

## بررسی رابطه بین ریسک نکول و ضریب واکنش سود

علی ابراهیمی کردلر<sup>۱</sup>، زهره محمدی شاد<sup>۲</sup>

**چکیده:** ریسک نکول یکی از عواملی است که مطالعات انجام شده آن را بر ضریب واکنش سود اثرگذار دانسته‌اند. هدف این پژوهش بررسی رابطه بین ریسک نکول و ضریب واکنش سود در بورس اوراق بهادار تهران است. نمونه آماری پژوهش را ۱۳۲ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، طی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۱ تشکیل می‌دهد. در این پژوهش برای اندازه‌گیری ریسک نکول از دو مقیاس نسبت اهرم و شاخص فالمر استفاده شده است. برای آزمون اثر ریسک نکول بر ضریب واکنش سود، رگرسیون معکوس بازده غیرعادی و سود غیرمنتظره به کار گرفته شده و اثر ریسک سیستماتیک و فرصت رشد بر ضریب واکنش سود کنترل شده است. شواهد پژوهش حکایت از وجود رابطه منفی و معنادار بین ریسک نکول و ضریب واکنش سود دارد. نتایج گویای آن است که ریسک نکول، نه تنها برای اعتباردهندگان مهم است، بلکه برای سرمایه‌گذاران نیز اهمیت داشته و در میزان واکنش آنها به اخبار خوب و بد سود حسابداری، اثر می‌گذارد.

**واژه‌های کلیدی:** بازده غیرعادی انباشته، ریسک سیستماتیک، ریسک نکول، سود غیرمنتظره، ضریب واکنش سود.

۱. استادیار حسابداری، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، ایران

۲. دانشجوی دکتری حسابداری، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۲/۰۸/۱۹

تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۲/۱۱/۲۶

نویسنده مسئول مقاله: علی ابراهیمی کردلر

E-mail: Ali20gol@yahoo.com

## مقدمه

بررسی محتوای اطلاعات سود حسابداری، از دیرباز مورد توجه محققان بوده است. بر طبق شکل نیمه‌قوی فرضیه کارایی بازار، قیمت اوراق بهادار، بازتاب کامل تمام اطلاعات عمومی شده است. بنابراین انتظار می‌رود که به دنبال اعلان سود شرکت، بازار به آن واکنش نشان دهد، اما تنها به میزان جزء غیر منتظره اخبار. تغییرات غیر منتظره سود، واکنش بازار را دربر خواهد داشت. میزان تغییرات قیمت سهام، به سبب تغییر غیر منتظره سود، به وسیله ضریب واکنش سود نشان داده می‌شود. ضریب واکنش سود، اثر سود غیر منتظره بر بازار سهام است. ضریب واکنش سود، موجب درک بهتر محتوای اطلاعاتی سود و نقش اطلاعات حسابداری در ساختار اطلاعاتی بازار می‌شود (زکریا، آزان و آلاویه، ۲۰۱۳).

اولین شواهد در مورد واکنش بازار اوراق بهادار به اعلام سود را بال و براون (۱۹۶۸) گزارش کردند. آنها در پژوهش خود، علاوه بر اثبات واکنش بازار به اعلام سود، چگونگی واکنش بازار را نیز به طور متوسط اندازه‌گیری کرده و نشان دادند که واکنش سرمایه‌گذاران به شرکت‌های با اخبار خوب، منجر به بازده غیرعادی مثبت‌شده و به شرکت‌های با اخبار بد، به بازده غیرعادی منفی منجر می‌شود. بال و براون در پژوهش خود از میانگین بازده غیرعادی استفاده کردند. این میانگین می‌تواند انحراف زیاد از حد متوسط را بپوشاند. بنابراین بازده غیرعادی برخی شرکت‌ها بیشتر از حد متوسط و برخی کمتر از حد متوسط است. پرسشی که در اینجا مطرح می‌شود، اینکه چرا بازار به اخبار خوب و بد برخی شرکت‌ها نسبت به بعضی شرکت‌های دیگر، واکنش بیشتری نشان می‌دهد. مطالعات موجود در زمینه ضریب واکنش سود، برخی از عواملی را که تعیین‌کننده ضریب واکنش سود است، شناسایی کرده‌اند و فراگیرترین آنها بدین شرح است: ریسک سیستماتیک (کولینز و کوتاری، ۱۹۸۹ و لیپ، ۱۹۹۰)، فرصت‌های رشد (کولینز و کوتاری، ۱۹۸۹ و مارتیکاینن، ۱۹۹۷)، پایداری سود (کورمندی و لیپ، ۱۹۸۷؛ کولینز و کوتاری، ۱۹۸۹ و لیپ، ۱۹۹۰) و اندازه شرکت (کولینز و کوتاری و ریبرن، ۱۹۸۷).

ریسک سیستماتیک، بیانگر تخمین سرمایه‌گذاران از نوسان آتی بازده سهام نسبت به بازار است و با ضریب واکنش سود رابطه منفی دارد. بر اساس مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (شارپ، ۱۹۶۴؛ لیتنر، ۱۹۶۵ و بلک، ۱۹۷۲)، فقط ریسک مربوط برای سرمایه‌گذاران بتا است. با وجود این، مطالعات انجام گرفته خلاف این ادعا را نشان می‌دهند. فاما و فرنچ (۱۹۹۲) به این نتیجه رسیدند که ریسک سیستماتیک رابطه ضعیفی با بازده دارد و به‌تنهایی قادر به توضیح بازده نیست. هالیوال و رینولدز (۱۹۹۴) دریافتند که ریسک نکول می‌تواند ابعادی از ریسکی که بتای سهام آن را پوشش نمی‌دهد، دربرگیرد و در توضیح بازده سهام، بتا را تکمیل

