

تأثیر متقابل نوسان های بازده دارایی ها و بازده اوراق بهادار بر پاداش مدیران مبتنی بر نرخ رشد دارایی های نقدی

زهرا پورزمانی^۱، عباس طرازیان^۲

چکیده: استفاده از منابع مالی درونی و بیرونی با توجه به نوسان های پرداخت پاداش به مدیران، آثار متفاوتی بر بهره‌وری، بازده حسابداری و کارایی سرمایه‌گذاری دارند. در مطالعه حاضر این پرسش ها مطرح شده است که آیا بازده سهام بر پرداخت پاداش هیئت‌مدیره بر مبنای نرخ رشد دارایی های نقدی مؤثر است؟ آیا تغییر بازده دارایی ها بر پرداخت پاداش هیئت‌مدیره بر مبنای نرخ رشد دارایی های نقدی مؤثر است؟ بنابراین هدف اصلی پژوهش بررسی تأثیر همزمان بازده سهام و تغییر بازده دارایی ها بر پرداخت پاداش هیئت‌مدیره بر مبنای نرخ رشد دارایی های نقدی است. به این منظور از داده‌های ۸۱ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲، رگرسیون چندمتغیره و مدل داده‌های ترکیبی استفاده شد. نتایج بررسی ها نشان داد ارتباط معناداری بین تغییرات بازده دارایی ها و بازده سهام با پاداش بر مبنای نرخ رشد دارایی های نقدی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برقرار نیست.

واژه‌های کلیدی: بازده دارایی ها، بازده سهام، پاداش مدیر، دارایی های نقدی.

۱. دانشیار حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکزی، تهران، ایران

۲. کارشناس ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکزی، تهران، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۴/۰۹/۲۲

تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۴/۱۰/۲۹

نویسنده مسئول مقاله: زهرا پورزمانی

E-mail: zahra.poorzamani@yahoo.com

مقدمه

تصمیم‌های تأمین مالی و سرمایه‌گذاری در شرکت‌ها، از جمله تصمیم‌های مدیریتی هستند که هر دو با آینده‌نگری اتخاذ می‌شوند و همیشه با ریسک همراه‌اند (ریچاردسون، ۲۰۰۶). در تصمیم‌های تأمین مالی، شرکت وجه مدنظرش را در حال حاضر به کار می‌گیرد تا در آینده بتواند به تعهدهای خود در قبال تأمین‌کنندگان منابع مالی عمل کند، بنابراین تا حد به نسبت زیادی موجب افزایش بازدهی فعلی شرکت‌ها می‌شوند (اورتیز، ۲۰۰۷). استفاده از منابع مالی درونی و بیرونی با توجه به نوسان‌های پرداخت پاداش به مدیران، تأثیرهای متفاوتی بر بهره‌وری، بازده حسابداری و کارایی سرمایه‌گذاری دارد (جراردی، روسن و ویلن، ۲۰۱۰). به‌منظور جبران خلاقیت‌ها و ابتکارهای مدیریت در یافتن و به‌کارگیری رویه‌ها و روش‌های کاری جدیدتر و بهتر، اغلب سازمان به مدیریت پاداش می‌دهد (برادشا و ریچاردسون، ۲۰۰۶). پاداش اغلب به دلیل انجام وظایف در سطحی بالاتر از استانداردهای عادی کاری صورت می‌گیرد. طرح‌های پاداش مبتنی بر ارقام سود حسابداری در کنار عوامل دیگری چون امنیت شغلی، سطح شغلی و اندازه شرکت که رابطه مستقیم با رفاه مدیریت دارد، به‌طور مستقیم یا غیرمستقیم با سودآوری زیاد شرکت در ارتباط است. فرض بر این است که مدیران به دنبال افزایش رفاه از طریق افزایش سودآوری هستند. هیلی در پژوهشی تجربی به این نتیجه رسید که همزمان با کاهش سودآوری، تمایل شرکت‌ها به آرایش سود بیشتر می‌شود (گابایکس و لاندیر، ۲۰۰۸). فرضیه طرح پاداش، اهمیت گزینش‌های حسابداری را در طرح‌های جبران خدمات مدیریت به بحث می‌گذارد (کاتر و بلات، ۲۰۰۸). درباره نحوه پرداخت پاداش به مدیران دیدگاه‌های مختلفی وجود دارد. از آنجا که پاداش مدیران به نوعی با عملکرد و کارایی سرمایه‌گذاری‌های شرکت و افزایش یا کاهش ریسک شرکت‌ها ارتباط دارد (بیچوک و گرینستین، ۲۰۰۵)، اغلب برای اندازه‌گیری عملکرد مدیران، از داده‌های صورت‌های مالی به‌خصوص سود خالص و نسبت‌های آن مانند بازده حسابداری، استفاده می‌شود (اوفک و یرماک، ۲۰۰۰).

احمدپور و رسائیان (۱۳۹۱) استدلال کردند در بازار سرمایه ایران، هدف اعطای پاداش‌های مدیریت، ثروت‌آفرینی برای سهامداران نیست و طرح‌های انگیزشی و اختصاص پاداش به مدیران در همسوسازی منافع مدیران و سهامداران اهمیت زیادی ندارد. این در حالی است که پورحیدری و همتی (۱۳۸۳) نیز معتقدند که بر مبنای قانون تجارت ایران، پرداخت حداکثر ۵ درصد سود سالانه برای پاداش مجاز است. قانون یادشده، پرداخت پاداش را منوط به میزان تغییر در سود خالص در مقایسه با سنوات گذشته یا افزایش نسبت به سطح تعیین‌شده، نمی‌داند.

با توجه به اهمیت مبحث پاداش مدیران، ریسک و بازده حسابداری در کشورهای در حال توسعه، مطالعه حاضر به بررسی رابطه پاداش مدیران بر مبنای نرخ رشد دارایی‌های نقدی، ریسک و بازده حسابداری شرکت‌ها در ایران می‌پردازد که می‌تواند راه‌گشای حل بسیاری از پرسش‌ها در این زمینه باشد. در این راستا با توجه به هدف اصلی پژوهش و همچنین بر اساس روابط تبیین‌شده، فرضیه‌های زیر مطرح می‌شوند:

۱. بازده سهام بر پرداخت پاداش هیئت‌مدیره بر مبنای نرخ رشد دارایی‌های نقدی مؤثر است؛
۲. تغییر بازده دارایی‌ها بر پرداخت پاداش هیئت‌مدیره بر مبنای نرخ رشد دارایی‌های نقدی مؤثر است؛
۳. بازده سهام و تغییر بازده دارایی‌ها بر پرداخت پاداش هیئت‌مدیره بر مبنای نرخ رشد دارایی‌های نقدی، اثر همزمان دارند.

