Financial Research Journal
ISSN: 1024-8153
EISSN: 2423-5377
Winter 2018
Vol. 19, No. 4, pp.615 – 642
DOI: 10.22059/jfr.2018.249698.1006580

University of Tehran
Faculty of Management

The Effect of Profit Sensitivity Dimensions (Earnings Response Coefficient, Returns Abnormal Fluctuations and Earning Prediction Error) on Board of Director's Compensation

Sayed Ali Vaez [1], Amir Hosein Montazer Hojat [2], Rahim Bonabi Gadim [3]

Abstract: To create interests alignment between the owner and the manager, accurate index of performance should be used as the rewarding criterion. One of the important indexes for performance measurement purposes in rewarding plans is the profit sensitivity, so that it can meet all of contract parties' interests. Those profits carrying sensitivity can cause a change in the value of the company's market. So, the main purpose of this study is to survey the effect of profit sensitivity dimensions (Earnings response coefficient, abnormal returns fluctuations and earning prediction error) on board of directors' reward. For this purpose, the data related to the Tehran Stock Exchange listed companies (121 companies) for the period from 2008 to 2016 were extracted and the multiple regression was used to test the hypothesis. The results showed that three criteria, namely, earnings response coefficient, adjusted earnings response coefficient and earnings value relevance, have a positive effect on board of director's rewards, while two criteria, namely, abnormal returns fluctuations and earning prediction error have a negative effect on board of director's rewards.

Keywords: ***Abnormal Returns fluctuation, Board of director's reward, Earning prediction error, Earnings response coefficient, Profit sensitivity.***

1. Assistant Prof. in Accounting, Shahid Chamran University, Ahvaz, Iran
2. Assistant Prof in Economics and Applied Econometrics, Shahid Chamran University, Ahvaz, Iran
3. PhD. in Accounting, Hashtrood Branch, Islamic Azad University, Hashtrood, Iran

Submitted: June; 8, 2017 *Accepted: November; 30, 2017*

Corresponding Author: Sayed Ali Vaez *Email: sa.vaez@scu.ac.ir*

Citation: Vaez, S.A., Montazer Hojat, A.H., & Bonabi Gadim, R. (2018). The Effect of Profit Sensitivity Dimensions (Earnings Response Coefficient, Returns Abnormal Fluctuations and Earning Prediction Error) on Board of Director's Compensation. *Financial Research Journal*, 19(4), 615 – 642.

Archive of SID

www.SID.ir

تحقیقات مالی
Financial Research Journal
دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران
دورهٔ ۱۹، شمارهٔ ۴
زمستان ۱۳۹۶
صص. ۶۴۲- ۶۱۵
DOI: 10.22059/jfr.2018.249698.1006580

تأثیر ابعاد حساسیت سود (ضریب واکنش سود، نوسان‌های غیرعادی بازده و خطای پیش‌بینی سود) بر پاداش هیئت‌مدیره

سید علی واعظ[۱]، امیرحسین منتظر حجت[۲]، رحیم بنابی قدیم[۳]

چکیده: برای ایجاد همسویی منافع بین مالک و مدیر، باید معیار پاداش‌دهی، شاخص صحیحی از عملکرد باشد. یکی از شاخص‌های مهم در سنجش عملکرد در برنامه‌های پاداش، حساسیت سود گزارش شده است؛ به‌طوری که منافع همهٔ طرفین قراردادها تأمین می‌شود. سودهای دارای حساسیت باید سبب تغییرِ ارزش بازار شرکت شوند. بنابراین هدف اصلی پژوهش، بررسی تأثیر ضریب واکنش سود، نوسان‌های بازدهی غیرعادی سهام و خطای پیش‌بینی سود به‌عنوان ابعاد حساسیت سود، بر پاداش هیئت‌مدیره است. برای این منظور از داده‌های ۱۲۱ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۵و رگرسیون چند متغیره استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد در نظام پاداش‌دهی مدیران، ضریب واکنش سود، ضریب واکنش تعدیلی سود و مربوط بودن سود به ارزش سهام، تأثیر مثبتی بر پاداش مدیران می‌گذارد و نوسان‌های غیرعادی بازدهی سهام و خطای پیش‌بینی سود، بر پاداش مدیران تأثیر منفی معناداری دارند.

واژه‌های کلیدی: پاداش هیئت‌مدیره، حساسیت سود، خطای پیش‌بینی سود، ضریب واکنش سود، نوسان غیرعادی بازدهی سهام.

۱. استادیار گروه حسابداری، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران
۲. استادیار گروه علوم اقتصادی ـ اقتصادسنجی کاربردی، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران
۳. دکتری گروه حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد هشترود، هشترود، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۶/۰۴/۱۷
تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۰۹/ ۱۳۹۶/۰۹
نویسندهٔ مسئول مقاله: سید علی واعظ
E- mail: sa.vaez@scu.ac.ir

Archive of SID
www.SID.ir

مقدمه

معمولاً اجزای تشکیل‌دهندهٔ حقوق و پاداش مدیران بر اساس دو معیار سنجش عملکرد، یعنی سود خالص و قیمت سهام است. بر اساس مبانی نظری پاداش می‌توان پیش‌بینی کرد که درصد هر یک از این شاخص‌ها در برنامهٔ حقوق و پاداش مدیران به سه عامل نسبی دقت[1]، حساسیت[2] و افق زمانی[3] بستگی دارد که مدیر تصمیم خود را در آن محدوده اتخاذ می‌کند (اسکات، ۱۹۳۱). اگر سود خالص به نحوی محاسبه شود که بتواند عملکرد مدیریت را به‌طور دقیق نشان دهد یا به بیان دیگر، اثر سایر عوامل خارج از کنترل در آن کم باشد، تنها از تلاش مدیر تأثیر پذیرد و نسبت به فعالیت‌های مدیر حساسیت لازم را داشته باشد، می‌توان از سود خالص در ارزیابی عملکرد مدیر بهره برد. وظیفهٔ حسابداری و گزارشگری مالی در کاهش خطر اخلاقی نیز ارائهٔ شاخص ارزیابی عملکردی دقیق و حساس است (مهرانی، کرمی، سید حسینی، جهرومی، ۱۳۹۴). مقصود از دقت، انحراف معیار سنجش عملکرد است و حساسیت، به درصدی اشاره دارد که ارزش مورد انتظار این معیار سنجش در برابر کار یا تلاش مدیر واکنش نشان می‌دهد. بنابراین در یک قرارداد مطلوب، هرچه مقدار جنجال‌آفرینی در سود خالص کمتر و حساسیت آن در مقابل کار یا تلاش مدیر بیشتر باشد، نسبت سود خالص به قیمت سهام، بیشتر خواهد بود (اسکات، ۱۹۳۱). معیارهای مبتنی بر حسابداری، یعنی سود حسابداری، معیار بهتری در برنامه‌های پاداش است و دقت بیشتری دارند؛ زیرا مستقل از نوسان‌ها و اختلال‌های برون سازمانی خارج از کنترل مدیر است (پاندهر و پتک، ۲۰۱۴ و زکریا، ۲۰۱۲). با اندک توجهی به این مطلب، درمی‌یابیم که سود حسابداری حساسیت کمتری دارد؛ زیرا گاهی در مقابل کار و تلاش مدیر (برای مثال انجام مخارج تحقیق و توسعه) نه تنها افزایش نمی‌یابد، بلکه کاهش یافته و از میزان پاداش نیز کاسته می‌شود؛ در حالیکه در مقابل همین مخارج، ارزش بازار شرکت افزایش می‌یابد. هنگامی که سود خالص جاری به‌عنوان معیار سنجش بازده به کار برده شود، درمی‌یابیم که چرا قیمت سهام در مقایسه با سود خالص نسبت به میزان کار یا تلاش مدیر، حساسیت بیشتری دارد. در بازار کارای اوراق بهادار، قیمت سهام اطلاعات مربوط به بازدهی‌های آیندهٔ ناشی از تلاش کنونی مدیر را به درستی منعکس می‌کند (اسکات، ۱۹۳۱). در حالیکه ممکن است قیمت سهام حساس‌تر باشد، در مقایسه با سود خالص دقت کمتری دارد؛ زیرا قیمت سهام تحت تأثیر انبوهی از رویدادهای متعلق به کل سیستم اقتصادی قرار می‌گیرد که خارج از کنترل مدیریت است (اسکات، ۱۹۳۱؛ پاندهر و

1. Precise
2. Sensitivity
3. Time horizon

www.SID.ir

پتک، ۲۰۱۴ و زکریا، ۲۰۱۲). از یک سو، سود خالص در برابر عوامل موجود در کل سیستم اقتصادی، به‌صورت نسبی، حساسیت نشان نمی‌دهد و از سوی دیگر به‌دلیل وجود معامله‌گران جنجال‌آفرین و ناکارایی بازار، اگر در قرارداد حقوق و پاداش مدیر، قیمت سهام به سود خالص (هر دو) گنجانده شود، کارایی قرارداد حقوق و پاداش مدیر را افزایش می‌دهد (اسکات، ۱۹۳۱).

پاداش‌دهی صرف بر اساس سود خالص گزارش شده از سوی مدیریت، الزاماً سبب انگیزش مدیران برای بیشینه‌کردن ارزش شرکت و منافع همهٔ گروه‌های ذی‌نفع نمی‌شود. چه بسا مدیران با توجه به انعطاف موجود در استانداردهای حسابداری و اختیار در گزینش رویه‌های حسابداری، به راحتی سود را برای دستیابی به منافع شخصی خود دستکاری کنند (حسینی، ندافی، رضایی و ابراهیمی، ۲۰۱۷ و داتا و ریچلستین، ۲۰۰۵). بنابراین برای افزایش حساسیت سود و کارایی قراردادهای پاداش، لازم است تأثیرگذاری آن در ارزش بازار شرکت جست‌وجو شود. بنابراین باید سودهایی دارای حساسیت سبب تغییر در ارزش بازار شرکت شوند. مسئلهٔ مهم اینجاست که وقتی قرار است از سود خالص به‌عنوان دستاورد مدیریت در طول سال مالی، برای پاداش‌دهی وی استفاده شود، باید به شاخص‌ها و مفاهیمی از سود توجه شود که ارتباط آن با ارزش بازار شرکت آشکارتر بوده و حساسیت بیشتری داشته باشد؛ به بیان دیگر، باید معیارهای نظارتی و کنترلی بیشتری لحاظ شود تا عدد متعلق به سود خالص، اثر اقدامات مدیر بر ارزش بازار شرکت را نشان دهد و سبب افزایش حساسیت سود و انگیزش مدیر برای حداکثر کردن ارزش شرکت شده و از طرفی پاداش عادلانهٔ متناسب با تلاش‌ها و دستاوردهای وی به ایشان تعلق گیرد (زیمرمن و ال والتر، ۱۹۴۲). بنابراین هدف و سؤال اساسی پژوهش حاضر این است که آیا در برنامه‌های پاداش مدیران به ضریب واکنش سود، نوسان‌های بازدهی غیرعادی و خطای پیش‌بینی سود، به‌عنوان ابعاد حساسیت سود، توجه و اعتنای کافی می‌شود؟ پاداش مدیران با کدام یک از این ابعاد، قرابت و همخوانی بیشتری دارد؟