کند. آنها بیان داشتند که ریسک نکول ضریب واکنش سود را کاهش می‌دهد؛ زیرا سود حسابداری، اطلاعاتی در مورد ارزش کل شرکت - نه فقط در مورد ارزش سهام شرکت - فراهم می‌آورد. ریسک نکول سازوکاری است که نحوه توزیع ثروت بین اعتباردهندگان و سهام‌داران را تعیین می‌کند. نتایج پژوهش‌های انجام‌شده در کشورهای در حال توسعه، حاکی از آن است که ریسک نکول رابطه منفی و معناداری با ضریب واکنش سود دارد (کای، ۲۰۰۲؛ چنگ و نصیر، ۲۰۱۰ و زکریا و همکاران، ۲۰۱۳). نتایج پژوهش‌های انجام‌شده گویای آن است که ریسک نکول عامل مهمی در ارزیابی سرمایه‌گذاران است. خوش‌طینت و فلاح جوشقانی (۱۳۸۷) و سجادی (۱۳۷۷)، به بررسی تأثیر اهرم مالی بر ضریب واکنش سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. در این پژوهش برای اندازه‌گیری ریسک نکول، علاوه بر نسبت اهرم، از یکی از شاخص‌های سنجش ریسک ورشکستگی نیز استفاده شده است. این پژوهش با استفاده از طرح پژوهش همبستگی، به بررسی این رابطه در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد. شواهد پژوهش گویای آن است که افزایش ریسک نکول سبب کاهش ضریب واکنش سود می‌شود.

### پیشینه پژوهش

#### پیشینه نظری

ریسک نکول احتمال این است که اعتبارگیرنده قادر به پرداخت تعهد خود به‌طور کامل و در زمان مقرر به اعتباردهنده نباشد. بر اساس تعریف واسالو و اکسینگ (۲۰۰۴)، ریسک نکول احتمال این است که دارایی‌های شرکت کمتر از ارزش دفتری بدهی‌های شرکت شود. آنها بیان کردند، ریسک نکول موجب می‌شود که وام‌دهنده صرف ریسکی را بابت تحمل این ریسک از وام‌گیرنده درخواست کند. اندازه صرف ریسک درخواستی، تابعی از احتمال نکول شرکت است. ریسک نکول ممکن است به‌دلیل عملکرد ضعیف شرکت یا اهرم بالای آن ایجاد شود (زکریا و همکاران، ۲۰۱۳ و زیتان و تیان، ۲۰۰۷).

با وجود توجیه نظری مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، پژوهش‌های زیادی به این نتیجه رسیده‌اند که بتای سهم، مقیاس کاملی برای ریسک شرکت نیست. فاما و فرنچ (۱۹۹۲) بر مبنای شواهد تجربی بیان داشتند که بتای سهم، مقیاس ناقصی برای ریسک سهام است. یافته‌های آنها نشان می‌دهد که رابطه بین میانگین بازده و بتا در بورس اوراق بهادار نیویورک، در دوره ۱۹۹۰-۱۹۴۱ ضعیف و در دوره ۱۹۹۰-۱۹۶۳ بسیار ضعیف بوده است. لاکسمی (۱۹۹۸) رابطه بین بازده مورد انتظار سهام عادی و نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام را بعد از کنترل

بتا و اندازه شرکت، مورد بررسی قرار داد. یافته‌های وی نشان می‌دهد که بتا مقیاس کاملی از ریسک نیست. وی پیشنهاد کرد که نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام، مقیاس کامل تری از ریسک شرکت است. هالیوال، لی و فراقر (۱۹۹۱) به این نتیجه رسیدند که ریسک نکول در توضیح بازده سهام، بتا را کامل می‌کند و بخشی از ریسک بازده مورد انتظار آتی که بتا آن را در برنمی‌گیرد، پوشش می‌دهد و با ضریب واکنش سود همبستگی منفی دارد. فراقر، ویلکینز و هولدر وب، (۲۰۰۱) بیان داشتند که نقض قرارداد بدهی با افزایش در ریسک سیستماتیک و غیرسیستماتیک همراه است. آنها به این نتیجه رسیدند که تغییرات در ریسک غیرسیستماتیک با ریسک نکول همبستگی دارد. ریسک سیستماتیک و غیرسیستماتیک، سبب کاهش ضریب واکنش سود می‌شود (زکریا و همکاران، ۲۰۱۳). چمبرز، فریمن و کوچ، (۲۰۰۴) دریافتند، از آنجاکه ریسک با حساسیت سود تقسیمی مورد انتظار به اخبار خاص شرکت، همبستگی مثبت دارد، ضریب واکنش سود، هم با ریسک سیستماتیک و هم با ریسک خاص شرکت رابطه منفی دارد.

هرچه ریسک نکول بیشتر باشد، از دیدبازار پایداری سود غیرمنتظره کاهش می‌یابد (کیچ، ۲۰۰۵). سوپرمنیام و وایلد (۱۹۹۶) رابطه بین ریسک نکول و ضریب واکنش سود را مورد بررسی قرار دادند و برای ضریب واکنش سود روابطی را بیان کردند (رابطه ۱ و ۲).

$$ERC = \phi ERC^n + (1 - \phi) ERC^\infty \quad \text{رابطه ۱}$$

$\phi$ : احتمال ورشکستگی در  $n$  دوره بعد؛

$ERC^n$ : ضریب واکنش سود برای یک واحد تجاری است که دوره زمانی محدود  $n$  دارد.

در مورد ضریب واکنش سود داریم:

$$ERC^n < ERC^\infty \quad \text{رابطه ۲}$$

آنها بیان داشتند که ضریب واکنش سود برای یک واحد تجاری را می‌توان در قالب میانگین وزنی ضریب واکنش سود با دوره زمانی محدود و میانگین وزنی ضریب واکنش سود در دوره زمانی نامحدود بیان کرد که این میانگین وزنی بر مبنای احتمال ورشکستگی است. بنابراین با مشتق گرفتن از رابطه بالا داریم:

$$\frac{d ERC}{d \phi} = (ERC^n - ERC^\infty) < 0 \quad \text{رابطه ۳}$$

یعنی ضریب واکنش سود تابعی کاهنده از احتمال ورشکستگی یا همان ریسک نکول است. به گفته دیگر افزایش ریسک نکول، سبب کاهش ضریب واکنش سود می‌شود.

### پیشینه تجربی

پارک و پینکیوس (۲۰۰۱) رابطه بین تأمین مالی داخلی و خارجی را با ضریب واکنش سود، بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد که به دلیل هزینه معاملات و اطلاعات نامتقارن مدیران و سرمایه‌گذاران، شرکت‌هایی که برای تأمین مالی از منابع داخلی استفاده می‌کنند، نسبت به شرکت‌هایی که برای تأمین مالی خود از منابع خارجی استفاده می‌کنند، ضریب واکنش سود بالاتری دارند.