پیشینه پژوهش

انگیزش اسم مصدر از ریشه انگیزیدن و انگیزختن است و به معنی تحریک، ترغیب و علت چیزی قرارگرفتن آمده است. طبق تعریف، انگیزش به معنای تحریک فرد به انجام کاری برای رسیدن به اهداف مطلوب است. انسان قبل از هر عمل آگاهانه، منظور، مقصود و انگیزه‌ای دارد و این انگیزه است که به رفتار انسان جهت می‌دهد (سجادی، زارع‌زاده و صدیق ۱۳۹۰).

ارتباط بین انگیزه مدیران به خصوص مدیرعامل و ارزش شرکت یکی از مسائل اساسی و مهم در مبحث بررسی پاداش است. بیشتر مطالعات بر این تمرکز دارند که آیا انگیزه‌های مالکیتی مدیر بر ارزش شرکت (که اغلب از طریق کیو-توبین اندازه‌گیری می‌شود) تأثیر می‌گذارد؟ در بیشتر این مطالعات ثابت شده هرچه میزان مالکیت مدیران در شرکت بیشتر باشد، انگیزه مدیران بیشتر می‌شود و انگیزه بیشتر مدیران ارزش شرکت را افزایش می‌دهد. امروزه استفاده از ابزار مالی برای ایجاد انگیزش در شرکت‌ها رایج و معمول است و ۹۷ درصد از شرکت‌های سهامی عام در آمریکا این طرح‌ها را اجرا می‌کنند (نمازی و سیرانی، ۱۳۸۳).

در ایران معمولاً بعد از اینکه صورت‌های مالی تهیه شد، هیئت‌مدیره پاداش پیشنهادی خود را به اطلاع صاحبان سهام می‌رساند و آنان نیز با توجه به نظرشان و با در نظر گرفتن عملکرد مدیران، پاداش پیشنهادی را تعدیل و تصویب می‌کنند. از سوی دیگر ریسک به موقعیتی اطلاق می‌شود که بتوان به بازده‌های نامعلوم توزیع احتمالات ذهنی نسبت داد. ریسک، احتمال متفاوت بودن نرخ بازده واقعی با نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذار تعریف می‌شود (همتی، ۱۳۸۶).

یکی از مهم‌ترین اهداف مؤسسه‌های مالی افزایش بازدهی است، اما این مسئله ممکن است به قیمت افزایش ریسک (به معنای عدم اطمینان در دستیابی به بازده مطلوب) برای مؤسسه تمام شود. بنابراین مدیران ریسک در این مؤسسه‌ها به دنبال ایجاد توازن میان ریسک و بازده‌اند. توازنی که در نهایت به حداکثرسازی ثروت سهامداران بینجامد. در امور مالی، میزان بازده (ROR) یا بازگشت سرمایه (ROI)، نسبت پول به دست آمده در سرمایه‌گذاری به مقدار سرمایه اولیه است. مقدار پول به دست آمده ممکن است از طریق بهره، سود یا درآمد خالص کسب شود. به طور معمول بازگشت سرمایه (ROI) به صورت درصد بیان می‌شود. در سرمایه‌گذاری، بازده و پاداش شامل درآمد جاری (سود سالانه) یا افزایش و کاهش دارایی (منفعت یا ضرر سرمایه) است. میزان درآمد یا افزایش و کاهش دارایی با درصد نشان داده می‌شود. در نتیجه نرخ بازده نشان‌دهنده کل درآمد سالانه است و منفعت یا ضرر سرمایه برحسب درصدی از مبلغ سرمایه‌گذاری بیان می‌شود (مورفی، ۱۹۸۵).

در حال حاضر مهم‌ترین معیار ارزیابی عملکرد مؤسسه‌ها، نرخ بازده سهام است. این معیار به تنهایی حاوی اطلاعاتی برای سرمایه‌گذاران است و برای ارزیابی عملکرد به کار می‌رود. وقتی این معیار کاهش یابد، زنگ خطری برای شرکت است، به این معنا که عملکرد شرکت مناسب نیست. این معیار حاوی اطلاعاتی زیادی است؛ زیرا ارزیابی عملکرد بر مبنای ارزش بازار، اطلاعات سرمایه‌گذاران را به خوبی منعکس می‌کند. تمام سهامداران شرکت‌ها طی دوره سرمایه‌گذاری به دنبال افزایش ثروت‌اند. یکی از مواردی که به افزایش ثروت سهامداران منجر می‌شود و همواره مد نظر آنها قرار دارد، بازده سهام است. بازده سهام یکی از شاخص‌های ارزیابی شرکت‌هاست که همواره سرمایه‌گذاران بالقوه و بالفعل آن را رصد می‌کنند، اما در عمل و در واقعیت، همیشه بازده با ریسک رابطه دارد و شواهد تجربی نیز تا حدودی این نظریه را تأیید کرده‌اند (شعری، ۱۳۸۳).

نتایج پژوهشی درباره تأثیر انگیزه مدیران ارشد بر خلق ثروت برای سهامداران، نشان داد رابطه معناداری بین میزان حساسیت پرداخت بابت عملکرد و ارزش افزوده سهامدار وجود دارد، اما بین میزان حساسیت پرداخت بابت عملکرد و کارایی پرداخت به مدیران ارتباط معناداری گزارش نشد (حاجی‌ها و چناری، ۱۳۹۲).

بشکوه و جهانگیری (۱۳۹۲) ابتدا مربوط بودن سودها و ارزش دفتری را بررسی کردند و بعد به تأثیر مشکل نمایندگی جریان‌های نقد آزاد بر مربوط بودن سودها و ارزش دفتری پرداختند. نتایج نشان داد ارزش دفتری هر سهم در شرکت‌های دارای مشکل نمایندگی جریان‌های نقد آزاد و شرکت‌های بدون این مشکل، ارزش مربوط نیست، اما سود هر سهم در شرکت‌های دارای

مشکل نمایندگی جریان‌های نقد آزاد و شرکت‌های بدون این مشکل، ارزش مربوط است و مقدار مربوط بودن سود هر سهم در شرکت‌های دارای مشکل نمایندگی جریان‌های نقد آزاد کمتر است. از این رو مشکل نمایندگی جریان‌های نقد آزاد بر مربوط بودن سودها اثر منفی می‌گذارد.