مبانی نظری پژوهش

اگر پاداش با عملکرد واقعی مدیران تناسبی نداشته باشد، نه تنها ارزش شرکت را افزایش نمی‌دهد، بلکه به ابزاری برای انتقال ثروت تبدیل می‌شود. عوامل متعددی می‌تواند سبب ناکارایی قراردادها و طرح‌های پاداش شود که یکی از مهم‌ترین آنها نبود معیار صحیح سنجش عملکرد و دقت مربوط به آن است. در حالیکه از اعداد و گزارش‌های حسابداری برای انعقاد قراردادهای پاداش استفاده می‌شود ـ که برای نمونه، اقلام تعهدی به‌عنوان عامل مؤثر در انعقاد قراردادها با اعتباردهندگان و مدیران به حساب می‌آید (کازان، ۲۰۱۶) ـ معیارهای عملکرد مبتنی بر حسابداری به سبب نگرش

Archive of SID

www.SID.ir

کوتاه‌مدت و نیز نادیده‌انگاشتن هزینهٔ حقوق مالکانه، همواره در معرض انتقاد بوده‌اند (رهنمای رودپشتی و سروش‌یار، ۱۳۹۲). بنابراین، این فرصت برای مدیران وجود دارد که با اعمال انتخاب‌های حسابداری و دستاویز قراردادن این مشخصه‌ها از طریق مدیریت اقلام تعهدی و دستکاری فعالیت‌های واقعی، در صدد تأمین منافع شخصی خود باشند که هر یک کارایی قراردادها را تحت تأثیر قرار می‌دهند (بیانچی و چن، ۲۰۱۵). بنابراین، در نظام پاداش‌دهی نباید فقط شاخص حسابداری گزارش شده معیاری برای پاداش‌دهی در نظر گرفته شود، بلکه بر اساس آنچه از مبانی نظری پاداش استنباط می‌شود، این شاخص سنجش عملکرد باید دارای دقت و حساسیت در اندازه‌گیری باشد؛ زیرا کیفیت پایین سود، سبب ایجاد ریسک در تخصیص منابع، کاهش رشد اقتصادی از طریق تخصیص نادرست سرمایه‌ها، انحراف منابع به سوی طرح‌های با بازدهی غیرواقعی و افزایش ریسک اطلاعات می‌شود (کردستانی و طایفه، ۱۳۹۲). برای شناخت و توضیح علل واکنش‌های مختلف بازار به اطلاعات سود، مفهومی با عنوان ضریب واکنش سود مطرح شد (کوتاری، ۲۰۰۰). مدیران واحدهای اقتصادی به همان اندازه که به انتشار اخبار خوب در خصوص شرکت تمایل دارند، برای پنهان‌کردن اخبار بد تلاش می‌کنند. برای مثال شرکت‌های سرمایه‌گذاری، سود سرمایه را سریع‌تر از زیان سرمایه شناسایی می‌کنند (شمس و یحیی‌زاده فرد، ۱۳۸۹). این انگیزه‌های متفاوت افشاگری، در عوامل گوناگونی همچون قراردادهای پرداخت پاداش و نگرانی‌های شغلی ریشه دارد (خان و واتز، ۲۰۰۹). با توجه به اینکه ضریب واکنش سود بیان‌کنندهٔ واکنش بازار به تغییرات سود هر سهم است و یکی از بهترین روش‌های ارزیابی کیفیت و قابلیت اتکای سود به‌شمار می‌رود (پروتی و وگن هافر، ۲۰۱۱) و تفسیر فهم بازار از اطلاعات منتقل شده به‌وسیلهٔ اعلان و انتشار سود است (چریس و سامرز، ۲۰۰۵) و همچنین، با قطعیت در خصوص سودهای تقسیمی آتی یا سودهای آتی ارتباط مثبت و معناداری دارد (چمبرز، فریمن و کوچ، ۲۰۰۵)، می‌توان گفت که ضریب واکنش بالای سود، نشان‌دهندهٔ شاخص مستقیم حساسیت سود گزارش شده است.

فایدهٔ مطالعهٔ نوسان‌پذیری بازده سهام از طرف سرمایه‌گذاران از این جهت است که آنها نوسان‌پذیری بازده سهام را به‌عنوان معیاری از ریسک در نظر می‌گیرند و همچنین خطی‌مشی‌گذاران بازار سرمایه می‌توانند از این معیار به‌عنوان ابزاری برای اندازه‌گیری میزان آسیب‌پذیری بازار سهام استفاده کنند (زفر، ۲۰۰۸). پژوهش‌های قبلی (چن، هوآنگ و جیها، ۲۰۱۰؛ راجگوپال و ونکاتاچالام، ۲۰۱۱؛ کوتاری، ۲۰۰۰) اشاره کرده‌اند که گزارشگری مالی با کیفیت و صورت‌های مالی شفاف، می‌توانند پیامدهای اقتصادی مهمی از جمله کاهش نوسان بازده نامتعارف سهام داشته باشند. به بیان دیگر، هر چه صورت‌های مالی و به‌طور خاص، سود گزارش شده توسط شرکت‌ها باکیفیت‌تر

Archive of SID

www.SID.ir

باشد، قیمت سهام دچار نوسان کمتری خواهد بود؛ زیرا براساس فرضیهٔ بازار کارا انتظار می‌رود این اطلاعات در قیمت سهام متبلور شود. برای توضیح این رابطه می‌توان گفت از آنجا که حسابداری تعهدی مستلزم برآورد جریان‌های نقدی آتی و تخصیص معقول جریان‌های نقدی وصولی مربوط به گذشته است، با برآورد خطاهایی که نقش سودمند اقلام تعهدی را برای سرمایه‌گذاران در محیط نامتقارن اطلاعاتی کاهش می‌دهد، در ارتباط است. پایین آمدن کیفیت گزارشگری مالی (راجگوپال و ونکاتاچالام، ۲۰۱۱) و عدم شفافیت اطلاعات صورت‌های مالی (کوتاری، ۲۰۰۰) با افزایش نوسان بازده نامتعارف در ارتباط است. بنابراین با توجه به اینکه روند فزاینده در نوسان بازده نامتعارف به کیفیت پایین اطلاعات قابل انتساب است و این کیفیت پایین اطلاعات نشئت گرفته از نوسان‌های مربوط به اقلام تعهدی اختیاری است که باورپذیری و قابلیت اتکای سودها را برای سهامدار کاهش می‌دهد، نوسان غیرعادی بازدهی سهام، شاخص معکوس حساسیت سود است (چن و همکاران، ۲۰۱۰).

قابلیت پیش‌بینی سود که یکی از شاخص‌های کیفیت سود نیز محسوب می‌شود، معیاری است که سرمایه‌گذاران به‌کمک آن می‌توانند سودها و جریان‌های نقد آتی یک شرکت را بر اساس اطلاعات سودهای جاری پیش بینی کنند. اطلاعات مربوط به سود شرکت، زمانی کیفیت بالایی دارد که به سرمایه‌گذاران در تحلیل عملکرد جاری و برآورد چشم‌اندازهای آتی شرکت کمک کند (حوسانی، ۲۰۰۹) و این زمانی امکان‌پذیر است که کیفیت اقلام سود به قدری بیشتر باشد که بازارهای سرمایه بتوانند برای ارزشیابی یک شرکت، بر اطلاعات مربوط به جریان‌های نقدی آن اتکا کنند (چنگ، جانستون و لیو، ۲۰۱۳). مدیران هنگامی که تصمیم می‌گیرند پیش‌بینی سود منتشر کنند، سطحی از دقت را براساس مقایسهٔ منافع انتشار پیش‌بینی دقیق با هزینه‌های انتشار آن انتخاب می‌کنند. هنگامی که مدیران پیش‌بینی‌های سود را با دقت کم منتشر می‌کنند، سرمایه‌گذاران نمی‌توانند به خوبی اطلاعات مربوط به پیش‌بینی را تفسیر کرده و معانی مربوط به سود آینده را درک کنند؛ چرا که سبب کاهش کیفیت، محتوای اطلاعاتی، قابلیت اتکای سود و در نتیجه کاهش باورپذیری سود گزارش شده برای سهامداران خواهد شد (ولوری و جنکینز، ۲۰۰۶). در نتیجه عدم اطمینان آنها به پیش‌بینی‌های سود مدیران افزایش می‌یابد. افزایش عدم اطمینان سرمایه‌گذاران، سبب کاهش واکنش به این افشای مدیران و کاهش ضریب واکنش سود آینده می‌شود؛ درنتیجه خطای بیشتر در پیش‌بینی سود توسط مدیران، شاخص معکوس حساسیت سود خواهد بود (چوی، میرز، ژانگ و زایباری، ۲۰۰۸).

Archive of SID

www.SID.ir

پیشینهٔ پژوهش

بنی مهد، مرادزاده فرد، ولیخانی (۱۳۹۲) با بررسی رابطهٔ بین محافظه‌کاری حسابداری و پاداش مدیران، به این نتیجه رسیدند که میان محافظه‌کاری حسابداری و پاداش مدیریت، رابطهٔ منفی وجود دارد. سجادی و زارع زاده (۱۳۹۰)، رابطهٔ بین طرح‌های پاداش مدیران و معیارهای اقتصادی ارزیابی عملکرد را بررسی کردند. نتایج به‌دست آمده حاکی از این است که در بازار اوراق بهادار تهران، فاکتورهای اقتصادی ارزیابی عملکرد شرکت‌ها در تعیین پاداش هیئت‌مدیره حائز اهمیت است که این مسئله باعث می‌شود مدیران توجه خود را به شرکت و در جهت منافع سرمایه‌گذاران معطوف کنند. نمازی و سیرانی (۱۳۸۳)، به بررسی تجربی سازه‌های مهم در تعیین قراردادها، شاخص‌ها و پارامترهای پاداش مدیران عامل پرداختند. آنان دریافتند که هرچه مدت قرارداد طولانی‌تر و ثبات آن بیشتر باشد، بر ارزش شرکت افزوده می‌شود و در عمل، اغلب طرح‌ها و قراردادهای پاداش فعلی مبتنی بر سود حسابداری هستند. حسینی و همکاران (۲۰۱۷) با بررسی انگیزه‌های مدیریت سود و ضریب واکنش سود، به این نتیجه رسیدند که بین پاداش هیئت‌مدیره و ضریب واکنش سود رابطهٔ منفی معناداری وجود دارد. همچنین آنان نشان دادند بین محدودیت بدهی و ضریب واکنش سود رابطهٔ منفی معناداری برقرار است، اما بین کاهش در عملکرد هیئت‌مدیره و ضریب واکنش سود، رابطه‌ای مشاهده نکردند. مصطفی (۲۰۱۷) با بررسی اثر مدیریت سود بر ارتباط ارزشی سود به این نتیجه رسید که ضریب واکنش سود برای سود شرکت‌های با عملکرد عملیاتی پایین، در مقایسه با سود شرکت‌های با عملکرد عملیاتی بالا، کمتر است. یعنی آگاهی‌بخشی سودهای مدیریت‌شده کمتر از سودهای غیرمدیریت شده است. ایرح و آیبادین (۲۰۱۷)، با بررسی ویژگی‌های شرکت و آگاهی‌بخشی سود نشان دادند که ضریب واکنش سود، درک مناسبی از دلیل واکنش قوی بازار به اطلاعات افشا شدهٔ برخی شرکت‌ها نسبت به سایر شرکت‌ها فراهم می‌کند. کازان (۲۰۱۶) پس از بررسی اثر پاداش بر عملکرد نشان داد اقلام تعهدی از طریق بهبود تغییرات موقت در جریان‌های نقدی عملیاتی و جریان‌های نقد آزاد، سبب بهبود سودمندی سود حسابداری در ارزشیابی سهام و انعقاد قرارداد با اعتباردهندگان و مدیران می‌شود. سانشاین، لارسون و ساول (۲۰۱۶) با بررسی عوامل مؤثر بر پاداش مدیران قبل و بعد از درماندگی مالی، نشان دادند که طی دوره‌های بحران مالی، معمولاً برنامه‌های پاداش مبتنی بر جریان نقدی بوده است تا موجب انگیزش مدیریت برای مدیریت نقدینگی شود. بنابراین در این وضعیت، دقت سود و تغییرات آن، کمترین سهم را در برنامه‌های انگیزشی مدیران خواهند داشت. ریتاتا و کومرا (۲۰۱۶) با بررسی رابطهٔ بین پاداش و عملکرد شرکت‌ها نشان دادند که معیارهای سنجش عملکرد در برنامه‌های پاداش مدیران، بیشتر مبتنی بر اقلام تعهدی است تا

