



فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری  
سال هفتم / شماره بیست و پنجم / بهار ۱۳۹۷

## تأثیر هزینه نمایندگی بر پیش‌بینی سودآوری شرکت‌ها

محمدباقر محمدزاده مقدم

مریی حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب، تهران، ایران.  
Mb.mohammadzadeh@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۳/۱۳ تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۹/۲۹

### چکیده

مرور مقالات نشان میان‌دامنه، هزینه نمایندگی در شرکت‌ها یکی از مهم‌ترین زمینه‌های مطالعاتی در حسابداری بوده است. از این‌رو هدف اصلی این پژوهش نحوه ارزیابی تأثیر هزینه نمایندگی بر پیش‌بینی سودآوری در بورس اوراق بهادار تهران است. در این پژوهش معیار هزینه نمایندگی شامل مدیریت سود، ساختار سرمایه، سازوکار حاکمیت شرکتی و نسبت گردش دارایی است. جامعه آماری این پژوهش را شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران که از سال ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۵ فعال هستند، تشکیل می‌دهد. شرکت‌های نمونه شامل ۱۰۵ شرکت و در مجموع شامل ۷۳۵ سال-شرکت است. برای آزمون فرضیه‌ها از روش رگرسیون و روش حداقل مربعات استفاده شده است. این پژوهش، از لحاظ روش‌شناسی، از نوع شبه تجربی و پس‌رویدادی در حوزه پژوهش‌های اثباتی حسابداری است.

یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه‌های این پژوهش نشان می‌دهد که از بین معیارهای اندازه‌گیری هزینه نمایندگی رابطه بین مالکیت نهادی ناشی از حاکمیت شرکتی و نسبت گردش دارایی با پیش‌بینی سودآوری مستقیم و معنادار است. این یافته‌ها همچنین نشان داد رابطه معناداری بین ساختار سرمایه و پیش‌بینی سودآوری وجود ندارد. علاوه بر این، رابطه بین مدیریت سود و پیش‌بینی سودآوری معنادار ولی معکوس است که دلیل این رابطه معکوس را می‌توان خطر اخلاقی ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی مدیریت سود دانست.