صالح‌نژاد و غیور (۱۳۸۹) در پژوهشی به بررسی تأثیر نرخ بازده دارایی‌ها و نرخ بازده حقوق صاحبان سهام و اهرم مالی بر قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج آزمون فرضیه‌ها نشان داد در سطح کل شرکت‌ها، نسبت‌های ROA و ROE بر قیمت سهام مؤثر است، ولی اهرم مالی تأثیر معناداری ندارد.

نتایج پژوهش یحیی‌زاده‌فر و خرم‌دین (۱۳۸۷) تأثیر عدم نقدشوندگی و اندازه بر مازاد بازده سهام را منفی نشان داد و تأثیر مازاد بازده بازار و نسبت ارزش دفتری به بازار بر مازاد بازده سهام را مثبت گزارش کرد.

دارابی و کریمی (۱۳۸۹) در مقاله‌ای که به بررسی تأثیر نرخ رشد دارایی‌های ثابت بر بازده سهام می‌پرداخت، رابطه منفی بین افزایش نرخ رشد دارایی‌های ثابت و بازده سهام را تأیید کردند.

پورحیدری و همتی (۱۳۸۳) به بررسی اثر قراردادهای بدهی، هزینه‌های سیاسی، طرح‌های پاداش و مالکیت بر مدیریت سود در شرکت‌ها پرداختند. نتیجه پژوهش آنها نشان می‌دهد ارتباط معناداری بین متغیرهای پاداش و مالکیت و دستکاری سود وجود ندارد.

احمدپور و رسائیان (۱۳۹۱) به بررسی رابطه ارزش افزوده اقتصادی به‌منزله یکی از مهم‌ترین معیارهای ارزیابی عملکرد با پاداش هیئت‌مدیره پرداختند. نتایج آزمون فرضیه‌ها نشان داد رابطه معناداری بین ارزش افزوده اقتصادی به‌منزله معیار ارزیابی عملکرد شرکت‌ها و پاداش هیئت‌مدیره در بورس اوراق بهادار تهران وجود ندارد.

نمازی و سرانی (۱۳۸۳) با بهره‌مندی از تئوری نمایندگی (کارگزاری) و به‌کمک اطلاعات شرکت‌های سودده پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۰ به مطالعه ارتباط پاداش مدیران عامل شرکت‌های ایران با سود حسابداری، رشد سود و رشد ارزش افزوده بازار پرداختند. نتایج تحلیل واریانس و رگرسیون این رابطه را تأیید کرد.

دورو، مانسی و ریب (۲۰۰۵)، طی پژوهشی رابطه بین پاداش هیئت‌مدیره با درآمد اقتصادی و اثر فرصت‌های سرمایه‌گذاری بر رابطه بین پاداش هیئت‌مدیره و درآمد اقتصادی را مطالعه کرد و نتیجه گرفت رابطه تجربی بین پاداش هیئت‌مدیره با درآمد اقتصادی قوی‌تر از رابطه پاداش هیئت‌مدیره با سود حسابداری است. یافته اخیر شواهدی مبنی بر تأیید نظریه «سود حسابداری تعدیل‌شده» به‌دست می‌دهد. تعدیلاتی مانند هزینه سرمایه که منعکس‌کننده وقایع اقتصادی

رخ داده به دلیل تصمیم‌های مدیر است با اهداف سهامداران سازگاری بیشتری دارد. از سوی دیگر نتایج این پژوهش به این نکته اشاره می‌کند که درآمد اقتصادی نباید تنها عامل اعطای پاداش به هیئت‌مدیره در نظر گرفته شود.

ریچی و شوینچر (۲۰۱۴) در پژوهشی رابطه معناداری بین پاداش مدیران و تصمیم‌های مالی از جمله تأمین مالی خارجی گزارش کردند.

در این پژوهش برای آزمون فرضیه‌ها از مدل‌های زیر استفاده می‌شود:

$$\begin{aligned} Bonus \times CAG_{i,t} = & a_0 + a_1 StckReturn_{i,t} + a_2 CurAssets_{i,t} \\ & + a_3 Leverage_{i,t} + a_4 OpIncome_{i,t} \\ & + a_5 Risk_{i,t} + a_6 InstOwnership_{i,t} + a_7 BrdSize_{i,t} \\ & + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1 \text{ مدل})$$

$$\begin{aligned} Bonus \times CAG_{i,t} = & a_0 + a_1 \Delta ROA_{i,t} + a_2 CurAssets_{i,t} \\ & + a_3 Leverage_{i,t} + a_4 OpIncome_{i,t} \\ & + a_5 Risk_{i,t} + a_6 InstOwnership_{i,t} + a_7 BrdSize_{i,t} \\ & + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2 \text{ مدل})$$

$$\begin{aligned} Bonus \times CAG_{i,t} = & a_0 + a_1 StckReturn_{i,t} + a_2 \Delta ROA_{i,t} \\ & + a_3 StckReturn \times \Delta ROA_{i,t} + a_4 CurAssets_{i,t} \\ & + a_5 Leverage_{i,t} + a_6 OpIncome_{i,t} \\ & + a_7 Risk_{i,t} + a_8 InstOwnership_{i,t} + a_9 BrdSize_{i,t} \\ & + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3 \text{ مدل})$$

متغیرهای وابسته عبارتند از:

$Bonus \times CAG_{i,t}$: پاداش بر مبنای نرخ رشد دارایی‌های نقدی شرکت i در سال t که از حاصل ضرب دو متغیر زیر به دست می‌آید:
 $Bonus_{i,t}$: نسبت پاداش اعطایی به اعضای هیئت‌مدیره به کل دارایی‌های شرکت i در سال t .

$CAG_{i,t}$: نرخ رشد دارایی‌های نقدی شرکت i در سال t که برابر است با موجودی نقد و سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت شرکت در سال t منهای موجودی نقد و سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت شرکت در سال $t-1$ تقسیم بر موجودی نقد و سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت شرکت در سال $t-1$.

متغیرهای مستقل عبارتند از:

$StckReturn_{i,t}$: بازده سهام شرکت i در سال t که از طریق رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$r_s = \frac{DPS + p_1(1 + \alpha + \beta) - p_0 - (1000 \times \alpha)}{P_0 + (1000 \times \alpha)} \quad \text{رابطه ۱}$$

که در آن، DPS سود نقدی هر سهم شرکت؛ p_1 قیمت بازار هر سهم شرکت در پایان سال؛ p_0 قیمت هر سهم شرکت در ابتدای سال؛ α درصد افزایش سرمایه از محل آورده نقدی و β درصد افزایش سرمایه از محل اندوخته است.