Archive of SID

www.SID.ir

اقلام نقدی و پاداش با معیارهای عملکرد مانند بازدهی دارایی‌ها، بازدهی سرمایه، بازدهی سهام، اهرم و اندازهٔ شرکت در ارتباط است. چیا فنگ (۲۰۱۴) با بررسی رابطهٔ بین اطمینان بیش از حد مدیریت، پاداش و مدیریت سود، نشان داد که هدف از دستکاری سود با اطمینان بیش از حد مدیریت، انگیزهٔ مدیران برای افزایش ارزش شرکت در آینده و در طول دورهٔ مالی است. شوتا (۲۰۱۲)، به این نتیجه رسید که محافظه‌کاری حسابداری با میزان پاداش مدیران رابطهٔ منفی دارد و این رابطه در مؤسسه‌هایی که پاداش مضرب بزرگی از سود است، بیشتر مشاهده می‌شود. وی ثابت کرد محافظه‌کاری حسابداری موجب کاهش پاداش مدیران می‌شود. نتایج پژوهش راجگوپال و ونکتاچالام (۲۰۱۱) نشان می‌دهد گزارشگری مالی با کیفیت و صورت‌های مالی شفاف، می‌تواند پیامدهای اقتصادی مهمی از جمله کاهش نوسان بازده نامتعارف سهام داشته باشد. چن و همکارانش (۲۰۱۰)، به این نتیجه رسیدند که پاداش‌ها برای شرکت‌هایی که به آستانه‌های سود دست پیدا می‌کنند با شرکت‌هایی که از مدیریت سود واقعی بهره می‌گیرند، متفاوت نیست؛ زیرا تصور بر این است که مدیریت فعالیت‌های واقعی آگاهی‌بخش بوده و به سرمایه‌گذاران در شناسایی شرکت‌هایی که در آینده عملکرد بهتری خواهند داشت، کمک می‌کند. به اعتقاد آنان، روند فزاینده در نوسان بازده نامتعارف به کیفیت پایین اطلاعات برمی‌گردد و این کیفیت پایین اطلاعات به‌دلیل نوسان‌های مربوط به اقلام تعهدی است. تاکر و پول (۲۰۰۶) پس از بررسی تأثیر هموارسازی سود بر بهبود آگاهی‌بخشی سود، به این نتیجه رسیدند که واکنش قیمت سهام به سود آتی برای شرکت‌های با هموارسازی بالای سود بیشتر از شرکت‌های با هموارسازی کمتر است، یعنی هموارسازی سود دارای محتوای اطلاعاتی است. همچنین واکنش بازدهی سهام به سود دورهٔ گذشته منفی است؛ زیرا اطلاعات دورهٔ قبل دارای کمترین محتوای اطلاعاتی هستند و در ارزشگذاری سهام در دورهٔ جاری، کمترین تأثیر را می‌گذارند و واکنش نسبت به سود دورهٔ جاری و سود دورهٔ آتی مثبت است؛ زیرا بر اساس فرضیهٔ بازار کارا، قیمت و ارزش سهام تحت تأثیر سود خالص و انتظارات بازار نسبت به سود، جریان‌های نقدی و محتوای اطلاعاتی آن در آینده است که در صورت محتوای اطلاعاتی آن، سبب افزایش بازدهی سهام می‌شود. نتایج پژوهش داتا و ریچلتین (۲۰۰۵) نشان می‌دهد از بین شاخص‌های به‌کار رفته در برنامه‌های پاداش، یعنی، سود، قیمت سهام و جریان‌های نقدی تحقق‌یافته، در مواقعی که مدیر دارای افق زمانی کوتاه‌مدت است، معیارهای مبتنی بر سود و قیمت سهام، کاربرد بیشتری دارند. کوتاری (۲۰۰۰) افزایش نوسان بازده نامتعارف سهام را در کشورهای مختلف جهان بررسی کرد و به این نتیجه رسید که شفافیت اطلاعات صورت‌های مالی با روند نوسان بازده نامتعارف سهام در ارتباط است.

Archive of SID

www.SID.ir

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری بیان‌شده، ضریب واکنش بالای سود نشان‌دهندهٔ کیفیت بالای سود گزارش‌شدهٔ مدیران و حساسیت بالای سود گزارش شده است و هرگونه مدیریت سود، سبب کاهش ارتباط ارزشی سود می‌شود (پروتی و وگنهافر، ۲۰۱۱؛ خاکساریان، ۲۰۱۳؛ مصطفی، ۲۰۱۷ و هشمت، بادآورنهندی و تقی‌زاده خانقاه، ۲۰۱۵). با توجه به مطالب فوق، فرضیه‌های زیر تدوین می‌شود:

۱. ضریب واکنش سود بر پاداش مدیران تأثیر معناداری دارد.
۲. ضریب واکنش سود تعدیل شده بر پاداش مدیران تأثیر معناداری دارد.
۳. مربوط بودن سود به ارزش سهام بر پاداش مدیران تأثیر معناداری دارد.

براساس پژوهش‌های قبلی، پایین آمدن کیفیت گزارشگری مالی با افزایش نوسان بازده نامتعارف در ارتباط است (راجگوپال و ونکتاچالام، ۲۰۱۱ و بوتسکا و ریجایج، ۲۰۱۷). نوسان بازدهی سهام در اثر نوسان اقلام تعهدی اختیاری و همبستگی موجود بین سود قبل از اعمال نظرهای مدیریتی و اقلام تعهدی اختیاری که منعکس‌کنندهٔ کیفیت اطلاعات منتشر شده توسط شرکت‌هاست، ایجاد شده است (چن و همکاران، ۲۰۱۰). با توجه به مطالب فوق فرضیهٔ چهارم مطرح می‌شود:

۴. نوسان‌های غیرعادی بازدهی سالانه بر پاداش مدیران تأثیر معناداری دارد.

با توجه به نتایج پژوهش‌های انجام شده، هرگاه مدیریت با کیفیت بیشتری به افشا بپردازد، بازده‌های جاری بهتر، سود آینده را منعکس می‌کند (لاندهولم و میرز، ۲۰۰۲ و گلب و زاروویـن، ۲۰۰۲). به بیان دیگر، هنگامی که مدیران پیش‌بینی‌های سود با دقت کمتر منتشر می‌کنند، سرمایه‌گذاران نمی‌توانند به خوبی اطلاعات مربوط به پیش‌بینی را تفسیر کرده و معانی مربوط به سود آینده را درک کنند. در نتیجه عدم اطمینان آنها به پیش‌بینی‌های سود مدیران افزایش یافته و افزایش عدم اطمینان سرمایه‌گذاران سبب کاهش واکنش به این افشای مدیران و کاهش ضریب واکنش سود آینده می‌شود (چوی و همکاران، ۲۰۰۸). انحراف کمتر در سود سبب افزایش ضریب واکنش سود و درنتیجه ارزش شرکت می‌شود (سیدین، مالک، ابراهیم و کی، ۲۰۱۷). بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که خطای پیش‌بینی سود سبب گمراهی بازار و درنتیجه کاهش ضریب واکنش و حساسیت سود به‌عنوان شاخص پاداش‌دهی مدیران می‌شود. با توجه به مطالب فوق فرضیهٔ پنجم تدوین شده است:

۵. خطای پیش‌بینی سود بر پاداش مدیران تأثیر معناداری دارد.

Archive of SID

www.SID.ir

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر بر اساس هدف، از نوع توصیفی بوده و بر اساس ماهیت و روش از نوع همبستگی و پس‌رویدادی است. با توجه به اینکه این پژوهش می‌تواند در فرایند انگیزش صحیح مدیران شرکت‌ها در راستای حداکثر کردن ارزش شرکت و ارزش سهامداران و نیز برای جلوگیری از انتقال ناعادلانهٔ ثروت میان مدیران، سهامداران و سرمایه‌گذاران و همچنین در راستای پاداش‌دهی مناسب، دقیق و عادلانهٔ مدیران استفاده شود، از نوع پژوهش‌های کاربردی به‌شمار می‌رود.

جامعهٔ آماری این پژوهش، کلیهٔ شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۵ است. در این پژوهش، برای انتخاب نمونه، از کل داده‌های در دسترس استفاده شده می‌شود. نخست تمام شرکت‌هایی که می‌توانستند در نمونه‌گیری شرکت کنند، در نظر گرفته شدند، سپس به روش حذف سیستماتیک از بین کلیهٔ شرکت‌های موجود، شرکت‌هایی که واجد هر یک از شرایط زیر نبودند، حذف شده و در نهایت شرکت‌های باقی‌مانده برای آزمون انتخاب شدند:

۱. پیش از سال ۱۳۸۷ در بورس تهران پذیرفته شده باشند؛
۲. دورهٔ مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفند باشد؛
۳. فعالیت یا دورهٔ مالی طی بازهٔ زمانی پژوهش تغییر نکرده باشد؛
۴. نمونهٔ آماری شامل شرکت‌های واسطه‌گری مالی، سرمایه‌گذاری، لیزینگ، بانک‌ها و شرکت‌های بیمه نباشد؛
۵. اطلاعات آنها در دسترس باشد.