**واژه‌های کلیدی:** هزینه نمایندگی، مدیریت سود، ساختار سرمایه، نسبت گردش دارایی، سازوکار حاکمیت شرکتی، پیش‌بینی سودآوری.

## ۱- مقدمه

امروزه یکی از راه‌های مشارکت برای رشد و توسعه اقتصادی، سرمایه‌گذاری در بورس می‌باشد. از این رو اما تمامی سرمایه‌گذاران درصدد آن هستند که مطلوبیت خود را حداکثر کنند و برای این کار، باید بتوانند تصمیم‌های معقولی را اتخاذ نمایند. برای مفید بودن اطلاعات حسابداری برای پیش‌بینی سودآوری شرکت، گزارشگری مالی ایجاب می‌کند که اطلاعات شرکت‌ها باید به صورت منصفانه‌ای و به‌دوراز عدم تقارن اطلاعاتی بین تهیه‌کنندگان اطلاعات و استفاده‌کنندگان تهیه و افشا شوند (سپاسی، کاظم پور، ۱۳۹۵). با افشای کافی و مناسب اطلاعات می‌توان یکی از پیامدهای ناشی از هزینه نمایندگی یعنی عدم تقارن اطلاعاتی را کاهش داد؛ اما مسئله مهم در بحث هزینه نمایندگی، تأثیر این هزینه‌ها بر پیش‌بینی سودآوری شرکت‌ها است؛ زیرا مدیران به‌عنوان نمایندگان سهامداران، احتمال دارد به‌گونه‌ای عمل کنند که الزاماً موجب حداکثر شدن ثروت سهامداران نگردد. به همین دلیل در این پژوهش به رابطه هزینه نمایندگی و پیش‌بینی سودآوری شرکت می‌پردازیم. یکی از عوامل مهم در بحث هزینه نمایندگی مدیریت سود است. به دلیل تضاد منافع بین مدیران و مالکان، مدیران می‌توانند از انگیزه‌های لازم برای مدیریت سود به‌منظور حداکثر کردن منافع خود برخوردار باشند. در همین راستا دو فرضیه را می‌توان مطرح کرد. یکی از فرضیه‌های مهم هزینه نمایندگی بیانگر این است که اگر مدیریت سود با اهداف فرصت‌طلبانه مدیران و وجود طرح‌های پاداش مبتنی بر عملکرد انجام شود، باعث می‌شود شرکت‌هایی که هزینه نمایندگی بیشتری دارند سودآوری کمتری داشته باشند. عامل دوم فرضیه علامت‌دهی می‌باشد و بدین معناست که اگر مدیریت سود برای افزایش منافع شخصی خودشان نباشد یا به عبارتی مدیریت سود از نوع کارا باشد، می‌توان انتظار داشت، شرکت‌هایی که مدیریت سود بیشتری دارند، از سودآوری بیشتری برخوردار باشند. عامل اثرگذار مهم دیگر بر هزینه نمایندگی، ساختار سرمایه است. همان‌طور که می‌دانیم استفاده بیشتر از بدهی‌ها برای تأمین مالی شرکت یکی از راه‌های کاهش هزینه نمایندگی است، زیرا استفاده بیشتر از بدهی‌ها در ساختار سرمایه شرکت، به دلیل کاهش نیاز به تأمین مالی توسط حقوق صاحبان سهام، باعث کاهش تضاد منافع بین مدیران و سهامداران می‌گردد. افزون بر این، به دلیل نظارت فعال اعتباردهندگان جهت اعطای تسهیلات مالی به شرکت‌ها، هزینه نمایندگی را محدودتر می‌کند. عامل تأثیرگذار مهم دیگر بر هزینه نمایندگی، نسبت گردش دارایی‌ها است که بیانگر راندمان شرکت در مصرف دارایی برای کسب درآمد است. در این پژوهش آخرین عامل تأثیرگذار بر هزینه نمایندگی، با توجه به مقوله‌ی جدایی مالکیت از مدیریت، بحث حاکمیت شرکتی است و مالکیت نهادی به‌نوعی نماینده‌ای برای سازوکار حاکمیت شرکتی در نظر گرفته شده است.

از این رو، در پژوهش حاضر سعی شده با آزمون شواهد تجربی به این سؤال پرداخته شود که هزینه نمایندگی چه تأثیری بر پیش‌بینی سودآوری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران دارد.

## ۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

### مدیریت سود

نقش اصلی گزارشگری مالی، انتقال اثربخش و به‌موقع اطلاعات به افراد برون‌سازمانی است و مدیران می‌توانند از آگاهی خود درباره فعالیت‌های تجاری شرکت برای بهبود اثربخشی صورت‌های مالی، به‌عنوان ابزاری برای انتقال اطلاعات به سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان بالقوه استفاده نمایند (نوروشو حسینی، ۱۳۸۸). همچنین حسابداران با استفاده از روش‌های حسابداری تعهدی در چارچوب استانداردهای حسابداری و نیز با استفاده از برآوردها و مفروضاتی که داده‌های نقدی را به داده‌های تعهدی تبدیل می‌کند، موجب افزایش ارزش اطلاعات می‌شوند. اگرچه انعطاف‌پذیری استانداردهای حسابداری به حسابداران اجازه می‌دهد تا در تهیه صورت‌های مالی و ارائه تصویری درست از وضعیت مالی، از قضاوت حرفه‌ای استفاده کنند؛ اما درعین‌حال این امکان را برای مدیران فراهم می‌کند تا ارقام موجود در صورت‌های مالی را به‌گونه‌ای مدیریت کنند (بدری و حقیقت، ۱۳۸۹). اختیار مدیران در دست‌کاری سود باعث باوجود آمدن دو نوع مدیریت سود شده است (اسکات، ۲۰۰۳):