هالیوال و همکاران (۱۹۹۱) در یک مطالعه تجربی، به بررسی رابطه بین سود غیر منتظره و بازده غیر عادی اوراق بهادار با تأثیرپذیری از اهرم مالی پرداختند. آنها فرضیه خود را با این پیش‌شرط بیان کردند که ضریب واکنش سود، به شکل منفی با اهرم مالی (به‌منزله شاخص ریسک نکول) مرتبط است. آنها شرکت‌های نمونه خود را دوه‌دو بدین شرح طبقه‌بندی کردند: اول، وجود بدهی در ساختار سرمایه شرکت؛ شرکت‌های فاقد بدهی یا غیر اهرمی در مقابل شرکت‌های اهرمی و دوم، سطح اهرم؛ سطح پایین اهرم در مقابل سطح بالای اهرم. اهرم مالی در این مطالعه، به صورت میانگین در طول دوره پژوهش (۱۹۸۴-۱۹۷۰) و بر مبنای نسبت ارزش دفتری بدهی‌های بلندمدت به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام اندازه‌گیری شد. نتایج آنها نشان می‌دهد که ضریب واکنش سود برای شرکت‌های بدون اهرم یا با سطح پایین اهرم، نسبت به شرکت‌های اهرمی یا با سطح بالای اهرم، بزرگتر است.

هالیوال و رینولدز (۱۹۹۴) با کنترل ریسک سیستماتیک، پایداری سود و نسبت بدهی، به بررسی اثر ریسک نکول بر ضریب واکنش سود پرداختند. آنها از رتبه‌بندی اوراق قرضه و نسبت بدهی، برای اندازه‌گیری ریسک نکول استفاده کردند. نتایج این محققان نشان می‌دهد که اثر ریسک نکول بر ضریب واکنش سود، منفی و معنادار است.

بلینگز (۱۹۹۹) با کنترل عوامل ریسک سیستماتیک، پایداری سود، نسبت بدهی و فرصت رشد، به بررسی اثر ریسک نکول بر ضریب واکنش سود پرداخت. استدلال وی این بود که رتبه‌بندی اوراق قرضه و نسبت بدهی که شاخص‌های اندازه‌گیری ریسک نکول است، بر فرصت رشد اثر می‌گذارد. بنابراین با وارد کردن فرصت رشد در مدل، رابطه بین ریسک نکول و ضریب واکنش سود دقیق‌تر سنجیده می‌شود. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که ریسک نکول اثر کمی بر ضریب واکنش سود دارد.

کای (۲۰۰۲) در مطالعه‌ای در بازار ژاپن، سه شاخص نسبت بدهی و شاخص مبتنی بر سود، قدرت، امنیت و علامت ناشی از سود منفی را مقیاسی برای ریسک نکول در نظر گرفت و به

بررسی اثر ریسک نکول بر ضریب واکنش سود پرداخت. یافته‌های او حاکی از آن است که ضریب واکنش سود با کاهش ریسک نکول، فقط برای دو شاخص اول افزایش می‌یابد.

کیم (۲۰۰۵) در مطالعه‌ای، اثر ریسک نکول بر ضریب واکنش سود ۱۱۴ شرکت کره‌ای را طی سال‌های ۱۹۹۸-۱۹۸۴ بررسی کرد. وی از انتشار و بازخرید اوراق قرضه، به‌منزله مقیاس ریسک نکول استفاده کرد. نتایج نشان می‌دهد که ریسک نکول و ضریب واکنش سود، رابطه منفی و ضعیفی با یکدیگر دارند. وی بیان کرد که ممکن است انتشار و بازخرید اوراق قرضه، مقیاس خوبی برای ارزیابی اثر ریسک نکول بر ضریب واکنش سود نباشد.

نیل و پیفر (۲۰۰۵) به بررسی اثر ریسک ورشکستگی بر ارزش شرکت پرداختند. یافته‌ها حاکی از آن است که هرچه احتمال ورشکستگی افزایش یابد، از ضریب سود در ارزشیابی کاسته می‌شود. آنها بیان داشتند که هرچه احتمال ورشکستگی افزایش یابد، سرمایه‌گذاران کمتر بر سود جاری در ارزشیابی شرکت اتکا می‌کنند و بیشتر به ارزش دفتری روی آورده و ارزش دفتری را مقیاسی برای ارزش تسویه در زمان ورشکستگی می‌دانند.

شانگون (۲۰۰۷) رابطه بین ریسک نکول و ضریب واکنش سود را بررسی کرد. نتایج حاکی از آن است که اثر نهایی و منفی ریسک نکول بر ضریب واکنش سود با وجود فرصت‌های رشد غیر قابل تبدیل به وجه نقد، کاهش می‌یابد. وی بیان می‌کند که فرصت‌های رشد غیر قابل تبدیل به وجه نقد، ممکن است ریسک سهام شرکت و ریسک نکول را با تحریک و افزایش انگیزه‌های ریسک‌گریزی کاهش دهد.

چنگ و نصیر (۲۰۱۰) در چهارده بانک تجاری چین، اثر هفت عامل ریسک مالی را بر رابطه بازده - سود بررسی کردند. نتایج پژوهش آنها نشان داد از میان هفت عامل ریسک مالی، فقط ریسک نقدینگی رابطه منفی و معناداری با ضریب واکنش سود دارد.

زکریا و همکاران (۲۰۱۳) با استفاده از یک نمونه، شامل ۳۳۴ شرکت پذیرفته شده در بورس مالزی، به بررسی رابطه بین ریسک نکول و ضریب واکنش سود پرداختند. وی در این پژوهش نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام را مقیاسی از ریسک نکول در نظر گرفت. نتایج مطالعه آنها گویای رابطه منفی و معنادار ریسک نکول با ضریب واکنش سود بود.