متغیرهای مستقل

ضریب واکنش سود (ERC)[1]

ضریب واکنش سود عبارت است از واکنش بازار به تغییرات سود هر سهم که یکی از بهترین روش‌های ارزیابی کیفیت سود به شمار می‌رود (اورت و وگنهافر، ۲۰۱۱). انتظار می‌رود ضریب واکنش سود بالاتر، سبب کاهش هزینهٔ سرمایه و افزایش ارزش شرکت شود (تاکر و پول، ۲۰۰۶). برای اندازه‌گیری ضریب واکنش سود از ضریب رگرسیون سودخالص بر بازدهی سالانه سهام استفاده می‌شود. برای آزمون فرضیهٔ نخست از مدل ۱ به شرح زیر استفاده می‌شود.

1. Earnings response coefficient(ERC)

Archive of SID

www.SID.ir

$$BONUS = \beta_0 + \beta_1 EPS + \beta_2(ERC) + \beta_3(EPS \times ERC) + \beta_4(RET) + \beta_5(\Delta ROA) + \varepsilon$$ مدل ۱)

ضریب مدل زیر نشان‌دهندهٔ ضریب واکنش سود است (رابطهٔ ۱).

$$Ret_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 E_{i,t-1} + \beta_2 E_{i,t} + \beta_3 E_{i,t+1} + \beta_4 RET_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t}$$ رابطهٔ ۱)

Bonus معرف لگاریتم پاداش هیئت‌مدیره؛ EPS لگاریتم سود هر سهم؛ Ret همان بازدهی سالانهٔ سهام (عواید حاصل از خرید و نگهداری سهام) در سال t (از تقسیم عواید نقدی و غیرنقدی ناشی از نگهداری سهام در طول یک سال مالی بر قیمت خرید ابتدای دوره به‌دست می‌آید) و E لگاریتم سود خالص گزارش‌شدهٔ سالانه برای سال قبل (t−۱)، سال جاری (t) و سال آتی (t+۱) است. قدر مطلق بتای بالاتر (پایین‌تر) بر حساسیت بیشتر (کمتر) بازده سهام، نسبت به سود دلالت دارد. با توجه به تحقیقات قبلی (اتریج، وان، اسمیت و زاروین، ۲۰۰۵؛ تاکر و پول، ۲۰۰۶ و وارفیلد و ویلد، ۱۹۹۲)، β_1 ضریب واکنش سود دورهٔ قبل است که انتظار می‌رود منفی یا بی‌معنا باشد. β_2 را ضریب واکنش سود دورهٔ جاری می‌نامند و انتظار می‌رود مثبت باشد، این ضریب درجه‌ای از بازده را متناظر با سود همان ضریب منعکس می‌کند؛ زیرا بر اساس فرضیهٔ بازار کارا، قیمت و ارزش سهام تحت تأثیر سود خالص گزارش‌شده است و اگر سود دارای محتوای اطلاعاتی باشد، در بازدهی سهام متبلور شده و سبب افزایش آن می‌شود. β_3 در اینجا ضریب واکنش سود پیش‌بینی‌شده است که میزان رابطهٔ بین بازده‌ها و سود آتی را نشان می‌دهد و انتظار می‌رود مثبت باشد؛ زیرا بخشی از ارزش و بازدهی سهام، متأثر از انتظارات بازار نسبت به سود، جریان‌های نقدی و محتوای اطلاعاتی آن در آینده است که در صورت محتوای اطلاعاتی آن، سبب افزایش بازدهی سهام می‌شود. EPS معادل لگاریتم سود هر سهم همگن شده بر اساس قیمت پایانی سهام است.

ضریب واکنش تعدیل شده سود (AERC)[1]

هرچه نوسان سودهای گزارش‌شده کمتر باشد، واکنش ارزش بازار شرکت به سود گزارش‌شده افزایش می‌یابد که ضریب واکنش تعدیلی سود نامیده می‌شود (اورت و هافر، ۲۰۱۱). برای آزمون فرضیهٔ ۲ از مدل زیر استفاده شده است.

1. Adjusted earnings response coefficient (AERC)

Archive of SID

www.SID.ir

مدل ۲) $$BONUS = \beta_0 + \beta_1 EPS + \beta_2(AERC) + \beta_3(EPS \times AERC) + \beta_4(RET) + \beta_5(\Delta ROA) + \varepsilon$$

ضریب واکنش تعدیلی سود از طریق حاصل ضرب ضریب واکنش سود در معکوس نوسان‌های سود سالانه ((Var(Et) به‌دست می‌آید (اورت و هافر، ۲۰۱۱) (رابطهٔ ۲).

رابطهٔ ۲) $$Adjusdet\ ERC_i = (ERC_i)^2 \times 1/Var(Et)$$

مربوط بودن سود به ارزش سهام (Relevance)[1]

عبارت است از قدرت تبیین تغییرات سود به‌وسیلهٔ بازدهی سهام. بنابراین ضریب تعیین مدل ضریب واکنش سود این ویژگی را نشان می‌دهد. هرچه ضریب تعیین، به عدد ۱ نزدیک‌تر باشد، سود به ارزش سهام مربوط‌تر است. برای آزمون فرضیهٔ ۳ از مدل ۳ به شرح زیر استفاده می‌شود. (اتریج و همکاران، ۲۰۰۵ و تاکر و پول، ۲۰۰۶).

مدل ۳) $$BONUS = \beta_0 + \beta_1 EPS + \beta_2(Relevance) + \beta_3(EPS \times Relevance) + \beta_4(RET) + \beta_5(\Delta ROA) + \varepsilon$$

نوسان‌های غیرعادی بازدهی سهام (VAR^{ffadj})[2]

عبارت است از واریانس سالیانهٔ پسمانده‌های فصلی به‌عنوان بازده‌های غیرعادی و غیرمتعارف با مدل سه عاملی فاما و فرنچ. نوسان بازدهی سهام با نوسان اقلام تعهدی اختیاری (راجگوپال و ونکتاچالام، ۲۰۱۱) و همچنین با کیفیت پایین گزارشگری مالی (چن و همکاران، ۲۰۱۰) در ارتباط است. بنابراین برای آزمون فرضیهٔ ۴ از مدل ۴ به شرح زیر استفاده می‌شود.

مدل ۴) $$BONUS = \beta_0 + \beta_1 EPS + \beta_2(VAR^{ffadj}) + \beta_3(EPS \times VAR^{ffadj}) + \beta_4(RET) + \beta_5(\Delta ROA) + \varepsilon$$

برای اندازه‌گیری بازده نامتعارف سهام از مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) استفاده شده است که در قالب رابطهٔ ۳ نشان داده شده است (راجگوپال و ونکتاچالام، ۲۰۱۱؛ زانگ، ۲۰۱۰ و چن و همکارانش، ۲۰۱۰).

1. Earnings relevance to shares(Relevance)
2. Abnormal returns fluctuations (VARffadj)

Archive of SID

www.SID.ir

رابطهٔ ۳) $$R_{i,t} - R_{f,t} = a_i + b_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + S_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + \varepsilon_{i,t}$$

که در آن $R_{i,t} - R_{f,t}$ صرف ریسک سهام شرکت i در فصل t؛ $R_{m,t} - R_{f,t}$عبارت صرف ریسک بازار در فصل t؛ SMB_t عامل اندازهٔ شرکت‌ها در فصل t و HML_tHML عامل نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام در فصل t است. بازده سهام $(R_{i,t})$ عبارت است از بازده سرمایه‌گذاران در سهام عادی در یک دورهٔ معین که با توجه به قیمت اول و آخر دوره و منافع حاصل از مالکیت به‌دست می‌آید. برای این حالت‌ها فرمول محاسبهٔ نرخ بازده به‌صورت رابطهٔ ۴ است.

رابطهٔ ۴) $$RET_{\mathrm{i,t}} = \frac{(P_{i,t} - P_{i,t-1}) + \text{سود نقدی} + \text{سهام جایزه} + \text{حق تقدم}}{P_{i,t-1}}$$

که $RET_{i,t}$ بازده سهام شرکت j در فصل t؛ $p_{i,t}$ قیمت پایان فصل t؛ $P_{i,t-۱}$ قیمت ابتدای فصل t است. از نرخ سود اوراق مشارکت به‌عنوان نرخ بازده دارایی بدون ریسک (R_f)، استفاده شده است. صرف ریسک بازار (r_m)، عبارت است از مازاد بازده بازار که انتظار می‌رود با توجه به ریسک تحمل شده توسط سهام شرکت‌ها نصیب آنها شود و به‌صورت رابطهٔ ۵ محاسبه می‌شود.

رابطهٔ ۵) $$R_m - R_f$$

در این مطالعه از شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به‌منظور محاسبهٔ بازده بازار در دورهٔ t استفاده شده است. برای محاسبهٔ SMB و HML، ابتدا در پایان هر سال کلیهٔ شرکت‌ها بر اساس اندازه (ارزش بازار) مرتب می‌کنیم، در ادامه پس از محاسبهٔ میانهٔ اندازهٔ شرکت‌ها، آنها را به دو دسته شرکت‌های بزرگ و کوچک دسته‌بندی می‌کنیم. همچنین بار دیگر شرکت‌ها را با استفاده از نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بر اساس ۳۰ درصد بالاترین رتبه، ۳۰ درصد پایین‌ترین رتبه و ۴۰درصدی که در میانه قرار می‌گیرند؛ به سه گروه تفکیک می‌کنیم. با این کار سه پرتفوی براساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (شرکت‌هایی که از نظر ارزش دفتری دارای ارزش بازار بالا[1]، پایین[2] و متوسط[3] هستند) تشکیل می‌شود. در نهایت شرکت‌های نمونه براساس اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به شش پرتفوی طبقه‌بندی می‌شوند.