۱- مدیریت سود مفید یا کار او

۲- مدیریت سود فرصت‌طلبانه

در صورتی که مدیریت سود بتواند موجب بهبود محتوای اطلاعاتی سود توسط انتقال اطلاعات محرمانه گردد، مدیریت سود از نوع اول و در صورتی که موجب گزارشگری فرصت‌طلبانه سود برای حداکثر نمودن منافع مدیریت گردد، مدیریت سود از نوع دوم رخ داده است. برای اندازه‌گیری مدیریت سود از الگوی تعدیل‌شده جونز، استفاده می‌کنیم. اقلام تعهدی به اقلام تعهدی اختیاری و غیر اختیاری تقسیم می‌شوند. اقلام تعهدی اختیاری توسط مدیریت تعیین می‌شوند و اقلام تعهدی غیر اختیاری توسط شرایط اقتصادی تعیین می‌شوند و در الگو تعدیل‌شده جونز ثابت هستند. اقلام تعهدی اختیاری شاخص مدیریت سود است که از تفاوت کل اقلام تعهدی و اقلام تعهدی غیراختیاری به دست می‌آید (جونز، ۱۹۹۱).

### ساختار سرمایه

در شرکت‌ها با افزایش مبلغ بدهی، برخی از شرکت‌ها درصد آن خواهند بود که با افشای بهتر و بیشتر اطلاعات خود، عدم تقارن اطلاعاتی اعتباردهندگان را کاهش دهند تا با این کار بتوانند هزینه‌های نمایندگی را کاهش دهند؛ اما هر چه قدر نسبت بدهی بالاتر رود، ظرفیت استقراضی شرکت کاهش و ریسک اعتباری افزایش خواهد یافت (جیونگ و ری‌ها، ۲۰۰۴). همچنین می‌توان بیان کرد که بالا بودن بدهی به دلیل تورم و مزیت مالیاتی تبعات مناسبی برای شرکت در بر خواهد داشت ولی به شرط معقول بودن آن و اینکه در پروژه سودآور و مناسبی سرمایه‌گذاری گردد؛ اما آنچه مسلم است، این است که ساختار سرمایه‌بر پیش‌بینی سودآوری شرکت‌ها تأثیر می‌گذارد.

### نسبت گردش دارایی

یکی از ابزارهای مهمی که برای تعیین وضعیت مالی شرکت‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد، تجزیه و تحلیل نسبت‌های مالی است. در واقع این نسبت‌ها، واقعیت‌های مهمی را در ارتباط با عملیات و وضعیت شرکت نشان می‌دهد. نسبت گردش دارایی، راندمان شرکت در استفاده از دارایی‌ها، برای فروش یا کسب درآمد را اندازه‌گیری می‌کند. در این مطالعه، مطابق پژوهش خواجهی و همکاران (۱۳۹۳) از نسبت گردش دارایی‌ها به‌عنوان معیاری برای سنجش هزینه نمایندگی استفاده شده است. نسبت گردش دارایی، بیانگر استفاده و بهره‌وری از دارایی‌های شرکت توسط مدیران، برای فروش بیشتر در قبال استفاده از منابع در اختیار مدیران را اندازه‌گیری می‌کند و به‌عنوان معیاری معکوس برای هزینه نمایندگی به کار می‌رود، به‌گونه‌ای که هرچه این نسبت بالاتر باشد، هزینه نمایندگی کمتر خواهد بود (آنگ و همکاران، ۲۰۰۰).

### حاکمیت شرکتی

هسته اصلی نظریه نمایندگی این است که مدیران به‌عنوان نمایندگان سهامداران، ممکن است به‌گونه‌ای عمل نمایند که موجب حداکثر سازی ثروت سهامداران نشود. بر اساس نظریه مذکور باید سازوکارهای کنترلی و نظارتی کافی برای کم‌رنگ تر شدن تضاد منافع بین مدیران و مالکان در شرکت ایجاد شود. یکی از این سازوکارها حاکمیت شرکتی است. اگر سازوکارهای حاکمیت شرکتی به‌خوبی عمل نمایند، منجر به کاهش رفتارهای فرصت طلبانه و سودجویانه مدیر خواهند شد و این امر می‌تواند سودآوری شرکت‌ها را افزایش دهد. در این پژوهش، مطابق پژوهش سپاسی و همکاران (۱۳۹۵)، از معیار مالکیت نهادی به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری حاکمیت شرکتی استفاده می‌شود؛ زیرا سرمایه‌گذاران نهادی، انگیزه بیشتری برای نظارت بر رویه شرکت‌ها دارند (روف، ۲۰۱۱). در نتیجه می‌توان رابطه مستقیم و معناداری را بین وجود مالکان نهادی و پیش‌بینی سودآوری شرکت انتظار داشت.