$\Delta ROA_{i,t}$: تغییرات بازده دارایی‌های شرکت i در سال t که برابر است با بازده دارایی‌های سال t منهای بازده دارایی‌های سال $t-1$. بازده دارایی‌ها نیز برابر است با نسبت سود خالص به کل دارایی‌ها.

متغیرهای کنترلی عبارت‌اند از:

$CurAssets_{i,t}$: دارایی‌های جاری شرکت i در سال t که برابر است با نسبت دارایی‌های جاری به کل دارایی‌ها.

$Leverage_{i,t}$: اهرم مالی شرکت i در سال t که برابر است با نسبت کل بدهی‌ها به کل دارایی‌ها.

$OpelIncome_{i,t}$: سود عملیاتی شرکت i در سال t که برابر است با نسبت سود عملیاتی به کل دارایی‌ها.

$Risk_{i,t}$: ریسک شرکت i در سال t که به این منظور از ضریب بتا استفاده می‌شود. بتا (β) به معنای ریسک سیستماتیک (بازار) است. برای محاسبه ضریب بتا از بازده سهام شرکت‌های نمونه (R_i) و بازده پرتفوی بازار (R_m) استفاده شده است.

$InstOwnership_{i,t}$: مالکیت نهادی شرکت i در سال t که برای محاسبه آن، مجموع سهام در اختیار بانک‌ها و بیمه‌ها، مادرشرکت‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، صندوق بازنشستگی، شرکت تأمین سرمایه و صندوق‌های سرمایه‌گذاری، سازمان‌ها و نهادهای دولتی و شرکت‌های دولتی بر کل سهام منتشر شده شرکت تقسیم می‌شود و درصد یا میزان مالکیت نهادی به دست می‌آید: تعداد سهام منتشر شده شرکت / تعداد سهام تحت تملک نهادها = مالکیت نهادی

$BrdSize_{i,t}$: اندازه هیئت‌مدیره شرکت i در سال t که برابر است با تعداد اعضای هیئت‌مدیره شرکت.

برای آزمون فرضیه اول پژوهش از ضریب α_1 در مدل ۱، برای آزمون فرضیه دوم از ضریب α_2 در مدل ۲ و برای آزمون فرضیه سوم از ضریب α_3 در مدل ۳ استفاده می‌شود.

روش‌شناسی پژوهش

در پژوهش حاضر برای آزمون فرضیه‌ها از مدل‌های رگرسیونی چندمتغیره مبتنی بر تحلیل داده‌های تابلویی (پانل دیتا) استفاده می‌شود.

جامعه آماری پژوهش، شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال ۱۳۸۸ تا سال ۱۳۹۲ است. در این پژوهش، برای انتخاب نمونه از روش حذف سیستماتیک از جامعه آماری استفاده شده است؛ به این ترتیب که از تمام شرکت‌های جامعه آماری شرکت‌هایی که شرایط زیر را داشتند، برای نمونه انتخاب شدند:

۱. دوره مالی آنها به ۲۹ اسفند هر سال ختم شود تا بتوان داده‌ها را در کنار یکدیگر قرار

داد و در قالب‌های تابلویی یا تلفیقی به کار برد (حسب نتایج آزمون‌های پیش فرض)؛

۲. در طول دوره پژوهش تغییر دوره مالی نداشته باشند تا مقایسه نتایج عملکرد مالی امکان‌پذیر باشد؛

۳. داده‌های مختص به متغیرهای پژوهش در دوره زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲ در دسترس باشد تا در حد امکان بتوان محاسبات را بدون نقص انجام داد؛

۴. جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری، مؤسسه‌های مالی و اعتباری، بانک‌ها، بیمه‌ها و مادرشرکت‌ها نباشد.

با توجه به محدودیت‌های بیان‌شده، ۸۱ شرکت برای نمونه آماری این پژوهش انتخاب شد. گفتنی است که هر شرکت طی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲، پنج مجموعه اطلاعات مالی قابل استخراج در صورت‌های مالی و سایر منابع اطلاعاتی مرتبط دارد.

یافته‌های پژوهش

در ادامه یافته‌های پژوهش در قالب دو بخش آمار توصیفی و آمار استنباطی، ارائه می‌شود.

آمار توصیفی

شاخص‌های آماری توصیفی به‌کاررفته در این پژوهش، میانگین، میانه، انحراف معیار، بیشینه و کمینه هستند. نمونه آماری در مقطع زمانی مد نظر (۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲) ۸۱ شرکت را دربردارد. در این بخش، میانگین، میانه (معیارهای مرکزی)، انحراف معیار، بیشینه و کمینه (معیارهای پراکندگی) برای محاسبه استفاده شدند که در جدول ۱ به نمایش گذاشته شده است. شایان ذکر است که پس از حذف داده‌های پرت و مرتب‌سازی داده‌ها، تعداد شرکت - سال‌های متغیرهای پژوهش اندکی کاهش یافت.

جدول ۱. شاخص‌های توصیفی متغیرهای مورد مطالعه

متغیرهای پژوهش	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
پاداش بر مبنای نرخ رشد دارایی‌های نقدی	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰	۰/۰۲	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۲
بازده سهام	۰/۵۵۹	۰/۱۹۷	۵/۱۷۳	-۰/۶۵۴	۱/۰۲۸
تغییرات بازده دارایی‌ها	۰/۰۰۴	-۰/۰۰۰۹	۰/۴۳۷	-۰/۳۸۹	۰/۰۸۲
دارایی‌های جاری	۰/۶۵۵	۰/۶۹۳	۰/۹۷۳	۰/۱۲۹	۰/۱۹۷
اهرم مالی	۰/۶۰۳	۰/۶۱۹	۰/۹۸۶	۰/۰۸۹	۰/۱۸۷
سود عملیاتی	۰/۱۴۸	۰/۱۳	۰/۶۷۵	-۰/۲۴۸	۰/۱۲۵
ریسک شرکت	۰/۵۵۱	۰/۲۹۲	۹/۷۶۵	-۵/۴۹۵	۱/۴۴۴
مالکیت نهادی	۴۰/۰۴	۳۱/۴۹	۹۹/۱۶	۰/۰۰۰	۳۳/۵۰۴
اندازه هیئت‌مدیره	۵/۰۴۴	۵/۰۰۰	۷/۰۰۰	۵/۰۰۰	۰/۲۹۵

آمار استنباطی

آمار استنباطی این پژوهش، شامل آزمون همبستگی پیرسون و رگرسیون چندمتغیره است که به منظور کشف روابط متغیرهای مستقل و وابسته با کنترل تأثیر سایر متغیرها اجرا می‌شود. همچنین برای اطمینان از قابل اتکابودن نتایج، آزمون‌های پیش فرض استفاده از رگرسیون اجرا شده است. گفتمنی است پیش از گزارش نتایج آزمون رگرسیون چندمتغیره، نتایج آزمون‌های همبستگی متغیرهای پژوهش ارائه می‌شود. در ادامه، به آزمون‌های همبستگی و سپس آزمون رگرسیونی پرداخته خواهد شد.