1. High
2. Low
3. Median

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۱. شش پرتفوی بر اساس اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار

LOW	Median	HIGH	B/M / SIZE
B/L	B/M	B/H	BIG
S/L	S/M	S/H	SMALL

برای محاسبهٔ SMB از رابطهٔ ۶ استفاده می‌شود (عیوض لو، قهرمانی و عجم، ۱۳۹۵؛ مجتهدزاده و طارمی، ۱۳۸۴؛ راجگوپال و ونکتاچالام، ۲۰۱۱؛ زانگ، ۲۰۱۰ و چن و همکاران، ۲۰۱۰).

$$SMB = \frac{1}{3}\left(\frac{S}{L}+\frac{S}{M}+\frac{S}{H}\right)-\frac{1}{3}\left(\frac{B}{L}+\frac{B}{H}+\frac{B}{H}\right)$$ رابطهٔ ۶)

بازده پرتفوی شرکت‌ها را از نظر اندازهٔ کوچک و میانگین بازده پرتفوی شرکت‌ها را از نظر اندازهٔ بزرگ محاسبه می‌کنیم. همچنین برای محاسبهٔ HML در هر فصل، تفاضل بازده پرتفوی شرکت‌های با B/M بالا و بازده پرتفوی شرکت‌های با B/M پایین را بدین ترتیب در هر فصل، از طریق رابطهٔ ۷ محاسبه می‌کنیم (عیوض‌لو و همکاران، ۱۳۹۵؛ مجتهدزاده و طارمی، ۱۳۸۴؛ راجگوپال و ونکتاچالام، ۲۰۱۱؛ زانگ، ۲۰۱۰؛ چن و همکاران، ۲۰۱۰).

$$HML = \frac{1}{2}\left(\frac{S}{H}+\frac{B}{H}\right)-\frac{1}{2}\left(\frac{S}{L}+\frac{B}{L}\right)$$ رابطهٔ ۷)

برای اندازه‌گیری نوسان بازده نامتعارف سهام (VAR^{ffadj}) از رابطهٔ ۸ استفاده می‌شود، بدین نحو که پس از به‌کارگیری مدل سه عاملی و به‌دست آمدن پسماندهای فصلی، واریانس سالیانهٔ پسماندهای فصلی این مدل محاسبه شده و به‌عنوان شاخص نوسان بازده نامتعارف سهام استفاده می‌شود.

$$VAR_{it} = \sigma^2\epsilon_{i,t}$$ رابطهٔ ۸)

که VAR VAR_{it} نوسان بازده نامتعارف سهام شرکت i در سال t و $\sigma^2\epsilon_{i,t}$ واریانس سالیانهٔ پسماندهای فصلی شرکت i در ماه t پس از به کارگیری مدل سه عاملی است.

Archive of SID

www.SID.ir

خطای پیش‌بینی سود[1]

عبارت است از خطای مدیریت در پیش‌بینی سود در مقایسه با سود واقعی که سبب کاهش کیفیت سود و در نتیجه گمراهی بازار و کاهش ضریب واکنش سود گزارش‌شده خواهد شد (لاندهولم و میرز، ۲۰۰۲ و گلب و زاروین، ۲۰۰۲). با توجه به اینکه خطای پیش‌بینی سود مدیریت موجب می‌شود که سرمایه‌گذاران به سختی محتوای اطلاعاتی سود را درک کنند، انتظار می‌رود به کاهش ارزش سهام منجر شود. به پیروی از پژوهش‌های قبلی (لاندهولم و میرز، ۲۰۰۲ و گلب و زاروین، ۲۰۰۲)، متغیر خطای پیش‌بینی سود (EPE) برابر است با اختلاف سود (زیان) پیش‌بینی شده از سود (زیان) واقعی تقسیم بر قدر مطلق سود (زیان) پیش‌بینی‌شده. برای آزمون فرضیهٔ ۵ از مدل ۵ استفاده شده است.

مدل ۵)
$$BONUS = \beta_0 + \beta_1 EPS + \beta_2(EPE) + \beta_3(EPS \times EPE) + \beta_4(RET) + \beta_5(\Delta ROA) + \varepsilon$$

متغیر وابستهٔ پژوهش

پاداش مدیران (BONUS)، عبارت است از وجوه پرداختی به مدیران در قالب طرح انگیزشی در راستای ایجاد هم‌راستایی بیشتر منافع مالکان با مدیران. پاداش معادل لگاریتم طبیعی پاداش سالانهٔ هیئت‌مدیره است که در گزارش صورت سود (زیان) انباشته یا در یادداشت‌های توضیحی در بخش هزینه‌های اداری و تشکیلاتی گزارش می‌شود.

متغیرهای کنترل پژوهش

RET بازده سالانهٔ سهام (عواید حاصل از خرید و نگهداری سهام مطابق رابطهٔ ۴)؛ ΔROA برابر است با تغییرات سالانه در نرخ بازده دارایی‌ها (معادل نسبت سود عملیاتی به کل دارایی‌ها). مطابق با پژوهش‌های قبلی، ریتاتا و کومار (۲۰۱۶)، شوتا (۲۰۱۲)، بنی‌مهد و همکاران (۱۳۹۲)، بازدهی سهام و بازدهی دارایی‌ها از عوامل تعیین‌کنندهٔ پاداش مدیران است.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

تعداد نمونهٔ آماری در مقطع زمانی مد نظر (۱۳۸۷ تا ۱۳۹۵) ۱۲۱شرکت است. در این بخش معیارهای مرکزی (میانگین و میانه) و معیارهای پراکندگی (انحراف معیار، بیشینه و کمینه) برای

1. Earning prediction error

Archive of SID

www.SID.ir

محاسبه استفاده شدند. تفاوت زیاد بین کمینه و بیشینهٔ متغیرهای پژوهش به‌دلیل تفاوت در اندازهٔ شرکت‌های نمونه، اجتناب‌ناپذیر است. بر اساس پژوهش‌های پیشین، زمانی که اندازهٔ نمونه بزرگ‌تر از ۱۰۰ باشد (معیاری تقریبی برای توزیع نرمال) احتمال نرمال‌بودن داده‌ها بیشتر است.

جدول ۲. جدول آمار توصیفی

متغیر	میانگین	میانه	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
لگاریتم پاداش (lnBONUS)	۵/۰۳	۶/۳۹	۳/۱۶	۰/۰۰۰	۱۰/۷
لگاریتم نسبت سود هرسهم به قیمت سهام (lnEPS)	۰/۰۹۵	۰/۱۴۳	۰/۳۶۲	−۳/۶۲	۱/۸۵
ضریب واکنش سود (ERC)	۱/۰۲۵	۰/۶۹۸	۳/۹۱	−۱۳/۷۵	۲۳/۵۶
ضریب واکنش تعدیلی سود (ERC)	۰/۳۶۲	۰/۰۱۹	۱/۶۰۳	۰/۰۰۰	۲۳/۹۴
مربوط بودن سود (Relevance)	۰/۵۵۶	۰/۵۷۱	۰/۲۲۲	۰/۰۱۵	۰/۹۸۶
نوسانات غیرعادی بازدهی سهام (Var)	۰/۱۷۷	۰/۰۳۸	۱/۷۳	۰/۰۰۰	۵۵/۴۱
خطای پیش بینی سود (EPE)	۰/۰۷۷	−۰/۰۱۶	۱/۷۲۸	−۱۱/۰۷	۹/۴۷
تغییرات در بازدهی دارایی ها (ΔROA)	۰/۰۰۸	۰/۰۰۶	۰/۰۹۴	۰/۵۶۶	−۰/۶۹۲
بازدهی سهام(RET)	۰/۴۲۶	۰/۱۱۸	۱/۰۰۱	−۱/۳۴۴	۸/۵۹

آمار استنباطی

قبل از برازش الگوها، آزمون چاو و هاسمن به‌منظور بررسی استفاده از روش داده‌های تابلویی با اثرهای ثابت و تصادفی برای الگوی پژوهش به اجرا درآمد که نتایج آن در جدول ۳ مشاهده می‌شود.

جدول ۳. نتایج آزمون چاو و هاسمن برای الگوهای پژوهش

الگوی پژوهش	چاو (سطح خطا)	هاسمن (سطح خطا)	الگوی پذیرفته شده
الگوی ۱ (ضریب واکنش سال جاری)	۰/۰۰۰	۰/۷۹۲	الگوی اثرهای تصادفی
الگوی ۱ (ضریب واکنش سال آتی)	۰/۰۰۰	۰/۳۹۷	الگوی اثرهای تصادفی
الگوی ۲ (ضریب واکنش تعدیلی سال جاری)	۰/۰۰۰	۰/۱۲۸	الگوی اثرهای تصادفی
الگوی ۲ (ضریب واکنش تعدیلی سال آتی)	۰/۰۰۰	۰/۲۰۸۳	الگوی اثرهای تصادفی
الکوی ۳	۰/۱۷۳۷	–	الگوی اثرهای تصادفی
الگوی ۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	الگوی اثرهای ثابت
الگوی ۵	۰/۰۰۰	۰/۲۶۰۹	الگوی اثرهای تصادفی

Archive of SID

www.SID.ir

همان‌طور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، نتایج گویای پذیرفته‌شدن فرضیهٔ .H برای الگوهای پژوهش، بجز الگوی ۴ است، در نتیجه برای الگوهای ۱، ۲، ۳ و ۵، الگوی داده‌های تابلویی با اثرهای تصادفی و برای الگوی ۴، الگوی داده‌های تابلویی با اثرهای ثابت مناسب است. به‌منظور آزمون فرض‌های مربوط به الگوهای کلاسیک رگرسیون خطی، نتایج آزمون ریشهٔ واحد با استفاده از آزمون لوین، لین و چو، نشان داد که سطح معناداری برای همهٔ متغیرهای پژوهش کمتر از ۱درصد است. بنابراین همهٔ متغیرها در سطح مانا قرار دارند. نتایج آزمون بروش ـ پاگان با سطح معناداری زیر ۵ درصد بیان‌کنندهٔ وجود ناهمسانی واریانس بود که این مشکل از طریق حداقل مربعات تعمیم‌یافته رفع شد. بررسی همخطی بین متغیرهای توضیحی نیز، به‌کمک آزمون عامل تورم واریانس انجام گرفت. اگر بیشترین مقدار عامل تورم واریانس بزرگ‌تر از ۱۰ باشد، نشان‌دهندهٔ همخطی بین متغیرهای مستقل است که نتایج این آزمون برای همهٔ متغیرهای مستقل مقدار VIF کمتر از ۱۰ را نشان داد، بنابراین همخطی بین آنها وجود ندارد. سطح معناداری آزمون جارکوبرا در خصوص فرض نرمال بودن توزیع مانده‌ها کوچک‌تر از ۵ درصد به‌دست آمد، ولی بر اساس قضیهٔ حد مرکزی برای مشاهدات بیشتر از ۳۰ مورد، باقی‌مانده‌ها نرمال تلقی می‌شوند. همچنین نتایج آزمون دوربین واتسون برای بررسی فرض نبود خودهمبستگی در الگوها، حاکی از آن بود که مقدار آمارهٔ این آزمون بین ۲/۵ و ۱/۵ است، از این رو فرض نبود خودهمبستگی تأیید می‌شود.

آزمون فرضیهٔ اول پژوهش

جدول ۴، نتایج برآورد پارامترهای مدل ضریب واکنش سود و اثر آن بر پاداش مدیران را نشان می‌دهد. برای این مدل‌ها، آمارهٔ دوربین واتسون به‌ترتیب ۱/۵۷۱ و ۱/۵۶۸ به‌دست آمد که خودهمبستگی جمله‌های اخلال رد می‌شود.