### ۲-۱- پیشینه پژوهش

در سال‌های اخیر پژوهش مشابهی که به بررسی رابطه بین هزینه نمایندگی و پیش‌بینی سودآوری شرکت‌ها پرداخته باشد، یافت نشد. در همین راستا، در این بخش از پژوهش، به بررسی و مرور سایر پژوهش‌های انجام‌شده مرتبط با هزینه نمایندگی می‌پردازیم.

با توجه به نتایج پژوهش انجام‌شده توسط کال ونکی و مارتیکاین (۲۰۰۳) که در ۳۷ شرکت پذیرفته شده در بورس فنلاند انجام دادند، آنها به این نتیجه رسیدند که مدیریت سود به‌صورت چشمگیری با سودآوری آتی مرتبط است.

جیونگ و ریهو (۲۰۰۴)، میک و همکاران (۱۹۹۵) در پژوهش‌های خود استدلال نمودند، بالا بودن ساختار سرمایه به معنای پایین بودن ظرفیت استقراضی شرکت و بالا بودن ریسک ورشکستگی است.

همچنین وانگ (۲۰۱۰) در پژوهشی به آزمون تجربی ارتباط بین جریان‌های نقدی و هزینه‌های نمایندگی پرداخت و سپس اثر این دو متغیر را بر عملکرد شرکت مورد ارزیابی قرارداد. برای این منظور اطلاعات ۵۰۵ شرکت از شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تایوان در دوره مالی ۲۰۰۲ الی ۲۰۰۷ با استفاده از روش رگرسیونی چند متغیره مورد مطالعه قرار گرفت. بخشی از نتایج این پژوهش حاکی از آن بود که هزینه‌های نمایندگی تأثیر منفی و معناداری بر عملکرد عملیاتی و بازده سهام شرکت‌های مورد بررسی داشته است.

از سوی دیگر شوبیتا (۲۰۱۰)، با توجه به پژوهشی که درباره محتوای اطلاعاتی مدیریت سود در ۴۴ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار اردن بین سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۷ انجام داد، به این نتیجه رسید که مدیران در شرکت‌های اردنی نمی‌توانند از طریق ابزار مدیریت سود، روند سودآوری شرکت در آینده را جهت رسیدن به مجموعه‌ای از اهداف شخصی دست‌کاری نمایند. همچنین، نتایج وی در بورس اوراق بهادار اردن نشان داد سودآوری گذشته در پیش‌بینی سودآوری موفق‌آمیزتر است.

نتایج پژوهش مک وی و همکاران (۲۰۱۲) که به بررسی توانایی مدیران در جهت کنترل مدیریت سود پرداختند بیانگر این بود که مدیریت سود با عملکرد آتی در ارتباط است و مدیران عملکرد آتی خوب را می‌خواهند.

در پژوهشی دیگر همچنین جباری و همکاران (۲۰۱۳) در پژوهشان تأثیر هزینه‌های نمایندگی بر عملکرد شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار دادند. در این پژوهش اطلاعات ۷۲ شرکت در بازه زمانی سال‌های ۲۰۰۶ الی ۲۰۱۰ با استفاده از روش رگرسیونی مورد مطالعه قرار گرفت و نتایج به‌دست‌آمده حاکی از آن بود که بین هزینه‌های نمایندگی و عملکرد شرکت، رابطه معناداری وجود دارد که این امر نظریه نمایندگی در بورس اوراق بهادار تهران را مورد تأیید قرار می‌داد.

در نهایت، در پژوهشی دیگر آناس علی (۲۰۱۷) با توجه به پژوهشی که انجام داد به این نتیجه رسید که رابطه بین ساختار سرمایه و عملکرد آتی شرکت‌ها رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

نصرالهی و عارف منش (۱۳۸۹) در پژوهش خود به این نتیجه رسیدند که اگر سرمایه‌گذار نهادی در شرکت وجود داشته باشد، ارائه اطلاعات صادقانه، بی‌طرفانه، به‌موقع و مربوط‌تر و هزینه نمایندگی کمتر می‌شود.