سجادی (۱۳۷۷) به بررسی محتوای اطلاعاتی سود غیر منتظره و رابطه آن با بازده غیر منتظره شرکت‌ها و نیز ارتباط سود غیر منتظره و ویژگی‌های شرکت (اندازه، عمر، وابستگی ارزی، مالکیت دولتی و اهرم مالی) پرداخت. نتایج نشان‌دهنده وجود رابطه معنادار میان سود غیر منتظره و ویژگی‌های شرکت و نیز وجود رابطه میان سود غیر منتظره و بازده غیرعادی منتظره بوده است.

خوش طینت و فلاح جوشقانی (۱۳۸۷) به بررسی رابطه بین میزان تأثیرپذیری بازده غیرعادی از سود غیر منتظره (ضریب واکنش سود) و اهرم مالی پرداختند. آنها در مطالعه خود دو تعریف برای اهرم مالی ارائه کردند؛ یکی ارزش دفتری بدهی‌ها به ارزش دفتری دارایی‌ها و دیگری ارزش دفتری بدهی‌ها به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام. هر یک از این دو تعریف، به دو شکل متغیر ساختگی در سطح کل نمونه و متغیر ساختگی در طبقه‌بندی شرکت‌ها، به دو سطح پایین و بالای اهرم، در آزمون فرضیه‌ها استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد که در تعریف نخست از اهرم مالی و در سطح پایین اهرم، هیچ رابطه‌ای بین اهرم مالی و ضریب واکنش سود وجود ندارد. در سطح کل نمونه و در سطح بالای اهرم، نتایج حاکی از رابطه منفی و ضعیف بین اهرم مالی و ضریب واکنش سود بوده است. در تعریف دوم از اهرم مالی و در سطح کل نمونه و سطح پایین اهرم نیز، هیچ رابطه‌ای بین اهرم مالی و ضریب واکنش سود وجود نداشت، ولی در سطح بالای اهرم ارتباط ضعیفی و معکوسی بین اهرم و ضریب واکنش سود دیده شد.

سینایی و رشیدی‌زاده (۱۳۸۹) به بررسی رابطه معیارهای سنجش تغییرات سهم بازار و ضریب واکنش سود پرداختند. یافته‌های آنها نشان می‌دهد که وقتی سودهای جاری با رشد سهم بازار همراه باشند، بیشتر مرتبط با ارزش هستند و بین تغییرات سهم بازار و روند آن با ضریب واکنش سود، رابطه معناداری وجود دارد.

### فرضیه پژوهش

از آنجایی که سرمایه‌گذاران سود جاری را معیاری از عملکرد یا بازده مورد انتظار آتی شرکت می‌دانند، هر چه بازده مورد انتظار آتی شرکت ریسک بیشتری داشته باشد، واکنش سرمایه‌گذاران به یک مبلغ مشخص از سود غیر منتظره، کمتر خواهد شد. افزایش ریسک، سبب می‌شود که سرمایه‌گذاران صرف ریسک اضافی درخواست کنند و بازده مورد انتظار آنها افزایش یابد. افزایش بازده مورد انتظار، سبب کاهش ارزش فعلی جریان نقدی ناشی از سود غیر منتظره برای سرمایه‌گذاران می‌شود، در نتیجه اثر سود غیر منتظره بر قیمت سهام یا همان ضریب واکنش سود، کاهش می‌یابد (زکریا و همکاران، ۲۰۱۳). با فرض اینکه ریسک نکول بالاتر با بازده مورد انتظار آتی بالاتر همراه است، سرمایه‌گذاران از تمام اطلاعات ریسک نکول استفاده می‌کنند، تا از خود در برابر عواقب سرمایه‌گذاری‌های نادرست محافظت کنند که یکی از این منابع، گزارش‌های حسابداری است. بنابراین فرضیه اول به این صورت مطرح می‌شود: ریسک نکول رابطه منفی و معناداری با ضریب واکنش سود دارد.

## روش‌شناسی پژوهش

### مدل استفاده‌شده برای آزمون فرضیه

ضریب واکنش سود، اثر سود غیر منتظره بر بازار سهام است. بنابراین برای اندازه‌گیری ضریب واکنش سود، از رابطه تخمین زده شده بین بازده غیر عادی سهام و جزء غیر منتظره سود استفاده می‌شود. اگر ضریب واکنش سود به کمک  $n$  متغیر  $(X_1, X_2, \dots, X_n)$  تعیین شود، می‌توان رابطه ۴ را نوشت (کولینز و کوتاری، ۱۹۸۹ و زکریا و همکاران، ۲۰۱۳):

$$UR = f(X_1, X_2, \dots, X_n) \times (UX/P) \quad \text{رابطه ۴}$$

$UR$ : بازده غیرعادی هر سهم؛

$UX$ : سود غیر منتظره هر سهم؛

$X_1, X_2, \dots, X_n$ : عوامل تعیین‌کننده ضریب واکنش سود؛

$P$ : قیمت هر سهم.

ضریب  $X_i \times (UX/P)$  در رگرسیون  $UR$  روی  $\{X_i \times (UX/P)\}$ ، نشان‌دهنده اثر  $X_i$  بر  $ERC$  است (کای، ۲۰۰۲؛ کیم، ۲۰۰۵ و چنگ و نصیر، ۲۰۱۰).

روش رگرسیون معکوس یکی از رویکردهای فراگیری است که در تحلیل روابط بین بازده و سود حسابداری، برای کاهش سوئیۀ ناشی از اندازه‌گیری سود غیر منتظره استفاده می‌شود. بیور، لمبارت و رین (۱۹۸۷) بیان کردند که رگرسیون معکوس، راه مناسب‌تری برای ارزیابی محتوای اطلاعاتی قیمت سهام است. کولینز و کوتاری (۱۹۸۷) در مطالعه اثرگذار خود در حوزه عوامل تعیین‌کننده ضریب واکنش سود، از روش رگرسیون معکوس استفاده کردند و بیان کردند که خطای اندازه‌گیری شاخص سود غیر منتظره، موجب ضعیف‌شدن ضریب واکنش سود می‌شود و یافتن اثر عوامل تعیین‌کننده سود را دشوارتر می‌کند. بنابراین مشابه پژوهش‌های محققانی چون بیور و همکاران (۱۹۸۷)، کورمندی و لیپ (۱۹۸۷)، کولینز و کوتاری (۱۹۸۹)، چو و جانگ (۱۹۹۱)، هالیوال و رینولدز (۱۹۹۴)، باسو (۱۹۹۷) و کریدی، هارت و سیدا (۲۰۰۱)، در این پژوهش نیز از رگرسیون معکوس استفاده شده است؛ به این صورت که اثر عامل  $X_i$  به کمک رگرسیون نشان داده شده در رابطه ۵ تخمین زده می‌شود (کولینز و کوتاری، ۱۹۸۹ و زکریا و همکاران، ۲۰۱۳):

$$UX/P = \left[ \frac{1}{f(X_1, X_2, \dots, X_n)} \right] / UR \quad \text{رابطه ۵}$$