مقدار احتمال مربوط به آمارهٔ F برای تصریح برابر ۰/۰۰۰ است، از این رو فرض صفر مبنی بر خطای تصریح مدل رد می‌شود. درنتیجه، در سطح اطمینان ۹۹ درصد، معناداربودن مدل پذیرفته می‌شود. ضریب متغیر سود هر سهم حاکی از تأثیرگذاری مثبت آن بر پاداش مدیران در هر دو مدل است. ضریب واکنش سود به‌ترتیب با سطح معناداری ۰/۰۴۰۱ و ۰/۰۱۹۳، حاکی از تأثیرگذاری معنادار و مثبت آن بر پاداش مدیران در هر دو مدل در سطح اطمینان ۹۵ درصد است که به معنای باورپذیری و قابلیت اتکای بیشتر این سودها برای سهامداران و درنتیجه پاداش بیشتر است. ضرایب به‌دست آمده برای متغیرهای کنترل نیز حاکی از عدم تأثیرگذاری معنادار تغییرات در بازدهی دارایی‌ها و بازدهی سهام بر پاداش مدیران است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ٤. ضریب واکنش سود

متغیر	۱. مدل ضریب واکنش سود سال جاری		۲. مدل ضریب واکنش سود سال آتی	
	ضریب	سطح معناداری	ضریب	سطح معناداری
سود هر سهم (EPS)	۲/۵۷۷	۰/۰۰۰	۲/۴۴۴	۰/۰۰۰
ضریب واکنش سود (ERC)	۰/۰۴۷۹	۰/۰۴۰۱	۰/۰۶۴۷	۰/۰۱۹۳
ضریب متقابل سود هر سهم و ضریب واکنش سود (ERC×EPS)	۰/۱۹۵۷	۰/۰۳۸۹	۰/۲۰۵۸	۰/۰۴۵۶
بازدهی سهام (RET)	۰/۱۸۳۳	۰/۱۰۲۸	۰/۱۸۶	۰/۰۹۲۲
تغییرات در بازدهی دارایی‌ها (ΔROA)	۱/۳۴۸	۰/۲۲۸	۱/۳۰۶	۰/۲۴۱
مقدار ثابت (C)	۴/۷۱۶	۰/۰۰۰	۴/۶۷۲	۰/۰۰۰
ضریب تعیین	۰/۱۱۸۰		۰/۱۱۹۸	
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۱۱۳۹		۰/۱۱۵۷	
مقدار دوربین واتسون	۱/۵۷۱		۱/۵۶۸	
آمارهٔ F	۲۸/۹۶		۲۹/۴۵۸	
سطح معناداری	۰/۰۰۰		۰/۰۰۰	

آزمون فرضیهٔ دوم پژوهش

جدول ۵ نتایج برآورد پارامترهای مدل ضریب واکنش تعدیلی سود و اثر آن بر پاداش مدیران را نشان می‌دهد. برای این مدل‌ها، آمارهٔ دوربین واتسون به‌ترتیب ۱/۵۹ و ۱/۵۸ به‌دست آمده است که بر اساس آن، خود همبستگی جمله‌ای اخلال رد می‌شود. مقدار احتمال مربوط به آمارهٔ F برای تصریح ۰/۰۰۰ است، از این رو فرض صفر مبنی بر خطای تصریح مدل رد می‌شود. درنتیجه، در سطح اطمینان ۹۹ درصد، معناداربودن مدل پذیرفته می‌شود. ضریب واکنش تعدیلی سود به‌ترتیب با سطح معناداری ۰/۰۴۴۲ و ۰/۰۲۹۵، حاکی از تأثیرگذاری معنادار و مثبت آن بر پاداش مدیران در هر دو مدل در سطح اطمینان ۹۵ درصد است که باورپذیری بیشتر و قابلیت اتکای بیشتر این سودها برای سهامداران و درنتیجه تصویب پاداش بیشتر را نشان می‌دهد. ضرایب مربوط به متغیرهای کنترل نیز، حاکی از عدم تأثیرگذاری معنادار تغییرات در بازدهی دارایی‌ها و بازدهی سهام بر پاداش مدیران است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۵. ضریب واکنش تعدیلی سود

متغیر	۲. مدل ضریب واکنش تعدیلی سود سال جاری		۳. مدل ضریب واکنش تعدیلی سود سال آتی	
	ضریب	سطح معناداری	ضریب	سطح معناداری
سود هر سهم (EPS)	۲/۳۶۷	۰/۰۰۰	۲/۵۲۶	۰/۰۰۰
ضریب واکنش تعدیلی سود (AERC)	۰/۱۰۲۰	۰/۰۴۴۲	۰/۱۳۵۴	۰/۰۲۹۵
ضریب متقابل سود هر سهم و ضریب واکنش تعدیلی سود (AERC×EPS)	۰/۴۸۸۸	/۰۳۰۴	۰/۲۱۴۹	۰/۰۲۶۷
بازدهی سهام (RET)	۰/۱۲۶۸	۰/۲۰۱۴	۰/۱۶۱۸	۰/۱۳۸۸
تغییرات در بازدهی دارایی‌ها (ΔROA)	۱/۷۱۹	۰/۱۱۶۷	۱/۴۸	۰/۱۸۴۲
مقدار ثابت (C)	۴/۶۸۴	۰/۰۰۰	۴/۶۶۵	۰/۰۰۰
ضریب تعیین	۰/۱۱۹۶		۰/۱۱۸۰	
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۱۱۵۵		۰/۱۱۳۹	
مقدار دوربین واتسون	۱/۵۹۰		۱/۵۸۲	
آمارهٔ F	۲۹/۴۰۴		۲۸/۹۵۲	
سطح معناداری	۰/۰۰۰		۰/۰۰۰	

آزمون فرضیهٔ سوم پژوهش

جدول ۶ نتایج برآورد پارامتر مدل مربوط بودن سود به ارزش سهام و اثر آن بر پاداش مدیران را نشان می‌دهد. برای این مدل، آمارهٔ دوربین واتسون ۱/۵۴۳ به‌دست آمده که بر این اساس خودهمبستگی جمله‌های اخلال رد می‌شود. مقدار احتمال مربوط به آمارهٔ F برای تصریح ۰/۰۰۰ است، از این رو فرض صفر مبنی بر خطای تصریح مدل رد می‌شود. در نتیجه، در سطح اطمینان ۹۹ درصد، معناداربودن مدل پذیرفته می‌شود.

ضریب مربوط‌بودن سود به ارزش سهام با سطح معناداری ۰/۰۳۵۶، حاکی از تأثیرگذاری معنادار و مثبت آن بر پاداش مدیران در سطح ۹۵ درصد است که نشان‌دهندهٔ باورپذیری بیشتر و قابلیت اتکای بیشتر این سودها برای سهامداران و درنتیجه اعطای پاداش بیشتر بوده است. ضرایب مربوط به متغیرهای کنترل نیز، حاکی از عدم تأثیرگذاری معنادار تغییرات در بازدهی دارایی‌ها و بازدهی سهام بر پاداش مدیران است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ٦. مربوط بودن سود به ارزش سهام

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آمارهٔ t	سطح معناداری
سود هر سهم (EPS)	۱/۳۱۵	۰/۶۴۴	۲/۰۴۲	۰/۰۴۱۴
مربوط بودن سود به ارزش سهام (Relevance)	۱/۰۲۷	۰/۴۸۷۹	۲/۱۰۵۷	۰/۰۳۵۶
ضریب متقابل سود هر سهم و مربوط بودن سود به ارزش سهام (Relevance× EPS)	۲/۶۷۱	۱/۱۱۴۲	۲/۳۹۷	۰/۰۱۶۸
بازدهی سهام (RET)	۰/۲۱۰۰	۰/۱۲۴۶	۱/۶۸۵	۰/۰۹۲۴
تغییرات در بازدهی دارای‌ها (ΔROA)	۱/۷۱۹۲	۱/۲۸۲	۱/۳۴۰	۰/۱۸۰۶
ضریب ثابت (C)	۴/۲۱۳۵	۰/۲۹۷۳	۱۴/۱۶۸	۰/۰۰۰
آمارهٔ F	۲۵/۹۰۸	دوربین واتسون		۱/۵۴۳
سطح معناداری	۰/۰۰۰	ضریب تعیین		۰/۱۵۲۶
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۱۴۶۷			

آزمون فرضیهٔ چهارم پژوهش

جدول ۷ نتایج برآورد پارامتر مدل نوسان‌های غیرعادی بازدهی سهام و اثر آن بر پاداش مدیران را نشان می‌دهد.

جدول ۷. نوسان‌های غیرعادی بازدهی سهام

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آمارهt	سطح معناداری
سود هر سهم (EPS)	۲/۵۹۲	۰/۲۷۰۶	۹/۵۷۷۲	۰/۰۰۰
نوسان‌های غیر عادی بازدهی سهام (Var)	-۰/۶۲۹۱	۰/۲۰۷۸	-۳/۰۲۶	۰/۰۰۲۵
ضریب متقابل سود هر سهم و نوسان‌های غیرعادی بازدهی سها (EPS × Var)	-۰/۵۳۲۳	۰/۱۸۴	-۲/۸۹۳	۰/۰۰۳۹
بازدهی سهام (RET)	۰/۲۹۸۳	۰/۱۱۸۰	۲/۵۲۸۰	۰/۰۱۱۶
تغییرات در بازدهی دارایی‌ها (ΔROA)	۱/۲۲۵	۱/۱۲۷	۱/۰۸۶	۰/۲۷۷۵
ضریب ثابت (C)	۴/۷۳۶	۰/۱۰۵۶	۴۴/۸۴۷	۰/۰۰۰
آمارهٔ F	۱۳/۸۸۴	دوربین واتسون		۱/۶۱۱
سطح معناداری	۰/۰۰۰	ضریب تعیین:		۰/۱۴۳۸
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۱۳۳۵			

Archive of SID

www.SID.ir

برای این مدل، آمارهٔ دوربین واتسون ۱/۶۱۱ به‌دست آمده، به همین دلیل خودهمبستگی جمله‌های اخلال رد می‌شود. مقدار احتمال مربوط به آمارهٔ F برای تصریح ۰/۰۰۰ است، از این رو فرض صفر مبنی بر خطای تصریح مدل رد می‌شود. در نتیجه، در سطح اطمینان ۹۹ درصد، معناداربودن مدل پذیرفته می‌شود. ضریب نوسان‌های غیرعادی بازدهی سهام با سطح معناداری ۰/۰۰۲۵، حاکی از تأثیرگذاری معنادار و منفی آن بر پاداش مدیران در سطح ۹۵ درصد است، یعنی نوسان‌های بیشتر بازدهی سهام، سبب کاهش قابلیت اتکا و باورپذیری سودها توسط سهامدار شده که موجب تصویب پاداش کمتری شده است. ضرایب متغیرهای کنترل نیز، حاکی از تأثیرگذاری معنادار بازدهی سهام بر پاداش مدیران و عدم تأثیرگذاری معنادار تغییرات در بازدهی دارایی‌ها بر پاداش مدیران است.

آزمون فرضیهٔ پنجم پژوهش

جدول ۸ نتایج برآورد پارامتر مدل خطای پیش‌بینی سود و اثر آن بر پاداش مدیران را نشان می‌دهد. برای این مدل، آمارهٔ دوربین واتسون ۱/۶۲۵ به‌دست آمد، از این رو خودهمبستگی جمله‌های اخلال رد می‌شود. مقدار احتمال مربوط به آمارهٔ F برای تصریح نیز ۰/۰۰۰ است، به همین دلیل فرض صفر مبنی بر خطای تصریح مدل رد می‌شود.