در پژوهشی وکیلی فرد و همکاران (۱۳۹۳) تأثیر معیارهای ارزیابی عملکرد بر ارزش شرکت و هزینه‌های نمایندگی را مورد مطالعه قرار دادند. در این پژوهش اطلاعات ۱۱۲ شرکت طی سال‌های ۱۳۸۷ الی ۱۳۹۱ جمع‌آوری و با استفاده از الگوی رگرسیونی چند متغیره مورد آزمون قرار گرفت. بخشی از نتایج پژوهش حاکی از آن بود که نرخ بازده دارایی‌ها اثر مثبت و معناداری بر هزینه‌های نمایندگی دارد.

در پژوهش دیگر جنگی و محمد پور (۱۳۹۴) با عنوان اثر ساختار مالکیت بر هزینه نمایندگی در چرخه عمر شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران به این نتیجه رسیدند بین مالکیت نهادی با هزینه نمایندگی رابطه منفی و معنادار وجود دارد.

در نهایت محمدزاده مقدم و همکاران (۱۳۹۵) در پژوهشی دیگر با عنوان بررسی رابطه بین کیفیت سود و پیش‌بینی سودآوری که با استفاده از معیار مدیریت سود به‌عنوان شاخصی برای اندازه‌گیری کیفیت سود انجام

شد به این نتیجه رسیدند، مدیریت سودی که از طریق اقلام تعهدی اختیاری توسط مدیریت تعیین می‌شوند با پیش‌بینی سودآوری رابطه معنی‌دار و معکوس دارد؛ یعنی مدیریت سود و دست‌کاری حساب‌ها در دوره جاری سبب کاهش پیش‌بینی سود و عملکرد آتی شرکت‌ها می‌گردد.

بدین ترتیب، مروری بر متون پژوهش‌های انجام شده در بازار سرمایه ایران نشان می‌دهد که تاکنون پژوهشی در خصوص مفهوم این مطالعه انجام نشده است؛ بنابراین ما در این پژوهش به بررسی تأثیر هزینه نمایندگی بر پیش‌بینی سودآوری در بورس تهران می‌پردازیم.

### ۳- فرضیه‌های پژوهش

طبق مبانی نظری و پیشینه پژوهش، هزینه نمایندگی می‌تواند سودآوری آتی شرکت‌ها را تحت تأثیر قرار دهد؛ بنابراین فرضیه‌های این پژوهش به شرح زیر طراحی شده است:

- فرضیه ۱: بین مدیریت سود با پیش‌بینی سودآوری رابطه معناداری وجود دارد.
- فرضیه ۲: بین ساختار سرمایه با پیش‌بینی سودآوری رابطه معناداری وجود دارد.
- فرضیه ۳: بین نسبت گردش دارایی با پیش‌بینی سودآوری رابطه معناداری وجود دارد.
- فرضیه ۴: بین مالکیت نهادی‌ها پیش‌بینی سودآوری رابطه معناداری وجود دارد.

### ۴- روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش، از لحاظ روش‌شناسی، از نوع شبه تجربی و پس‌رویدادی در حوزه پژوهش‌های اثباتی حسابداری است. داده‌های این پژوهش، داده‌های تاریخی است؛ بنابراین پژوهش از منظر هدف کاربردی است. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش نیز از روش رگرسیون و روش حداقل مربعات در سطح ۹۵ درصد اطمینان استفاده شده است. جامعه آماری این پژوهش را شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و دوره زمانی آنرا بازه سال ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۵ تشکیل می‌دهد. به منظور جمع‌آوری داده‌های موردنیاز، از لوح فشرده‌ای که توسط سازمان بورس اوراق بهادار تهران منتشر گردیده استفاده شده است. به علت گستردگی حجم و وجود ناهماهنگی‌ها بین اعضای جامعه، نمونه‌گیری به صورت حذفی انجام شده و نمونه منتخب باید شامل کلیه شرایط زیر باشند:

- (۱) به دلیل افزایش همگنی نمونه، شرکت‌های نمونه تا قبل از سال ۱۳۸۹ در بورس تهران پذیرفته شده باشند و سال مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفند ماه هر سال باشد،
- (۲) سهام شرکت‌ها در بورس قابل معامله باشد و شرکت‌های یکه حداقل شش ماه وقفه داشته‌اند، به دلیل تأثیر این وقفه بر متغیرهای حسابداری، از نمونه حذف شده‌اند،
- (۳) به دلیل قابلیت مقایسه، دوره مالی شرکت‌های نمونه بدون تغییر باشد و همچنین به دلیل یکنواختی بیشتر، شرکت‌های مورد بررسی زیان‌ده نباشند و
- (۴) به دلیل تفاوت عمده در اهداف و فعالیت شرکت‌ها بواسطه‌گری مالی و سرمایه‌گذاری با سایر صنایع، شرکت‌های نمونه از شرکت‌های مذکور نباشند.

در نهایت با اعمال معیارهای فوق، ۱۰۵ شرکت در بازه زمانی هفت‌ساله ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۵ جمعاً ۷۳۵ سال - شرکت به‌عنوان شرکت‌های نمونه از میان جامعه آماری نیز انتخاب شدند.

### ۵- الگوهای آزمون فرضیه

برای آزمون فرضیه‌های پژوهش طبق پژوهش شوبیتا (۲۰۱۰) از الگوهای رگرسیونی زیر استفاده شده است:  
برای آزمون فرضیه اول از الگوی زیر استفاده شده است:

$$PROF_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Manage_{i,t} + \alpha_2 ASEET_{i,t} + \alpha_3 DEBT_{i,t} + e_{i,t} \quad (1)$$

برای آزمون فرضیه دوم از الگوی شماره (۲) استفاده شده است:

$$PROF_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CS_{i,t} + \alpha_2 ASEET_{i,t} + \alpha_3 DEBT_{i,t} + e_{i,t} \quad (2)$$

همچنین برای آزمون فرضیه سوم این پژوهش از الگوی زیر استفاده شده است:

$$PROF_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 AT_{i,t} + \alpha_2 ASEET_{i,t} + \alpha_3 DEBT_{i,t} + e_{i,t} \quad (3)$$

و در نهایت برای آزمون فرضیه چهارم از الگوی زیر استفاده شده است:

$$PROF_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 INST_{i,t} + \alpha_2 ASEET_{i,t-1} + \alpha_3 DEBT_{i,t-1} + e_{i,t} \quad (4)$$

در الگوهای فوق متغیر وابسته ( $PROF_{i,t}$ ) سودآوری آینده شرکت  $i$  در سال  $t$  می‌باشد. متغیر مستقل این پژوهش هزینه نمایندگی می‌باشد که برای سنجش آن از معیارهای مدیریت سود ( $Manage_{i,t}$ )، ساختار سرمایه ( $CS_{i,t}$ )، نسبت گردش دارایی‌ها ( $AT_{i,t}$ ) و مالکیت نهادی ( $INST_{i,t}$ ) استفاده می‌شود. همچنین متغیرهای کنترلی این پژوهش نیز نسبت بدهی ( $DEBT_{i,t}$ ) و اندازه دارایی‌ها ( $ASEET_{i,t}$ ) می‌باشند.

### ۶- متغیرهای پژوهش

#### ۶-۱- متغیر وابسته

متغیر وابسته این پژوهش، پیش‌بینی سودآوری شرکت ( $PROF_{i,t}$ ) می‌باشد. در این پژوهش، سودآوری آتی با وجه نقد عملیاتی سال آتی اندازه‌گیری می‌شود؛ زیرا وجه نقد عملیاتی سال آتی به دلیل دارا نبودن ارقام تعهدی اختیاری تصویر مطلوبی از سودآوری آتی نشان می‌دهد (احمدپور و شهسواری، ۱۳۹۳).

#### ۶-۲- متغیر مستقل

در این پژوهش، هزینه نمایندگی به‌عنوان متغیرهای مستقل در نظر گرفته شده است؛ که برای سنجش آن از معیارهای مدیریت سود، ساختار سرمایه، نسبت گردش دارایی و مالکیت نهادی استفاده می‌شود. اولین معیار

اندازه‌گیری هزینه نمایندگی، مدیریت سود می‌باشد که از الگوی تعدیل‌شده جونز که نخستین بار توسط دی‌چاو و همکاران (۱۹۹۵) استفاده شد، به‌عنوان شاخصی برای اندازه‌گیری مدیریت سود بکار رفته است.