یعنی معادله رگرسیون به صورت رابطه ۶ است:



$$UX/P = \alpha_0 + \alpha_1 UR + \alpha_2 UR * X_1 + \dots + \alpha_{n+1} UR * X_n + \varepsilon \quad \text{رابطه ۶}$$

نکته شایان اهمیت، این است که در این شکل، آزمون ضرایب با معکوس ضریب واکنش سود یا ضریب واکنش بازده (RRC) ارتباط دارند. بنابراین اگر ضریب  $UR \times X_i$  منفی و معنادار باشد، به این معناست که  $X_i$  با ضریب واکنش سود رابطه مثبت و معنادار دارد. فرضیه پژوهش با افزودن مقیاسی از ریسک نکول به مجموعه  $\{X_i\}$  و تخمین رگرسیون در رابطه ۷ سنجیده می‌شود (زکریا و همکاران، ۲۰۱۳، هالیوال و رینولدز، ۱۹۹۴ و کیم و همکاران، ۲۰۰۵):

$$UX/P = \alpha_0 + \alpha_1 UR + \alpha_2 UR * DER + \alpha_3 UR * BETA + \alpha_4 UR * GROWTH + \varepsilon \quad \text{رابطه ۷}$$

UX/p: سود غیر منتظره تقسیم بر قیمت سهام در ابتدای دوره  
 UR: بازده غیرعادی سهام  
 DER: ریسک نکول  
 BETA: بتای سهام  
 GROWTH: فرصت رشد  
 ε: خطای برآورد

#### تعریف عملیاتی متغیرها

**سود غیر منتظره:** سود غیر منتظره برابر است با تفاوت سود هر سهم در سال جاری (t) با سود هر سهم در سال گذشته (t-1) و برای مقیاس شدن، بر قیمت سهام در پایان دوره گذشته تقسیم می‌شود.

**بازده غیر عادی:** بازده غیر عادی به کمک بازده غیر عادی انباشته (CAR) برآورد می‌شود. بازده غیر عادی انباشته 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 (۱۹۶۳) تخمین زده می‌شود.

$$E(r_{it}) = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i r_{mt} \quad \text{رابطه ۸}$$

$E(r_{it})$ : بازده مورد انتظار سهم  $i$  در دوره  $t$  می‌باشد؛

$\hat{\alpha}_i$  و  $\hat{\beta}_i$ : پارامترهای برآوردی برای الگوی بازار؛

$r_{mt}$ : بازده واقعی پرتفوی بازار در دوره  $t$ .

پارامترهای مذکور بر مبنای روش حداقل مربعات خطا (OLS) بر مبنای داده‌های تاریخی برای ۶۰ ماه برآورد می‌شود. چنانچه تعداد داده‌های موجود برای تخمین رگرسیون (رابطه ۹) از

۳۰ کمتر باشد، شرکت از نمونه حذف می شود (زکریا و همکاران، ۲۰۱۳؛ کای، ۲۰۰۲، کیم و همکاران، ۲۰۰۵).

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطه ۹}$$

$R_i$ : برابر با بازده شرکت  $i$ ؛

$R_m$ : برابر با بازده بازار.

بازده غیر عادی سهام از تفاوت بازده واقعی و بازده مورد انتظار به دست می آید و مجموع آن طی یک سال برابر بازده غیر عادی انباشته است.

**ریسک نکول:** برای آنکه سنجۀ ریسک نکول هر دو جنبۀ عملیاتی و اهرمی را دربرگیرد، از دو مقیاس نسبت اهرم و شاخص فالمر (۱۹۸۴) برای سنجش ریسک نکول استفاده شده است (نتایج پژوهش ودیعی و میراسماعیلی در سال ۱۳۹۱ نشان می دهد که مدل فالمر (۱۹۸۴) می تواند ورشکستگی در بازار سهام ایران را پیش بینی کند). برای اندازه گیری نسبت اهرم ارزش دفتری، تسهیلات مالی شرکت را بر ارزش بازار حقوق صاحبان سهام تقسیم می کنیم. نحوه اندازه گیری شاخص فالمر نیز به شرح رابطه ۱۰ است.

$$F = 5.52x_1 + 0.212x_2 + 0.073x_3 + 1.27x_4 - 0.12x_5 + 2.335x_6 + 0.575x_7 + 1.082x_8 + 0.894x_9 - 6.075 \quad \text{رابطه ۱۰}$$

$x_1$ : سود انباشته به کل دارایی ها؛

$x_2$ : فروش به کل دارایی ها؛

$x_3$ : سود قبل از کسر مالیات به حقوق صاحبان سهام؛

$x_4$ : جریان نقدی به کل دارایی ها؛

$x_5$ : بدهی به کل دارایی ها؛

$x_6$ : بدهی جاری به کل دارایی ها؛

$x_7$ : لگاریتم کل دارایی های مشهود؛

$x_8$ : سرمایه در گردش به کل بدهی ها؛

$x_9$ : لگاریتم سود قبل از بهره به کل دارایی ها.

اگر شاخص  $f$  از صفر کوچکتر باشد، احتمال ورشکستگی و نکول بالایی وجود دارد و در غیر این صورت احتمال ورشکستگی و نکول پایین است. بنابراین شاخص فالمر (۱۹۸۴) به صورت متغیر مجازی وارد مدل می شود، با این فرض که اگر شاخص از صفر بزرگتر باشد، مقدار آن برابر صفر و در غیر این صورت برابر یک است.