جدول ۸. خطای پیش‌بینی سود

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آمارهٔ t	سطح معناداری
سود هر سهم (EPS)	۲/۵۸۳	۰/۲۸۰۴	۹/۲۱۳۶	۰/۰۰۰
خطای پیش‌بینی سود (EPE)	−۰/۱۵۸۱	۰/۰۶۳۹	−۲/۴۷۳	۰/۰۱۳۵
ضریب متقابل سود هر سهم و خطای پیش‌بینی سود (EPS × EPE)	−۰/۱۷۱۵	۰/۰۷۷۰	−۲/۲۲۶	۰/۰۲۶۲
بازدهی سهام (RET)	۰/۱۹۶۴	۰/۱۱۰۶	۱/۷۷۵۵	۰/۰۷۶۱
تغییرات در بازدهی دارایی‌ها (ΔROA)	۳/۰۹۱۳	۱/۲۵۳	۲/۴۶۶	۰/۰۱۳۸
ضریب ثابت (C)	۴/۷۳۴	۰/۱۹۴۷	۲۴/۳۰۸	۰/۰۰۰
آمارهٔ F	۲۷/۷۲۸	دوربین واتسون		۱/۶۲۵
سطح معناداری	۰/۰۰۰	ضریب تعیین		۰/۱۱۳۵
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۱۰۹۴			

Archive of SID

www.SID.ir

ضریب خطای پیش‌بینی سود با سطح معناداری ۰/۰۱۳۵، حاکی از تأثیرگذاری معنادار و منفی آن بر پاداش مدیران در سطح ۹۵ درصد است؛ چرا که دقت کمتر سودهای گزارش شده توسط مدیریت، سبب کاهش قابلیت پیش‌بینی و باورپذیری سودها توسط سهامداران و درنتیجه تصویب پاداش کمتری شده است. ضرایب متغیرهای کنترل در این مدل نیز، حاکی از عدم تأثیرگذاری معنادار بازدهی سهام بر پاداش مدیران و تأثیرگذاری معنادار تغییرات در بازدهی دارایی‌ها بر پاداش مدیران است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش، تأثیر ابعاد حساسیت سود در قالب ضریب واکنش سود، نوسان‌های غیرعادی بازدهی سهام و خطای پیش‌بینی سود بر پاداش هیئت مدیره مطالعه شده است. نتایج آزمون فرضیه‌های اول، دوم و سوم پژوهش حاکی از این است که ضریب واکنش سود، ضریب واکنش تعدیلی سود و مربوط بودن سود به ارزش سهام، تأثیر معنادار و مثبتی بر پاداش در دورهٔ جاری دارند که با نتایج پژوهش اورت و وگنهافر (۲۰۱۱)، مبنی بر به‌کارگیری شاخص ضریب واکنش سود به‌عنوان شاخص کیفیت سود و نتایج پژوهش تاکر و پول (۲۰۰۶)، مبنی بر به‌کارگیری شاخص ضریب واکنش سود به‌عنوان شاخص کاهش هزینهٔ سرمایه و بنابراین افزایش ارزش شرکت، همخوانی دارد. اما این یافته با نتیجهٔ پژوهش حسینی و همکارانش (۲۰۱۷) هماهنگ نیست. در این مدل‌ها شاخص ضریب واکنش سود سال آتی نیز نشان‌دهندهٔ تأثیرگذاری مثبت آن بر پاداش دورهٔ جاری است؛ زیرا معیار پیش‌بینی سودهای آتی، سود سال جاری است و ضریب واکنش بیشتر و محتوای اطلاعاتی بیشتر سودهای آتی، نشان‌دهندهٔ کیفیت، قابلیت اتکا و محتوای اطلاعاتی بیشتر سود دورهٔ جاری برای سهامدار است که با یافته‌های تاکر و پول (۲۰۰۶)، اتریج و همکاران (۲۰۰۵) و وارفیلد و وایلد (۱۹۹۲) همخوانی دارد. بنابراین نتایج پژوهش گویای این است که در سیستم پاداش‌دهی موجود، به شاخص‌های ضریب واکنش سود به‌عنوان شاخص مستقیم حساسیت سود گزارش شده (اورت و وگنهافر، ۲۰۱۱؛ اتریج و همکاران، ۲۰۰۵؛ تاکر و پول، ۲۰۰۶؛ وارفیلد و وایلد، ۱۹۹۲)، توجه کافی می‌شود؛ زیرا واکنش بیشتر ارزش بازار به سود خالص گزارش شده، بیان‌کنندهٔ باورپذیری بیشتر و قابلیت اتکای بیشتر سودها توسط سهامداران است. نتایج آزمون فرضیهٔ چهارم پژوهش، تأثیرگذاری منفی و معنادار شاخص نوسان‌های غیرعادی بازدهی سهام بر پاداش را نشان می‌دهد که هم‌راستا با نتایج پژوهش‌های قبلی، مبنی بر علامت‌دهی نوسان بازدهی سهام به‌عنوان نوسان بیشتر اقلام تعهدی اختیاری (راجگوپال و ونکاتاچالام، ۲۰۱۱) و نیز، کیفیت پایین گزارشگری مالی (چن و همکاران، ۲۰۱۰)

Archive of SID

www.SID.ir

است. بنابراین در نظام پاداش‌دهی موجودِ ایران، نوسان‌های غیرعادی بازدهی سهام که شاخص معکوس حساسیت سود است (راجگوپال و ونکاتاچالام، ۲۰۱۱؛ چن و همکاران، ۲۰۱۰)، عامل کاهش پاداش محسوب می‌شود؛ زیرا نوسان بیشتر بازدهی سهام، بیان‌کنندهٔ ریسک بیشتر، قابلیت اعتماد کمتر سودها و درنتیجه باورپذیری کمتر چنین سودهایی توسط سهامداران است. نتایج آزمون فرضیهٔ پنجم پژوهش، تأثیرگذاری منفی معنادار شاخص خطای پیش‌بینی سود و اثر متقابل آن با سود هر سهم بر پاداش دورهٔ جاری را نشان می‌دهد که این نتیجه با یافته‌های لاندهولم و میرز (۲۰۰۲) و اورت و وگنهافر(۲۰۱۱)، مبنی بر اینکه خطای پیش‌بینی سود، سبب کاهش کیفیت سود، افزایش گمراهی بازار و در نهایت کاهش ضریب واکنش سود گزارش شده می‌شود، همخوانی دارد. برای اینکه خطای بیشتر پیش‌بینی سود، سبب کاهش قابلیت پیش‌بینی سود دورهٔ جاری، کاهش قابلیت اتکا به سودهای گزارش شده و گمراهی سهامداران می‌شود (لاندهولم و میرز ، ۲۰۰۲؛ گلب و زاروین، ۲۰۰۲).

با توجه به نتیجهٔ فرضیه‌های پژوهش، پاداش در ایران منطبق بر ابعاد حساسیت سود است، ولی در صورت‌های مالی و یادداشت‌های توضیحی، هیچ توضیحی از این بابت ارائه نمی‌شود. در حالیکه در قانون تجارت که مبنای محاسبهٔ پاداش است، پاداش صرفاً تابعی از رقم سود گزارش شده و درصدی از آن بدون به‌کارگیری ابعاد و مشخصات سود است که نشان می‌دهد مجری از قانون‌گذار در زمینهٔ پاداش‌دهی مدیران، دست کم در نمونهٔ مورد مطالعه در این پژوهش و دست کم از نظر ابعاد حساسیت سود، پیشگام است. بر این اساس پیشنهاد می‌شود قوانین مرتبط با پاداش‌دهی مدیران برای هم‌راستایی بیشتر منافع مالکان و مدیران مرتبط با نیازهای جامعه اصلاح شود و با اصلاح روند موجود در قانون تجارت رویه‌ای اتخاذ شود که شرکت‌ها و مدیران عامل آنها ملزم به افشای بیشتر و جزئی‌تری از طرح و برنامه‌های پاداش شوند تا از یک طرف همانند نتایج به‌دست آمده، صرف رقم سود خالص گزارش شدهٔ حسابداری، ملاک پاداش‌دهی مدیران قرار نگیرد و از طرف دیگر، هرگونه معیار به‌کار رفته در پاداش‌دهی، افشا شده و شفافیت بیشتری بر روند پاداش‌دهی حاکم شود و از انتقال ناعادلانهٔ پاداش و کاهش ارزش سایر ذی‌نفعان جلوگیری به عمل آید.

برای پژوهش‌های آینده، پیشنهاد می‌شود در رابطه با سایر ویژگی‌های سود که مرتبط با ارزش بازار شرکت هستند نیز پژوهشی صورت گیرد تا بستر لازم به لحاظ مبانی نظری کافی برای تعریف یک نظام پاداش‌دهی منسجم بر اساس عملکرد واقعی و صحیح مدیران فراهم شود. با توجه به عدم امکان مشاهدهٔ کامل رفتار و تلاش مدیران، پیشنهاد می‌شود مدل واحدی از عملکرد مدیر که بیان‌کنندهٔ تلاش‌ها و دستاوردهای او باشد، تدوین شود تا پاداش بر اساس

Archive of SID

www.SID.ir

عملکرد واقعی وی پرداخت شود. با توجه به تعداد کم شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران نسبت به بورس‌های توسعه یافته و با در نظر گرفتن شرایط نمونهٔ مورد بررسی برای اجرای این پژوهش، به نظر می‌رسد حجم نمونهٔ نهایی، به‌طور نسبی پایین‌تر از مطالعات مشابه در کشورهای توسعه یافته باشد (محدودیت بازار کوچک و کم‌عمق در ایران).

منابع

اسکات، وی (۱۹۳۱). *تئوری حسابداری مالی* (ترجمهٔ پارساییان، ۱۳۸۸)، تهران، انتشارات ترمه.

بنی‌مهد، ب.؛ مرادزاده فرد، م.؛ ولیخانی، م. (۱۳۹۲). بررسی رابطهٔ بین محافظه‌کاری حسابداری و پاداش مدیران. *فصلنامهٔ علمی پژوهشی حسابداری مدیریت*، ۷(۲۲)، ۳۴-۲۱.

رهنمای رودپشتی، ف.؛ سروش‌یار، ا. (۱۳۹۲). ارزیابی مقایسه‌ای توانمندی معیارهای عملکرد اقتصادی و حسابداری در تبیین ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامهٔ علمی ـ پژوهشی تحقیقات مالی*، ۱۵(۱)، ۵۰-۲۹.

زیمرمن، جی.؛ ال والتر، آر. (۱۹۴۲). *تئوری اثباتی حسابداری* (ترجمهٔ پارساییان، ۱۳۹۰). تهران، انتشارات ترمه.

سجادی، س.؛ زارع زاده، م. (۱۳۹۰). بررسی رابطهٔ بین طرح های پاداش مدیران و معیارهای اقتصادی ارزیابی عملکرد در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۴(۱۰)، ۵۴-۴۱.