رابطه ۵

$$NDA_{i,t} = \alpha_1 (1 / A_{i,t-1}) + \alpha_2 (\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t} / A_{i,t-1}) / + \alpha_3 (PPE_{i,t} / A_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t}$$

رابطه ۶

$$TA_{i,t} = NI_{i,t} - CFO_{i,t}$$

در الگوی فوق؛  $NDA_{i,t}$  جمع اقلام تعهدی غیر اختیاری شرکت  $i$  در سال  $t$ ،  $A_{i,t-1}$  جمع ارزش دفتری دارایی‌ها در پایان سال  $t-1$  شرکت،  $\Delta REV_{i,t}$  درآمد در سال  $t$  منهای درآمد در سال  $t-1$  شرکت،  $\Delta REC_{i,t}$  حساب دریافتنی سال  $t$  منهای سال  $t-1$  شرکت،  $PPE_{i,t}$  مبلغ ناخالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات شرکت در سال  $t$ ،  $TA_{i,t}$  جمع اقلام تعهدی شرکت در سال  $t$ ،  $NI_{i,t}$  سود خالص شرکت در سال  $t$ ،  $CFO_{i,t}$  جریان نقد  $i$  در سال  $t$  و  $\varepsilon_{i,t}$  خطای باقیمانده الگو می‌باشد که اقلام تعهدی اختیاری از تفاوت کل اقلام تعهدی و اقلام تعهدی غیراختیاری به دست می‌آید.

ساختار سرمایه (CS): در این پژوهش برای اندازه‌گیری ساختار سرمایه از نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام استفاده می‌شود.

نسبت گردش دارایی‌ها (AT): در این پژوهش برای اندازه‌گیری نسبت گردش دارایی‌ها از نسبت فروش به میانگین دارایی‌ها استفاده می‌شود.

مالکیت نهادی (INST): در این پژوهش برای اندازه‌گیری مالکیت نهادی طبق بند ۲۷ ماده یک قانون بازار اوراق بهادار شامل بانک‌ها، هلدینگ‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، شرکت تأمین سرمایه، صندوق بازنشستگی و بیمه ثبت‌شده نزد سازمان بورس اوراق بهادار، هر شخص حقیقی یا حقوقی است که بیشتر از پنج درصد یا بیش از پنج میلیارد ریال از ارزش اسمی اوراق بهادار در دست ناشر را خریداری کند، تعریف می‌شود.

### ۳-۶- متغیر کنترلی

دلیل استفاده از متغیر کنترلی در این الگوها، کنترل تأثیر عوامل شناخته‌شده و ناشناخته در رابطه بین متغیرهای وابسته و مستقل است. متغیرهای کنترلی این پژوهش شامل  $ASSET_{i,t}$  که برابر با لگاریتم جمع کل دارایی‌های شرکت‌ها تعریف می‌شود و متغیر کنترلی دیگر این پژوهش نسبت بدهی  $(DEBT_{i,t})$  برابر با نسبت بدهی‌ها به جمع دارایی‌های شرکت می‌باشد.

### ۷- نتایج پژوهش

جهت تجزیه و تحلیل مقدماتی آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش، توصیف آماری داده‌های پژوهش (میانگین، میانه، انحراف معیار، کمترین و بیشترین) محاسبه و در جدول (۱) آمده است. آماره میانگین مربوط به



ساختار سرمایه بیانگر آن است که به‌طور میانگین حدود ۳۷ درصد دارایی‌های شرکت‌ها بورس تهران از محل بدهی‌ها تأمین مالی شده است. میانگین ۷۱ درصدی مالکیت نهادی بیانگر این است که به‌طور متوسط ۷۱ درصد ترکیب شرکت‌های نمونه در بورس ایران را سرمایه‌گذاران نهادی تشکیل داده‌اند. همچنین میانگین اندازه شرکت که از راه لگاریتم دارایی به دست آمده برابر ۱۲/۴۴ می‌باشد. همان‌طور که از آمار توصیفی مشخص است، میانه و میانگین نزدیک به هم بوده و می‌توان گفت توزیع تقریباً نرمال است.