بتا: بتای سهام، به کمک رگرسیون بازده شرکت و بازار برای ۶۰ ماه محاسبه می‌شود.

**فرصت رشد:** فرصت رشد به کمک نسبت ارزش بازار سهام شرکت به ارزش دفتری سهام شرکت اندازه‌گیری می‌شود. این مقیاس در بسیاری از مطالعات مربوط به ضریب واکنش سود، استفاده شده است (کیم، ۲۰۰۵ و شانگون، ۲۰۰۷).

### جامعه و نمونه آماری

قلمرو مکانی پژوهش، شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و قلمرو زمانی آن، سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۱ در نظر گرفته شده است. با استفاده از نمونه‌گیری حذفی، شرکت‌هایی که از ویژگی‌های زیر برخوردار بودند، برای نمونه آماری انتخاب‌شده و بقیه از نمونه حذف شدند. با اعمال این محدودیت‌ها تعداد ۱۳۲ شرکت نمونه انتخاب شدند:

۱. جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها و بیمه‌ها نباشد؛
۲. در سال‌های ۸۳ تا ۹۱ در بازار بورس حضور داشته باشد؛
۳. پایان سال مالی شرکت منتهی به پایان اسفند باشد؛
۴. داده‌های مورد نیاز از شرکت در دسترس باشد؛
۵. حداقل تعداد داده مورد نیاز برای تخمین بازده مورد انتظار سهام در دسترس باشد؛
۶. بیش از شش ماه وقفه معاملاتی نداشته باشد.

### یافته‌های پژوهش

آماره‌های توصیفی و ماتریس ضرایب همبستگی پیرسون متغیرهای مستقل و وابسته پژوهش در جدول‌های ۱ و ۲ نشان داده شده است.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	حداقل	حداکثر	میانگین	انحراف معیار
سود غیرمنتظره	Ux/p	-۲/۲۰	۳/۶	۰/۳۶۶۶
بازده غیرعادی انباشته	car	-۲/۲۳	۳/۴۰	۰/۵۷۶۸۶
نسبت اهرم	lev	۰/۰۰	۱۳/۳۸	۱/۳۵۹۳۶
شاخص فالمر	f-score	۰/۰۰	۱/۰۰	۰/۴۹۱۷۸
ریسک سیستماتیک	beta	-۱/۳۰	۲/۷۷	۰/۵۵۶۱۲
فرصت رشد	growth	-۲/۹۰	۵۷/۶۳	۳/۳۹۵۵۲

جدول ۲. ماتریس ضرایب همبستگی بین متغیرهای پژوهش

متغیر	سود غیر منتظره	بازده غیر عادی	نسبت اهرم	شاخص فالمر	بتا	فرصت رشد
سود غیر منتظره	۱					
سطح معناداری						
بازده غیر عادی	۰/۰۶۱	۱				
سطح معناداری	۰/۵۲۸					
نسبت اهرم	-۰/۰۸۱	-۰/۰۶۰	۱			
سطح معناداری	۰/۰۶۱	۰/۱۶۹				
شاخص فالمر	-۰/۰۲۲	۰/۰۰۰	۰/۳۲۱**	۱		
سطح معناداری	۰/۶۱	۰/۹۹۳	۰/۰۰۰			
ریسک سیستماتیک	-۰/۰۱۶	-۰/۲۷۹**	-۰/۰۰۵	-۰/۰۵۵	۱	
سطح معناداری	۰/۷۱۵	۰/۰۰۰	۰/۹۰۹	۰/۲۰۷		
فرصت رشد	-۰/۰۷۲	۰/۰۱۰	-۰/۰۸۴	-۰/۰۴۱	-۰/۰۱	۱
سطح معناداری	۰/۰۹۸	۰/۸۲۳	۰/۰۵۳	۰/۳۴۳	۰/۸۲۴	

\*\*ضریب همبستگی در سطح ۰/۰۰۱ معنادار است (دو دامنه)

همان طور که مشاهده می شود، میانگین سود غیر منتظره برابر ۰/۰۱۲- و میانگین بازده غیر عادی انباشته ۰/۷۴۶۴- به دست آمد. علاوه بر این، ضریب همبستگی بین بازده غیر عادی انباشته و ریسک سیستماتیک، منفی و معنادار بوده و ضریب همبستگی بین بازده غیر عادی و سود غیر منتظره و فرصت رشد، مثبت است.

قبل از برازش رگرسیون بازده - سود، فروض کلاسیک رگرسیون بررسی شده است. میانگین جمله خطا برای رگرسیون برازش شده با هر دو مقیاس ریسک نکول، صفر و انحراف معیار آن برای هر دو مقیاس، رقم ۰/۳۷ به دست آمد. سطح معناداری آماره جاکو - برا، برای رگرسیون برازش شده با هر دو مقیاس ریسک نکول (۰/۰۰)، نرمال نبودن توزیع جزء خطاها را نشان می دهد. مادامی که اندازه نمونه به اندازه کافی بزرگ باشد، نقض فرض نرمال بودن جزء خطا، مشکلی در نتایج برازش ایجاد نمی کند (بروکس، ۲۰۰۸). برای بررسی ثابت بودن واریانس از آزمون وایت استفاده شده است. آماره آزمون وایت برای هر دو مقیاس از ریسک نکول؛ یعنی شاخص فالمر و نسبت اهرم، به ترتیب ۱/۲۲ و ۱/۰۷ و سطح معناداری آن، به ترتیب برابر ۰/۳۲۵۲ و ۰/۳۷ است. رقم به دست آمده به این معناست که شواهدی برای رد فرض ثابت بودن واریانس وجود ندارد. یکی از معیارهای ساده برای شناسایی همخطی، استفاده از ضرایب همبستگی است.

اگر ضرایب همبستگی بین متغیرهای پژوهش نسبتاً بزرگ باشد، بیانگر همخطی شدید است. علاوه بر این با توجه به عامل تورم واریانس و تلورانس نیز می‌توان همخطی را تشخیص داد. شواهد هر دو روش گویای عدم وجود همخطی شدید بین متغیرهای پژوهش است. مقدار آماره دوربین - واتسون در برازش رگرسیون با استفاده از هر دو مقیاس ریسک نکول (شاخص فالمر و نسبت اهرم)، به ترتیب برابر ۱/۹۹ و ۱/۹۴۲ است که عدم وجود خودهمبستگی را بیان می‌کند.

