایج به دست آمده، فقط دو ویژگی تمرکز مالکیت و مالکیت نهادی بر رابطه بین ریسک تأثیر مثبت و معناداری داشتند و دو ویژگی نوع حسابرس و استقلال هیأت‌مدیره تأثیر معناداری روی رابطه ریسک نکول و ضریب واکنش سود نداشتند؛ بنابراین سرمایه‌گذاران، تحلیل گران و سایر ذی‌نفعان بهتر است هنگام تصمیم‌گیری، علاوه بر در نظر گرفتن ویژگی‌های حاکمیت شرکتی فوق، سایر

- | منابع | |
|---|--|
| <p>در بورس اوراق بهادر تهران. دانش حسابداری، سال ۳، شماره ۸، صص ۴۸-۳۱.</p> <p>۷- شمس‌زاده، باقر، صادقی‌فر، مجید و بهنام الماسی. (۱۳۹۳). بررسی رابطه بین رشد سود و بازده سهام با استفاده از مدل سود باقی‌مانده در بورس اوراق بهادر تهران. پژوهش‌های حسابداری مالی، دوره ۶، شماره ۱، صص ۵۶-۴۵.</p> <p>۸- قربان‌زاده، علیرضا. (۱۳۹۱). ضریب واکنش نسبت به سود و دلایل واکنش بازار. تدبیر. دوره ۲۳، شماره ۲۴۹، صص ۵۶-۶۰.</p> <p>۹- محمدی، شاپور، قالیباف‌اصل، حسن و مهدی مشکی. (۱۳۸۹). بررسی اثر ساختار مالکیت (تمرکز و ترکیب) بر بازدهی و ارزش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادر تهران. تحقیقات مالی، دوره ۱۱، شماره ۲۸، صص ۶۹-۸۸.</p> <p>۱۰- نمازی، محمد و شهلا ابراهیمی. (۱۳۹۲). بررسی تأثیر ساختار مالکیت و ترکیب هیأت مدیره بر کارآیی فنی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادر تهران. دانش حسابداری، سال چهارم، شماره ۱۲، صص ۳۵-۵۷.</p> <p>۱۱- نیکومرام، هاشم، تقی، مهدی و حمید احمدزاده. (۱۳۹۳). پیامدهای اقتصادی کیفیت اطلاعات حسابداری با تأکید بر متغیر ضریب واکنش سود. دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت. سال سوم، شماره ۱۱، صص ۱-۱۵.</p> <p>12- An, Y. (2015). Earnings Response Coefficients and Default Risk: Case of Korean Firms. <i>International Journal of Financial Research</i>, Vol. 6, No. 2. Pp. 67-71.</p> | <p>۱- آقایی، محمدعلی، اعتمادی، حسین، آذر، عادل و پری چالاکی. (۱۳۸۸). ویژگی‌های حاکمیت شرکتی و محتوای اطلاعاتی سود در بورس اوراق بهادر تهران با تأکید بر نقش مدیریت سود. علوم مدیریت ایران، سال چهارم، شماره ۱۶، صص ۲۷-۵۳.</p> <p>۲- ابراهیمی‌کردر، علی و زهره محمدی شاد. (۱۳۹۳). بررسی رابطه بین ریسک نکول و ضریب واکنش سود. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی. دوره ۲۱، شماره ۱، صص ۱-۱۸.</p> <p>۳- حساس‌یگانه، یحیی، شعری، صابر و سید‌حسین خسرو‌نژاد. (۱۳۸۷). رابطه سازوکارهای حاکمیت شرکتی، نسبت بدھی‌ها و اندازه شرکت با مدیریت سود. مطالعات تجربی حسابداری مالی، شماره ۲۴، صص ۷۹-۱۱۵.</p> <p>۴- خواجهی، شکراله، الهیاری ابهری، حمید و میثم قاسمی. (۱۳۹۰). آزمون مدل بازده و مدل قیمت در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادر تهران با استفاده از الگوی پانل با داده‌های متوازن، پژوهش‌های حسابداری مالی، سال سوم، شماره ۴، صص ۵۵-۷۰.</p> <p>۵- خوشطینت، محسن و حامد فلاح جوشقانی. (۱۳۸۶). تأثیر اهرم مالی بر ضریب واکنش سود. مطالعات تجربی حسابداری مالی، شماره ۱۷، صص ۸-۲۲.</p> <p>۶- ستایش، محمدحسین و فهیمه ابراهیمی. (۱۳۹۱). بررسی تأثیر سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر محتوای اطلاعاتی سود شرکت‌های پذیرفته‌شده</p> |