شمس، ش.؛ یحیی‌زاده فر، م. (۱۳۹۰). بررسی رابطهٔ اثر تمایلی با جریانات نقدی و عملکرد شرکت‌های سرمایه‌گذاری بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامهٔ علمی ـ پژوهشی تحقیقات مالی*، ۱۲(۳۰)، ۱۱۶-۹۵.

عیوض‌لو، ر.؛ قهرمانی، ع.؛ عجم، ع. (۱۳۹۵). بررسی عملکرد مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ با استفاده از آزمون GRS. *فصلنامهٔ علمی ـ پژوهشی تحقیقات مالی*، ۱۸(۴)، ۷۱۴-۶۹۱.

کردستانی، غ.؛ طایفه، س. (۱۳۹۲). ویژگی‌های کیفیِ سود و هزینهٔ سرمایهٔ سهام عادی. *فصلنامهٔ علمی ـ پژوهشی تحقیقات مالی*، ۱۵(۱)، ۹۴-۷۵.

مجتهدزاده، و.؛ طارمی آزمون، م. (۱۳۸۴). مدل سه عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران جهت پیش‌بینی بازده سهام. *پیام مدیریت*، (۱۷ و ۱۸)، ۱۳۲-۱۰۹.

مهرانی، س.؛ کرمی، غ.؛ سید حسینی، س.؛ جهرومی، م. (۱۳۹۴). *تئوری حسابداری* (جلد دوم)، تهران، انتشارات نگاه دانش.

Archive of SID

www.SID.ir

نمازی، م.؛ سیرانی، م. (۱۳۸۳). به بررسی تجربی سازه‌های مهم در تعیین قراردادها، شاخص‌ها و پارامترهای پاداش مدیران عامل. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۱ (۳۶)، ۹۴-۶۵.

References

Banimahd, B., Moradzadefard, M., Valikhani, M. (2014). Accounting Conservatism and Executive Compensation. *Management Accounting*, 3(22), 21-34. (*in Persian*)

Bianchi, G., & Chen, Y. (2015). CEO compensation and the performance of firms in the hospitality industry: a cross-industry comparison. *International Journal of Tourism Sciences*, 15(3-4), 121-138.

Bouteska, A., & Regaieg, B. (2017). The Association between Accounting Earnings, Dividends, Stock Prices and Stock Returns: Value Relevance of Accounting Standards in the Tunisian Stock Market. *International Journal of Accounting and Financial Reporting*, 7(1), 171-189.

Chambers, D.J., Freeman, R.N., & Koch, A.S. (2005). *The effect of Risk on price Responses to Unexpected Earnings. SSRN*. 20(4).

Chen, C., Huang, A.G., Jha, R. (2010). Idiosyncratic return volatility, economic activity, and managerial discretion. *Working Paper*, University of Waterloo.

Chen, L. H., Folsom, D., Paek, W., & Sami, H. (2011). Accounting conservatism, earnings persistence, and pricing multiples of earnings. *Forthcoming, Accounting Horizons*. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=964250.

Cheng, C.S.A., Johnston, J., & Liu, C.Z. (2013). The supplemental role of operating cash flows in explaining share returns. *International Journal of Accounting and Information Management*, 21(1), 53-71.

Cheris, G. M., & Summers, A. (2005). *The Implied Persistence of Unexpected Earnings and the complete Range of ERCs*. Available Available at: www.papers.ssrn.com.

Chia-Feng, Y. (2014). CEO Overconfidence, CEO Compensation, and Earnings Manipulation. *Journal of Management Accounting Research*, 26(2), 167-193.

Choi, J.H., Myers, L.A., Zang, Y., & Ziebary, D. (2008). The effect of management earnings forecasts on the relationship between returs and

Archive of SID

www.SID.ir

future earnings and the implications for the continuation of managements quarterly earnings guidance. *Conference Paper*. Available in: https://ink.library.smu.edu. sg/soa_ research/240.

Dutta, S., & Reichelstein, S. (2005). Stock Price, Earnings, and Book Value in Managerial Performance Measures. *The Accounting Review,* 80(4), 1069-1100.

Erah, D.O., & Ibadin, L. A. (2017). Corporate attributes and earnings informativeness. *International Journal of Business and Finance Management Research*, 5(2), 17-25.

Ettredge, M. L., Kwon, S. Y., Smith, D. B., & Zarowin, P.A. (2005). The impact of SFAS No. 131 business segment data on the markets ability to anticipate future earnings. *The Accounting Review,* 80(3), 773-804.

Evert, R. & Wagenhofer, A. (2011). Earning Quality Metrics and What They Measure. *Working paper, Graz University*. Available at SSRN: https://ssrn. com/abstract=1697042.

Eyvazlu, R., Ghahramani, A., Ajam, A. (2017). Analyzing the Performance of Fama and French Five-factor Model Using GRS Test. *Financial Research Journal,* 18(4), 691-714. (*in Persian*)

Gelb, D.S., & Zarowin, P.A. (2002). Corporate disclosure policy and the information of stock prices. *Review of accounting studies*, 7(1), 33–52.

Heshmat, N., Badavar Nahandi, Y., & Taghizade Khanghah, V. (2015). The effect of real and artificial earnings management on the value relevance of earnings. *Indian Journal of Fundamental and Applied Life* Sciences, 5(S1), 1727-1741.

Hosseini, M., Nadafi, K., Rezahi Hi, S., & Ebrahimi, E. (2017). A Study on the Relationship between Earnings Management Incentives and Earnings Response Coefficient. *Procedia Economics and Finance,* 36, 232 – 243.

Hussainey, K. (2009). The impact of audit quality on earnings predictability. *Managerial Auditing Journal,* 24(4), 340-351.

Kazan, E. (2016). The impact of CEO compensation on firm performance in Scandinavia. *IBA Bachelor Thesis Conference,* Enschede, the Netherlands. University of Twente, The Faculty of Behavioural, Management and Social sciences. 10(November).

Archive of SID

www.SID.ir

Khaksarian, F. (2013). A study on relationship between earnings response coefficient and earnings management: Evidence from Tehran Stock Exchange. *Management Science Letters*, 3, 2549–2554.

Khan, M., & Watts, R. L. (2009). Estimation and empirical properties of a firm-year measure of accounting conservatism. *Journal of Accounting and Economics*, 48, 132-150.

Kordestani, G., Tayefeh, S. (2013). Earnings Attributes and Cost of Equity. *Financial Research Journal*, 15(1), 75-94. (*in Persian*)

Kothari, S.P. (2000). The role of financial reporting in reducing financial risks in the market. *In: Rosengren, Eric, Jordan, John (Eds.), Building an Infrastructure for Financial Stability. Federal Reserve Bank of Boston: pp 89–102*.

Lundholm, R.J., & Myers, L.A. (2002). Bringing the future forward; the effect of disclosure on the returns- earning relation. *Journal of accounting research*, 40(3), 809-839.

Mehrani, S., Karami, G., Seyedhosseini, S., Jahroomi, M. (2015). *Accounting Theory,* negahedanesh. (*in Persian*)

Mojtahedzade, V., Taramiazl, k, M. (2005). Fama and French Five-factor Model in Tehran Stock Exchange. *Management message*, (17/18), 109-132. (*in Persian*)

Mostafa, W. (2017). The impact of earnings management on the value relevance of earningsEmpirical evidence from Egypt. *Managerial Auditing Journal*, 32(1), 50-74.

Namazi, M., & Sirani, M. (2004). Experimental investigation of important structures in determining contracts, indices and parameters of bonus of executive directors in Iranian companies. *Journal of Accounting and Auditing Review*, 11(2), 65-94. (*in Persian*)

Pandher, G., Pathak, J. (2014). *The Essential Role of Accounting Earnings in Return-Maximizing CEO Compensation Contracts*. Odette School of Business University of Windsor. Available at *SSRN*: https://ssrn.com/abstract =2600765.

Perotti, P. & Wagenhofer, A. (2011). Earning Guality Measures and Excess Returns. *Working paper*, Graz University. Prentice Hall.

Rahnamay Roodposhti, F., Soroushyar, A. (2013). Comparative Assessment of Economic and Accounting Performance Measures Ability in Explaining

Archive of SID

www.SID.ir

Value of Companies Listed in Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal,* 15(1), 29-50. (*in Persian*)

Raithatha, M., & Komera, S. (2016). Executive compensation and firm performance: Evidence from Indian firms. *IIMB Management Review*, 28(3), 160-169.

Rajgopal, S., & Venkatachalam, M. (2011). Financial reporting quality and idiosyncratic return volatility. *Jaournal of Accounting and Economics*, 51(1-2), 1–20.

Saidin, S. F., Malek, M., Ibrahim, D. N., & Kee, P.L. (2017). Investors' response on the deviation between quarterly and annual earnings. *SHS Web of Conferences*, 34 shsconf/201.07002.

Sajadi, S., ZarezadehMehrizy, M. (2012). Investigation of the Relationship between Management Compensation and Economics Measuresâ Performance Assessment of Companies listed in Tehran Security Exchange. *Financial Research Journal,* 3(4), 41-54. (*in Persian*)

Scott, W. (1931). *Financial Accounting Theory* [Ali Parsayan, Trans]. Tehran, Termeh. (*in Persian*)

Shams, S., Yahyazadeh Far, M. (2012). The Survey of the relationship between Disposition Effect and Cash flows and Investment Companies Performance in Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal*, 12(30), 95-116. (*in Persian*)

Shota, O. (2012). Excess executive compensation and demand for accounting conservatism. *Research Institue for Economic and Business Adminstration Kobe University*, 1-50.

Sonenshine, R., Larson, N., & Cauvel, M. (2016). Determinants of CEO Compensation before and after the Financial Crisis. *Modern Economy*, 16(7), 1455-1477.

Tucker, W. J., &. Paul A. Z. (2006). Does Income Smoothing Improve Earnings Informativeness? *The Accounting Review,* 81(1), 251-270.

Velury, U. & Jenkins, D.S. (2006). Institutional ownership and the quality of earnings. *Journal of Business Research*, 59(9), 1043-1051.

Warfield, T. D., & Wild, J. J. (1992). Accounting recognition and the relevance of earnings as an explanatory variable for returns. *The Accounting Review,* 67 (4), 821–842.

Archive of SID

www.SID.ir

Zafar, N., Urooj, S.F., & Durrani, T.K. (2008). Interest rate volatility and stock return and volatility. *European journal of economic,* 14, 1-6.

Zakaria, I. (2012). Performance Measures, Benchmarks and Targets in Executive Remuneration Contracts of UK Firms. *The British Accounting Review,* 44 (3), 189-203.

Zhang, C. (2010). A Re-examination of the Causes of Time-Varying Stock Return Volatilities. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 45, 663–684.

Zimmerman, J. L. & Watts, R. L. (1942). *Positive Accounting Theory*, [Ali Parsayan, Trans.], Tehran, Termeh. (*in Persian*)

Archive of SID

www.SID.ir