جدول ۳. نتایج برازش رگرسیون با استفاده از نسبت اهرم برای اندازه‌گیری ریسک نکول

متغیر	ضریب	انحراف معیار خطا	آماره t	سطح معناداری	تورم واریانس	تلورانس
عرض از مبدأ	۰/۰۰۰۴	۰/۰۱۵۹	۰/۰۲۵	۰/۹۷۹		
بازده غیر عادی انباشته	۰/۱۰۵	۰/۰۳۳	۳/۱۵	۰/۰۰۲	۳/۵۸	۰/۲۷۹
بازده غیر عادی انباشته در ریسک نکول	۰/۰۷۳	۰/۰۱۶	۴/۴۹۹	۰/۰۰۰	۱/۳۴	۰/۷۴۴
بازده غیر عادی انباشته در بنا	۰/۰۹۴	۰/۰۳۰	۳/۰۴۶	۰/۰۰۲	۲/۰۵	۰/۴۸۸
بازده غیر عادی انباشته در فرصت رشد	۰/۰۱۳	۰/۰۰۸	۱/۶۸۵	۰/۰۹۲	۳/۴۶	۰/۲۸۹
ضریب تعیین	۰/۰۶۵	آماره F				۹/۰۹۰۸
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۰۵۷	سطح معناداری آماره F				۰/۰۰۰
خطای تخمین رگرسیون	۰/۳۵۵	میانگین متغیر وابسته				-۰/۰۱۲۳
آماره دوربین - واتسون	۱/۹۴۲	انحراف معیار متغیر وابسته				۰/۳۶۶

آماره F در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است، در نتیجه فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه خطی بین متغیرهای مستقل و وابسته رد می‌شود. بنابراین بین متغیرهای مدل به صورت کلی رابطه معناداری وجود دارد. علاوه بر این، متغیرهای مستقل می‌توانند ۵/۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته که همان سود غیر منتظره است را توضیح دهند. ضریب بازده غیر عادی در ریسک نکول (۰/۰۷) هم معنادار است. در نتیجه فرضیه اول، مبنی بر وجود رابطه منفی و معنادار بین ریسک نکول و ضریب واکنش سود تأیید می‌شود.

جدول ۴. نتایج برازش رگرسیون با استفاده از شاخص فالمر برای اندازه گیری ریسک نکول

متغیر	ضریب	انحراف معیار خطا	آماره t	سطح معناداری	تورم واریانس	تلورانس
عرض از مبدأ	-۰/۰۰۱	۰/۰۱۶	-۰/۰۹	۰/۹۲		
بازده غیر عادی انباشته	۰/۰۸۲	۰/۰۳۲	۲/۵۹	۰/۰۰۹۷	۶/۰۷	۰/۱۶۵
بازده غیر عادی انباشته در ریسک نکول	۰/۱۷۸	۰/۰۴۵	۳/۹۱	۰/۰۰۰	۲/۰۳	۰/۴۹۲
بازده غیر عادی انباشته در بنا	۰/۰۸۶	۰/۰۳۱	۲/۷۶۶	۰/۰۰۶	۲/۷۴	۰/۳۶۵
بازده غیر عادی انباشته در فرصت رشد	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۸	-۴/۴۴۳	۰/۶۵۷	۲/۹۷	۰/۳۴۰
ضریب تعیین	۰/۰۵۶	آماره F				۷/۸۱۴
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۰۴۹	سطح معناداری آماره F				۰/۰۰۰
خطای تخمین رگرسیون	۰/۳۵۷	میانگین متغیر وابسته				-۰/۰۱۲
آماره دوربین - واتسون	۱/۹۶۵	انحراف معیار متغیر وابسته				۰/۳۶۶

آماره  $F$  در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است، در نتیجه فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه خطی بین متغیرهای مستقل و وابسته رد می شود، بین متغیرهای مدل به صورت کلی رابطه معناداری وجود دارد. علاوه بر این، متغیرهای مستقل می توانند ۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته؛ یعنی سود غیر منتظره را توضیح دهند. ضریب بازده غیر عادی در ریسک نکول (۰/۱۸) نیز معنادار است. در نتیجه فرضیه اول، مبنی بر ارتباط منفی و معنادار بین ضریب واکنش سود و ریسک نکول با اندازه گیری ریسک نکول از طریق شاخص فالمر تأیید می شود.

### نتیجه گیری و پیشنهادها

در این پژوهش به بررسی رابطه بین ریسک نکول و ضریب واکنش سود پرداخته شده است. نتایج پژوهش نشان می دهد که بین ریسک نکول و ضریب واکنش سود، رابطه منفی و معناداری وجود دارد؛ به این معنا که هرچه ریسک نکول شرکتی بیشتر باشد، ضریب واکنش سود آن کمتر خواهد بود. این یافته مشابه نتایج پژوهش های پیشین است (هالیوال و همکاران، ۱۹۹۱؛ هالیوال و رینولدز، ۱۹۹۴؛ بلینگز، ۱۹۹۹؛ شانگون، ۲۰۰۷؛ کای، ۲۰۰۲؛ چنگ و نصیر، ۲۰۱۰ و زکریا و همکاران، ۲۰۱۳).

یافته‌های پژوهش گویای آن است که وضعیت اعتباری شرکت، علاوه بر آنکه برای اعتباردهندگان واحد تجاری اهمیت دارد، برای سهام‌داران نیز مهم است و افزایش آن، سبب کاهش واکنش سرمایه‌گذاران به اخبار بد و خوب سود شده است. بر مبنای نتایج می‌توان به مدیران شرکت‌ها توصیه کرد که هنگام تأمین مالی، به هزینه‌های غیر مستقیم آن نیز توجه کنند، در واقع افزایش بدهی‌ها منجر به افزایش ریسک ورشکستگی شرکت می‌شود. علاوه بر این، راه‌اندازی مؤسسه‌های رتبه‌بندی اعتباری در کشور، می‌تواند به سرمایه‌گذاران در شناسایی و ارزیابی ریسک اعتباری شرکت‌ها کمک کرده و موجب افزایش شفافیت در بازار شده و زمینه را برای تخصیص بهینه منابع فراهم آورد.