آزمون همبستگی متغیرها

ابتدا به بررسی همبستگی پیرسون متغیرهای پژوهش پرداخته می‌شود. نتایج آزمون همبستگی پیرسون متغیرهای پژوهش در جدول ۲ درج شده است. همان‌طور که جدول ۲ نشان می‌دهد، در همبستگی پیرسون، همبستگی معناداری بین پاداش هیئت‌مدیره بر مبنای نرخ رشد دارایی‌های نقدی با بازده سهام و تغییرات بازده دارایی‌های شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران دیده نمی‌شود. علاوه بر این متغیرهای مستقل و کنترلی پژوهش همبستگی بسیار قوی‌ای با یکدیگر ندارند (آماره همبستگی‌ها کمتر از $\pm 0/8$ است)، از این رو مشکلی در تخمین مدل وجود ندارد.

جدول ۲. همبستگی پیرسون

متغیر	رشد دارایی های نقدی	پاداش بر مبنای نرخ	بازده سهام	تغییرات بازده دارایی ها	دارایی های جاری	اهرم مالی	سود عملیاتی	ریسک شرکت	مالکیت نهادی	اندازه هیئت مدیره
پاداش بر مبنای نرخ	۱									
رشد دارایی های نقدی		۰/۴۵۹								
بازده سهام			۱							
تغییرات بازده دارایی ها				۱						
دارایی های جاری					۱					
اهرم مالی						۱				
سود عملیاتی							۱			
ریسک شرکت								۱		
مالکیت نهادی									۱	
اندازه هیئت مدیره										۱

* در سطح ۹۵ درصد اطمینان معنادار

** در سطح ۹۹ درصد اطمینان معنادار

آزمون نرمال بودن متغیر وابسته

برای بررسی نرمال بودن متغیر وابسته آزمون جارگ - برا اجرا شده است. نتایج این آزمون در جدول ۳ آمده است. بر اساس این آزمون چون سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ است، توزیع متغیر وابسته نرمال نیست.

جدول ۳. آزمون جارگ - برا

متغیر	آماره جارگ - برا	سطح معناداری
پاداش بر مبنای نرخ رشد دارایی های نقدی	۱۴۶۸۵/۷۷	۰/۰۰۰

بررسی پایایی متغیرها

برای بررسی پایایی متغیرها می‌توان آزمون‌هایی چون لوین، لین و چو؛ ایم، پسران و شین و دیکی فولر را اجرا کرد. در پژوهش پیش رو آزمون ایم، پسران و شین اجرا شده است که نتایج آن در جدول ۴ مشاهده می‌شود.

جدول ۴. آزمون ایم، پسران و شین

متغیر	آماره t	سطح معناداری
پاداش بر مبنای نرخ رشد دارایی‌های نقدی	-۲۰/۰۰۸	/۰۰۰
بازده سهام	-۲۱/۸۹۲	/۰۰۰
تغییرات بازده دارایی‌ها	-۱۷/۳۰۱	/۰۰۰
دارایی‌های جاری	-۷/۱۸۹	/۰۰۰
اهرم مالی	-۷/۸۸۹	/۰۰۰
سود عملیاتی	-۸/۸۷۴	/۰۰۰
ریسک شرکت	-۱۹/۶۴۱	/۰۰۰
مالکیت نهادی	-۶/۰۶۸	/۰۰۰
اندازه هیئت‌مدیره	-۱۰/۸۴۸	/۰۰۰

با توجه به جدول ۴ سطح معناداری متغیرهای پژوهش کمتر از ۵ درصد است، بنابراین همه متغیرهای پژوهش در دوره بررسی در سطح پایایی قرار دارند. اکنون به شناسایی روش مناسب برای تحلیل داده‌ها پرداخته می‌شود.

آزمون فرضیه‌های پژوهش

برای تعیین روش به‌کارگیری داده‌های ترکیبی و تشخیص همگن یا ناهمگن بودن آنها از آزمون چاو و آماره F لیمر استفاده شده است.

آزمون فرضیه اول پژوهش

همان‌طور که پیش از این اشاره شد، برای برآورد ضرایب مدل فرضیه اول، به‌منظور تعیین روش داده‌های ترکیبی و تشخیص همگن یا ناهمگن بودن آنها، از آزمون چاو و آماره F لیمر استفاده می‌شود که نتایج آن در جدول ۵ آمده است. مطابق آنچه در جدول ۵ دیده می‌شود، نتیجه آزمون

چاو نشان می دهد احتمال به دست آمده برای آماره F بیشتر از ۵ درصد است، بنابراین برای آزمون این مدل، داده ها به صورت تلفیقی استفاده می شود. نتیجه آزمون مدل یاد شده با استفاده از مدل داده های تلفیقی و روش حداقل مربعات معمولی (OLS) در جدول ۶ درج شده است.

جدول ۵. نتایج آزمون چاو

فرضیه صفر	آماره F	سطح معناداری	نتیجه آزمون چاو
استفاده از مدل داده های تلفیقی	۰/۷۶۱	۰/۹۲۶	فرض صفر رد نمی شود

جدول ۶. نتایج برآورد ضرایب مدل اول پژوهش

متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری	VIF
مقدار ثابت	-۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۱	-۰/۱۳۸	۰/۸۸۹	-
بازده سهام	-۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	-۱/۶۷۳	۰/۰۹۵	۱/۰۵۶
دارایی های جاری	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۰۵	۱/۳۱	۰/۱۹	۱/۱۴۳
اهرم مالی	-۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۶	-۴/۵۷۲	۰/۰۰۰	۱/۳۴۵
سود عملیاتی	۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	۳/۸۵۵	۰/۰۰۰	۱/۳۹۳
ریسک شرکت	-۰/۰۰۰۱	$۷/۵۴ \times ۱۰^{-۵}$	-۱/۳۳۴	۰/۱۸۲	۱/۰۱۷
مالکیت نهادی	$-۳/۹۷ \times ۱۰^{-۶}$	$۳/۳۳ \times ۱۰^{-۶}$	-۱/۱۹۷	۰/۲۳۱	۱/۰۷۴
اندازه هیئت مدیره	$۶/۱۳ \times ۱۰^{-۵}$	۰/۰۰۰۳	۰/۱۶۹	۰/۸۶۵	۱/۰۲۴
آماره F	۸/۹۶۱		ضریب تعیین	۰/۱۶۸	
سطح معناداری آماره F	۰/۰۰۰		ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۱۵۱	
سطح معناداری آزمون وایت	۰/۲۴۳		مقدار دوربین - واتسون	۲/۱۹۸	