- 23- Dhaliwal, D., Reynolds, S. (1994). The Effect of the Default Risk of Debt on the Earnings Response Coefficient. *The Accounting Review*, Vol. 69, No. 2, Pp. 412- 419.
- 24- Fulmer, John G. Jr., Moon, James E., Gavin, Thomas A., Erwin, Michael J. (1984). A Bankruptcy Classification Model for Small Firms. *Journal of Commercial Bank Lending*, Pp. 25-37.
- 25- Greene, W. (2011). *Econometric Analysis Seventh ED*. United states of America: Prentice-hall publication.
- 26- Hasanzade, M., Darabi, R, AND Mahfoozi, M. (2013). Factors Affecting the Earnings ResponseCoefficient: An Empirical study for Iran. *Special Issue on Accounting and Management*, Vol. 2, No. 3.
- 27- Kay, H. (2002). Earning Response Coefficient and Default Risk in Japanese Stock Market. Japan: Nigata University Working Paper.
- 28- Kim, Y., R. Willett, and J. Jang. (2002). Default Risk as a Factor Affecting The Earnings Response Coefficient, Working paper, www.SSRN.com.
- 29- Kim, Y.H. (2005). *Default Risk as a Factor Affecting the Earning Response Coefficient: Evidence From the South Korean Stock Market*, Melbourne: Affanz Procedding.
- 30- Kormendi, R., Lipe, R. (1987). Earnings Innovations, Earnings Persistence, and Stock Returns. *The Journal of Business*, Vol. 60, No. 3, Pp. 323-345.
- 31- Lipe, R. (1990). The Relation between Stock Returns and Accounting Earnings Given Alternative Information. *The Accounting Review*, Vol. 65, No. 1, Pp. 29- 71.
- 32- Scott, W.R. (2003). *Financial Accounting Theory*, Third Edition, Toronto, Prentice Hall, Pp. 91-173.
- 33- Warfield, T.; Wild, J. and K. Wild. (1995). Managerial ownership, accounting choice, and informativeness of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 20, Pp. 61-91.
- 13- Ball, R., and P. Brown. (1968). An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers. *Journal of Accounting Research*, Vol. 6, No. 2, Pp. 159 – 178.
- 14- Beaver, W., Lambert, R., Ryan, S. (1987). The Information Content of Security Prices: A Second. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 9, No. 2, Pp. 139- 158.
- 15- Billings, B. (1999). Revisiting the Relation between the Default Risk of Debt and the Earning Response Coefficient. *The Accounting Review*, Vol. 74, No. 4, Pp. 509-522.
- 16- Brooks. C, (2008). *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge University Press, New York.
- 17- Bushee, B. J. (1998). The Influence o, f Institutional Investors on Myopic R&D Investment Behavior. *Accounting Review*, Vol. 73, Pp. 305-334.
- 18- Cheng, F.F., Nasir, A. (2010). Earning Response Coefficients and the Financial Risks of China Commercial Banks. *International Review of Business Research Papers*, Vol. 6, No. 3, Pp.178-188 .
- 19- Collins, D.W., Kothari, S.P. (1989). An Analysis of Intertemporal and Cross Sectional Determinants of Earning Response Coefficients. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 11,Pp. 295-329.
- 20- Collins, D.W., Kothari, S.P., & Rayburn, J.D. (1987). Firm size and the information content of prices with respect to earnings. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 9, No. 2, Pp. 111-138.
- 21- Dennis J. Chambers & Robert N. Freeman & Adam S.Koch. (2004). The Effect of Risk on Price Responses to Unexpected Earning. Working Paper, www.SSRN.com.
- 22- Dhaliwal, D., Lee, K. and Fargher, N. (1991). The Association between Unexpected Earning and Abnormal Security Returns in the Presence of Financial Leverage. *Contemporary Accounting Research*, Vol. 8, No. 1.

-
- 35- Zakaria, N.B., Bin Mohamad, A.M. and Rabiatul Alawiyah, Z. (2013). Default risk and the earnings response coefficient. Evidence from Malaysia. *Journal of Basic and Applied Scientific Research*, Vol. 3, No. 6, Pp. 535-545.
- 34- Zakaria, N.B. (2012). Corporate governance and the relationship between default risk and the earnings response coefficient. PHD THESIS, Victoria University of Wellington.

Archive of SID