شواهد پژوهش نشان داد که ارتباطی بین فرصت رشد و ضریب واکنش سود در ایران وجود ندارد. این یافته مشابه یافته‌های پژوهش خوش‌طینت و فلاح جوشقانی (۱۳۸۷) است. همچنین در این پژوهش، وجود رابطه منفی و معنادار مورد انتظار بین ریسک سیستماتیک و ضریب واکنش سود تأیید شده است که این یافته نیز مشابه نتایج پژوهش‌های محققانی چون، کورمندی و لیب، ۱۹۸۷؛ کولینز و کوتاری، ۱۹۸۹؛ هالیوال و رینولدز، ۱۹۹۴؛ بیلینگز، ۱۹۹۹؛ کیم، ۲۰۰۵؛ شانگون، ۲۰۰۷ و زکریا و همکاران، ۲۰۱۳ است.

پیشنهاد می‌شود که پژوهش‌های آتی، رگرسیون بازده غیر عادی و سود غیر منتظره را برای اخبار بد و خوب، به صورت جداگانه برازش کنند و برای اندازه‌گیری سود مورد انتظار، سود پیش‌بینی‌شده مدیریت را به کار گیرند.

## منابع

- خوش‌طینت، م. و فلاح جوشقانی، ح. (۱۳۸۷). تأثیر اهرم مالی بر ضریب واکنش سود. *فصلنامه مطالعات حسابداری*، (۱۷): ۸-۲۲.
- سجادی ح. (۱۳۷۷). عوامل مرتبط با سود غیر منتظره و رابطه آن با قیمت سهام. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۶ (۲۴-۲۵): ۳۴-۶۰.
- سینایی، ح. و رشیدی‌زاده، ف. (۱۳۸۹). بررسی ارتباط بین تغییرات سهم بازار با ارزش‌گذاری عایدات و فرصت‌های رشد آتی شرکت‌ها. *نشریه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۷ (۵۹): ۳۱-۴۶.
- ودیعی، م. ح. و میراسماعیلی، س. ح. (۱۳۹۱). پیش‌بینی ورشکستگی با استفاده از مدل‌های تحلیل لوجیت اهلسون و تحلیل ممیز چندگانه فالمر و مقایسه آنها. *نشریه تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، ۴ (۱۳): ۴۰-۶۰.

- Ball, R., Brown, P. (1968). An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers. *Journal of Accounting Research*, 6(2):159-178.
- Beaver, W., Lambert, R., Ryan, S. (1987). The Information Content of Security Prices: A Second Look. *Journal of Accounting and Economics*, 9 (2): 139-158.
- Billings, B. (1999). Revisiting the Relation between the Default Risk of Debt and the Earning Response Coefficient. *The Accounting Review*, 74(4): 509-522.
- Brooks, C. (2008). *introductory econometrics for finance*. Second Edition, Cambridge University Press, United Kingdom.
- Cheng, F.F., Nasir, A. (2010). Earning Response Coefficients and the Financial Risks of China Commercial Banks. *International Review of Business Research Papers*, 6(3): 178-188.
- Cho, J.Y., Jung, K. (1991). Earning Response Coefficients: A Synthesis of Theory and Empirical Evidence. *Journal of Accounting Literature*, 10 (10):85-116.
- Collins, D.W., Kothari, S.P. (1987). An Analysis of Intertemporal and Cross-Sectional Determinants of Earning Response Coefficients. *Journal of Accounting and Economics*, 9(2):111-138.
- Cready, W.M., Hurt, D.N., Seida, J.A. (2000). Applying Reverse Regression Techniques In Earning-Return Analyses. *Journal of Accounting and Economics*, 30(2): 227-240.
- 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*, 8(1): 20-41
- Dhaliwal, D., Reynolds, S. (1994). The Effect of the Default Risk of Debt on the Earnings Response Coefficient. *The Accounting Review*, 69(2): 412-419.
- Fama, E.F & French, K. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *The Journal of Finance*, 47(2): 427-465.



- Kay, H. (2002). Earning Response Coefficient and Default Risk in Japanese Stock Market. *Japan: Nigata University Working Paper*.
- Kim, Y.H. (2005). *Default Risk as a Factor Affecting the Earning Response Coefficient: Evidence From the South Korean Stock Market*, Melbourne: Affanz Proceeding.
- Kormendi, R., Lipe, R. (1987). Earnings Innovations, Earnings Persistence, and Stock Returns. *The Journal of Business*, 60(3): 323-345.
- Laxmi, B. (1998). Debt / Equity Ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence. *The Journal of Finance*, 43(2): 507-528.
- Lintner, J. (1965). Security Prices, Risk, and Maximal Gains from Diversification. *The Journal of Finance*, 20(4): 587-615.
- Lipe, R. (1990). The Relation between Stock Returns and Accounting Earnings Given Alternative Information. *The Accounting Review*, 65(1): 29-71.
- Martikainen, M. (1997). Accounting Losses and Earnings Response Coefficients: The Impact of Leverage and Growth Opportunities. *Journal of Business Finance and Accounting*, 24(2): 277-292.
- Neill, J.D., Pfeiffer G. M. (2005). How Does Bankruptcy Risk Affect Stock Values? *The Journal of Applied Business Research*, 21(4): 41-47.
- Shangguan, Z. (2007). Risky Debt and Earnings Response Coefficient: A Re-Examination In the Presence of Illiquid Growth Opportunities. *International Journal of Business Innovation and Research*, 1(4): 404-424.
- Subramanyam, K.R., Wild, J.J. (1996). Going-Concern Status, Earnings Persistence, and Informativeness of Earnings. *Contemporary Accounting Research*, 13(1): 251-273.
- Vassalou, M., Xing, Y. (2004). Default Risk In Equity Returns. *Journal of Finance*, 59(2): 831-868.
- 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*, 3(6): 535-545.

Zeitun, R., Tian, G., Keen, K. (2007). Default Probability for the Jordanian Companies: A Test of Cash Flow Theory. *International Research Journal of Finance and Economics*, 8: 147-162.