با توجه به نتایج جدول ۶، مقدار به دست آمده برای آماره دوربین - واتسون مدل (۲/۱۹۸) بین ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد. سطح معناداری به دست آمده برای آماره F (۰/۰۰۰) کمتر از ۰/۰۵ است و معناداری مدل را نشان می دهد. نکته شایان توجه دیگر در جدول ۶، ضریب تعیین تعدیل شده مدل (حدود ۱۵ درصد) است که نشان می دهد حدود ۱۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته از طریق

متغیرهای مستقل و کنترلی توضیح داده می‌شود که مقدار قابل قبولی است. همچنین سطح معناداری آزمون وایت بیشتر از ۰/۰۵ است که نشان می‌دهد مشکل ناهمسانی واریانس احتمالی وجود ندارد. عامل تورم واریانس (VIF) تمام متغیرهای پژوهش بسیار نزدیک به یک است، از این رو مشکل همخطی نیز در مدل دیده نمی‌شود. گفتنی است، اگرچه نتیجه آزمون جارگ - برا گویای نرمال نبودن جملات اخلاص است، نمودار مقادیر آن از پراکندگی مشابه توزیع نرمال حکایت دارد.

از آنجا که آماره t متغیر بازده سهام کوچک‌تر از $\pm 1/965$ و سطح معناداری آن بزرگ‌تر از ۰/۰۵ به دست آمده است، ارتباط معناداری بین بازده سهام و پاداش بر مبنای نرخ رشد دارایی‌های نقدی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برقرار نیست. به این ترتیب، فرضیه اول پژوهش (بازده سهام بر پرداخت پاداش هیئت‌مدیره بر مبنای نرخ رشد دارایی‌های نقدی مؤثر است) تأیید نمی‌شود. این در حالی است که متغیر کنترلی سود عملیاتی با پاداش هیئت‌مدیره بر مبنای نرخ رشد دارایی‌های نقدی، رابطه مستقیم و معناداری دارند و متغیر کنترلی اهرم مالی، ارتباط معنادار و معکوسی با پاداش هیئت‌مدیره بر مبنای نرخ رشد دارایی‌های نقدی برقرار کرده است.

آزمون فرضیه دوم پژوهش

در برآورد ضرایب مدل، ابتدا برای تعیین روش داده‌های ترکیبی و تشخیص همگن یا ناهمگن بودن آنها، از آزمون چاو و آماره F لیمر استفاده شده است که نتایج آن در جدول ۷ مشاهده می‌شود.

جدول ۷. نتایج آزمون چاو

فرضیه صفر	آماره F	سطح معناداری	نتیجه آزمون چاو
استفاده از مدل داده‌های تلفیقی	۰/۸۷۴	۰/۷۶۱	فرض صفر رد نمی‌شود

مطابق آنچه در جدول ۷ دیده می‌شود، نتیجه آزمون چاو، نشان می‌دهد احتمال به دست آمده برای آماره F بیشتر از ۵ درصد است، بنابراین برای آزمون این مدل، داده‌ها به صورت تلفیقی استفاده می‌شوند. نتیجه آزمون مدل با استفاده از داده‌های تلفیقی و روش حداقل مربعات معمولی (OLS) در جدول ۸ درج شده است.

جدول ۸. نتایج برآورد ضرایب مدل دوم پژوهش

متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری	VIF
مقدار ثابت	-۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۲	-۰/۲۷۵	۰/۷۸۳	-
تغییرات بازده دارایی‌ها	-۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۱	-۰/۴۸	۰/۶۳۱	۱/۰۶۶
دارایی‌های جاری	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۶	۱/۹۳۳	۰/۰۵۳	۱/۱۳۵
اهرم مالی	-۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۷	-۴/۸۷۴	۰/۰۰۰	۱/۳۷۳
سود عملیاتی	۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	۲/۸۴۵	۰/۰۰۴	۱/۳۶۹
ریسک شرکت	$-۵/۶۶ \times ۱۰^{-۵}$	$۸/۲۹ \times ۱۰^{-۵}$	-۰/۶۸۲	۰/۴۹۵	۱/۰۱۵
مالکیت نهادی	$-۱/۳۱ \times ۱۰^{-۶}$	$۳/۶۶ \times ۱۰^{-۶}$	-۰/۳۵۸	۰/۷۲	۱/۰۷۲
اندازه هیئت‌مدیره	$۸/۱۶ \times ۱۰^{-۵}$	۰/۰۰۰۴	۰/۲۰۳	۰/۸۳۸	۱/۰۲۳
آماره F	۸/۷۱۳		ضریب تعیین		۰/۱۴۶
سطح معناداری آماره F	۰/۰۰۰		ضریب تعیین تعدیل شده		۰/۱۲۹
سطح معناداری آزمون وایت	۰/۰۸		مقدار دوربین - واتسون		۲/۱۵۶

با توجه به نتایج جدول ۸، از آنجا که آماره t متغیر تغییرات بازده دارایی‌ها، کوچک‌تر از $\pm ۱/۹۶۵$ و سطح معناداری آن بزرگ‌تر از $۰/۰۵$ است، ارتباط معناداری بین تغییرات بازده دارایی‌ها و پاداش بر مبنای نرخ رشد دارایی‌های نقدی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران برقرار نیست. به این ترتیب، فرضیه دوم پژوهش (تغییر بازده دارایی‌ها بر پرداخت پاداش هیئت‌مدیره بر مبنای نرخ رشد دارایی‌های نقدی مؤثر است) تأیید نمی‌شود. این در حالی است که متغیر کنترلی سود عملیاتی، ارتباط مستقیم و معناداری با پاداش هیئت‌مدیره بر مبنای نرخ رشد دارایی‌های نقدی دارد و متغیر کنترلی اهرم مالی با پاداش هیئت‌مدیره بر مبنای نرخ رشد دارایی‌های نقدی، ارتباط معنادار و معکوسی برقرار کرده است.

مقدار به‌دست‌آمده برای آماره دوربین - واتسون مدل (۲/۱۵۶) بین $۱/۵$ و $۲/۵$ قرار دارد. سطح معناداری آماره F (۰/۰۰۰) نیز کمتر از $۰/۰۵$ است و از معناداری مدل حکایت دارد. نکته شایان توجه دیگر در جدول ۸، ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل است. مقدار ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل ۲ حدود ۱۲ درصد است؛ یعنی حدود ۱۲ درصد از تغییرات متغیر وابسته از طریق متغیرهای مستقل و کنترلی توضیح داده می‌شود که مقدار قابل قبولی است. سطح معناداری آزمون وایت بیشتر از $۰/۰۵$ به‌دست آمد که نشان می‌دهد مشکل ناهمسانی واریانس احتمالی وجود ندارد. عامل تورم واریانس (VIF) تمام متغیرهای پژوهش بسیار نزدیک به یک به‌دست آمد، از این رو مشکل همخطی نیز در مدل مشاهده نمی‌شود. شایان ذکر اینکه اگرچه نتیجه

آزمون جارگ - برا گویای نرمال نبودن جملات اخلال است، نمودار مقادیر آن از پراکندگی مشابه توزیع نرمال حکایت دارد.

آزمون فرضیه سوم پژوهش

در برآورد ضرایب مدل، ابتدا برای تعیین روش داده‌های ترکیبی و تشخیص همگن یا ناهمگنی آنها، از آزمون چاو و آماره F لیمر استفاده می‌شود که نتایج آن در جدول ۹ آمده است. مطابق آنچه در جدول ۹ دیده می‌شود، نتیجه آزمون چاو، نشان می‌دهد احتمال آماره F بیشتر از ۵ درصد است، بنابراین برای آزمون این مدل، داده‌ها به صورت تلفیقی استفاده می‌شوند. نتیجه آزمون مدل ۳ با استفاده از مدل داده‌های تلفیقی و روش حداقل مربعات معمولی (OLS) در جدول ۱۰ ارائه شده است.

جدول ۹. نتایج آزمون چاو

فرضیه صفر	آماره F	سطح معناداری	نتیجه آزمون چاو
استفاده از مدل داده‌های تلفیقی	۰/۷۵۵	۰/۹۳۲	فرض صفر رد نمی‌شود

جدول ۱۰. نتایج برآورد ضرایب مدل سوم پژوهش

متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری	VIF
مقدار ثابت	-۰/۰۰۰۲	-۰/۰۰۱	-۰/۱۴۱	۰/۸۸۷	-
بازده سهام	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۱	-۱/۴۹۴	۰/۱۳۶	۱/۴۱۹
تغییرات بازده دارایی‌ها	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۱	۰/۴۷۱	۰/۶۳۷	۱/۶۱۹
بازده سهام × تغییرات بازده دارایی‌ها	-۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۹	-۰/۵۰۲	۰/۶۱۵	۱/۹۲۸
دارایی‌های جاری	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۰۵	۱/۲۹۸	۰/۱۹۵	۱/۱۴۳
اهرم مالی	-۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۶	-۴/۶۳۴	۰/۰۰۰	۱/۳۷۵
سود عملیاتی	۰/۰۰۳	-۰/۰۰۱	۳/۷۸۳	۰/۰۰۰	۱/۴۰۷
ریسک شرکت	-۹/۸۸	۷/۶۷	-۱/۲۸۸	۰/۱۹۸	۱/۰۴۷
مالکیت نهادی	-۳/۹۳	۳/۳۳	-۱/۱۷۹	۰/۲۳۸	۱/۰۷۶
اندازه هیئت‌مدیره	۵/۹۸	۰/۰۰۰۳	۰/۱۶۴	۰/۸۶۹	۱/۰۲۴
آماره F	۸/۰۹۲	ضریب تعیین	۰/۱۶۹		
سطح معناداری آماره F	۰/۰۰۰	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۱۴۶		
سطح معناداری آزمون وایت	۰/۵۷۲	مقدار دوربین - واتسون	۲/۲۰۱		

با توجه به نتایج جدول ۱۰، آماره دوربین - واتسون مدل ۲/۲۰۱ به دست آمد که بین ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد. سطح معناداری آماره F (۰/۰۰۰) کمتر از ۰/۰۵ است و معناداری مدل را نشان می‌دهد. نکته شایان توجه دیگر در جدول ۱۰، ضریب تعیین تعدیل شده مدل ۳ (حدود ۱۴ درصد) است؛ یعنی حدود ۱۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته از طریق متغیرهای مستقل و کنترلی توضیح داده می‌شود که مقدار قابل قبولی است. شایان ذکر اینکه سطح معناداری آزمون وایت بیشتر ۰/۰۵ به دست آمد که نشان می‌دهد مشکل ناهمسانی واریانس احتمالی وجود ندارد. عامل تورم واریانس (VIF) تمام متغیرهای پژوهش بسیار نزدیک به یک است، از این رو مشکل همخطی نیز در مدل مشاهده نمی‌شود. شایان ذکر اینکه اگرچه نتیجه آزمون جارگ - برا گویای نرمال نبودن جملات اخلاص است، نمودار مقادیر آن از پراکندگی مشابه توزیع نرمال حکایت دارد. از آنجا که آماره t متغیر بازده سهام در تغییرات بازده دارایی‌ها کوچک‌تر از $\pm 1/965$ و سطح معناداری آن بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است، ارتباط معناداری بین متغیر بازده سهام در تغییرات بازده دارایی‌ها و پاداش بر مبنای نرخ رشد دارایی‌های نقدی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برقرار نیست. به این ترتیب، فرضیه سوم پژوهش نیز تأیید نمی‌شود. این در حالی است که متغیر کنترلی سود عملیاتی، ارتباط مستقیم و معناداری با پاداش هیئت‌مدیره بر مبنای نرخ رشد دارایی‌های نقدی برقرار می‌کند و متغیر کنترلی اهرم مالی با پاداش هیئت‌مدیره بر مبنای نرخ رشد دارایی‌های نقدی ارتباط معنادار و معکوسی دارد.

نتیجه‌گیری

همان‌طور که نتایج نشان داد، ارتباط معناداری بین نرخ رشد دارایی‌های نقدی، بازده دارایی‌ها و بازده سهام با پاداش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مشاهده نمی‌شود. در توضیح معنادار نبودن تأثیر بازده سهام و تغییر بازده دارایی‌ها بر پاداش بر مبنای نرخ رشد دارایی‌های نقدی می‌توان گفت در ایران مدیران برای دریافت پاداش، نیازی به تغییر شایان توجه در سود شرکت ندارند و بر مبنای روند و عرف معمول، حتی اگر سود شرکت کاهش یابد باز هم پاداش خود را دریافت می‌کنند. بنابراین با توجه به طرح‌های پاداش فعلی، مدیران شرکت‌های ایرانی برخلاف شرکت‌های غربی، برای دستکاری سود انگیزه چندانی ندارند. بر مبنای ماده ۱۳۴ قانون تجارت مصوب ۱۳۴۷، در صورتی که در اساس‌نامه پیش‌بینی شده باشد، مجمع عمومی می‌تواند مطابق با ماده ۲۴۱ همین قانون، نسبت معینی از سود خالص سالانه شرکت را به‌عنوان پاداش به اعضای هیئت‌مدیره اختصاص دهد؛ با این شرط که میزان پاداش در نظر گرفته شده برای مدیران نباید در شرکت‌های سهامی عام از ۵ درصد سودی که در همان سال به صاحبان

سهام پرداخت می‌شود و در شرکت‌های سهامی خاص از ۱۰ درصد سودی که در همان سال به صاحبان سهام پرداخت می‌شود، تجاوز کند. همچنین، اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره حق ندارند به‌جز آنچه در این ماده پیش‌بینی شده است، در قبال سمت مدیریت خود به‌طور مستمر یا غیرمستمر بابت حقوق یا پاداش یا حق‌الزحمه وجهی از شرکت دریافت کنند؛ از این رو کاملاً واضح است که انگیزه‌هایی مانند توجه به نرخ رشد دارایی‌های نقدی، بازده دارایی‌ها و بازده سهام بسیار اندک شود.

مطالعات اندکی تا کنون به بررسی موضوع پژوهش حاضر پرداخته‌اند. به بیان دیگر، نمی‌توان به بررسی تطابق نتایج مطالعات پیشین با تک‌تک فرضیه‌های این پژوهش پرداخت، اما در مجموع نتایج این پژوهش را می‌توان منطبق بر یافته‌های پورحیدری و همتی (۱۳۸۳) و احمدپور و رسائیان (۱۳۹۱) و در تضاد با یافته‌های دورو، مانسی و ریب (۲۰۰۵) و ریچی و شوینبچر (۲۰۱۴) دانست.

References

- Ahmadpour, A. & Rasaiian, A. (2013). The impact of economic value added as firms performance measure on CFO compensation. *The Financial Accounting and Auditing Researches*, 4(16): 1-18. (in Persian)
- Bebchuk, L.A. & Grinstein, Y. (2005). The growth of executive pay. *Oxford Review of Economic. Policy* 21 (21): 283-303.
- Beshkooh, M. & Jahangiri, A. (2013). The Effect of Free Cash Flow Agency Problem on Value Relevance of Earnings and Book value. *The Iranian Accounting And Auditing Review*, 20 (1): 35-52. (in Persian)
- Bradshaw, M. & Richardson, S. A. (2006). The relation between corporate financing activities, analyst's forecasts and stock returns. *Journal of Accounting and Economics*, 42 (1): 53-85.
- Darabi, R. & Karimi, A. (2011). Influence of Fixed Asses Growth on Return Stocks. *The Financial Accounting and Auditing Research*, 2(8): 99-130. (in Persian)
- Duru, A., Mansi, S., Reeb, D., (2005). Earnings-based bonus plans and the agency costs of debt. *Journal of Accounting and Public Policy*, 24(3): 431-447.
- Gabaix, L. (2008). The Granular Origins of Aggregate Fluctuations. *MIT Working Paper*, 79(3): 733-772.
- Gerardi, K., Rosen, H.S. & Willen, P.S. (2010). The impact of deregulation and financial innovation on consumers: the case of the mortgage market. *Journal of Finance*. 65 (1): 333-360.

- Hajiha, Z., Chenari Bouket, H., (2013). The study of the effect of motivation on the senior managers of wealth creation for Shareholders. *Investment Knowledge*. 2 (1): 81-95. (in Persian)
- Hemati, H. (2007). Accounting of companies. *Terme publications*. 251-262. (in Persian).
- Katz, A. & Blatt, J. (2008). Funding through the use of trade receivable securitizations. In: *Fabozzi, Frank (Ed.). The Handbook of Finance*. John Wiley & Sons..
- Murphy, K.J. (1985). Corporate performance and managerial remuneration: an empirical analysis. *Journal of Accounting and Economic*. 7(1-3): 11-42.
- Namazi, M. & Siran, M. (2004). The empirical evaluation of important structures in determining contracts. Indices and parameters of reward of managing directors of companies in Iran. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 11(36): 65-94. (in Persian)
- Ofek, E. & Yermack, D. (2000). Taking stock: equity-based compensation and the evolution of managerial ownership. *Journal of Finance*, 55(3): 1367-1384.
- Ortiz-Molina, H. (2007). Executive compensation and capital structure: the effects of convertible debt and straight debt on CEO pay. *Journal of Accounting and Economic*. 43 (1): 69-93.
- Pourheydari, O. & Hemmati, D. (2004). The study of Bonus Plans; Debt covenants; political cost and Bonus Plans impact on Earnings management in Tehran Stock Exchange. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 1(36): 47-63. (in Persian)
- Richardson, S., Tuna, I. & Wu, M. (2006). Predicting earnings management: The case of earnings restatements. *Working paper*. University of Pennsylvania and Hong Kong University of Science and Technology.
- Riachi, I. & Schwiendbacher, A. (2014). Securitization of corporate assets and executive compensation. *Journal of Corporate Finance*. 21(27): 235-251.
- Sajadi, S. H., Zarezade, M. & Sadigh, M. (2011). The investigation between reward of managers and economic criteria of evaluation of performance in companies listed in TSE. *Journal of financial accounting research*. 3(10): 41-54. (in Persian)
- Salehnezhad, S.H., Ghayour, V., (2011). The impact of ROA and ROA and leverage on stock price in Tehran Stock Exchange. *Journal of Management*. 7, (18): 17-27. (in Persian)
- Shari, A. S., (2004). *The role of fundamental information of accounting in stock return forecast*. PhD thesis. Allame Tabatabayi University, (in Persian)
- Yahyazadehfar, M. & Khoramdin, J. (2008). The role of liquidity factors and illiquidity risk in explaining stock returns in Tehran Stock Exchange. *The Iranian Accounting and Auditing Review*, 15(53): 101-118. (in Persian)