جدول (۱): آماره‌های توصیفی

متغیر	میانگین	میانه	انحراف معیار	کوچکترین مقدار	بیشترین مقدار
مدیریت سود	۰/۸۹	۰/۷۲	۱/۲۳	-۶/۷۶	۵/۳۳
ساختار سرمایه	۰/۵۹	۰/۴۳	۰/۳۷	۰/۸۸	۱/۰۶
نسبت گردش دارایی	۱/۶۲	۰/۹۷	۱/۳۳	۰/۰۶	۳/۹۹
مالکیت نهادی	۰/۷۱	۰/۶۵	۰/۱۹	۰/۰۸	۰/۹۱
اندازه شرکت	۱۲/۴۴	۱۲/۶۷	۲/۵۱	۹/۶۷	۱۹/۳۱
نسبت بدهی	۰/۳۹	۰/۳۷	۱/۳۹	۰/۱۱	۲/۳۱

#### ۷-۱- نتایج آزمون فرضیه‌ها

##### • آزمون فرضیه اول

طبق نتایج فرضیه اول چون سطح معنی‌داری  $F$  کمتر از ۵ درصد است، رابطه بین متغیرها معنی‌دار است. در این فرضیه ضریب تعیین تعدیل شده برابر ۸۲ درصد است، یعنی در مجموع متغیرهای مستقل و کنترل پژوهش بیش از ۸۲ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. یافته‌ها نشان می‌دهد سطح معنی‌داری برای مدیریت سود کمتر از ۵ درصد شده است و در نتیجه فرض صفر بودن این ضریب رد می‌شود؛ بنابراین مدیریت سود بر سودآوری آتی اثری معکوس و معنادار دارد؛ یعنی وقتی مدیریت سود در شرکت‌ها افزایش پیدا می‌کند، قابلیت پیش‌بینی سودآوری به دلیل عدم تقارن اطلاعاتی ناشی از مدیریت سود کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر، می‌توان گفت، مدیریت سود و دست‌کاری حساب‌ها باعث کاهش پیش‌بینی سودآوری می‌گردد. همچنین از بین متغیرهای کنترلی، نسبت بدهی و اندازه شرکت، فقط اندازه شرکت رابطه مثبت و معنی‌داری با پیش‌بینی سودآوری دارد. علاوه بر این می‌توان ادعا کرد با توجه به اینکه مقدار آماره دوربین-واتسون ۱/۸۳۲ شده، مشکل خودهمبستگی بین باقی‌مانده‌های الگو وجود ندارد.

جدول ۲- نتایج آزمون فرضیه ۱

$$PROF_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Manage_{i,t} + \alpha_2 ASEET_{i,t} + \alpha_3 DEBT_{i,t} + e_{i,t}$$

متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
مقدار ثابت	-۱۵۹/۱۸۰	-۵/۱۵۹	۰/۰۰۰
مدیریت سود	-۳۰/۳۳۱	-۲/۵۷۷	۰/۰۱۰
نسبت بدهی	۱/۴۰۱	۰/۱۴۳	۰/۸۸۶
اندازه	۱۵/۹۸۳	۶/۲۵۳	۰/۰۰۰
ضریب تعیین	۰/۸۷	آماره F	۱۶/۶۱۰
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۸۲	سطح معناداری آماره F	۰/۰۰۰
آماره دوربین - واتسون	۱/۸۳۲		

## • آزمون فرضیه دوم

در الگوی (۲) رابطه آزمون معنادار است و فرض صفر بودن همه ضرایب رد می‌شود. چون ضریب تعیین تعدیل‌شده برابر ۷۹ درصد است، می‌توان بیان کرد که در مجموع متغیرهای مستقل و کنترلی بیش از ۷۹ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهد. در این فرضیه، همان‌گونه که انتظار می‌رفت، ساختار سرمایه با پیش‌بینی سودآوری رابطه معناداری ندارد. به خاطر اینکه نمی‌توان گفت هرچه بدهی شرکتی بیشتری باشد سودآوری شرکت بیشتر است؛ زیرا همان‌طور که می‌دانیم از طرفی اخذ بدهی مزیت مالیاتی دارد، اما از طرف دیگر ریسک ورشکستگی را افزایش و ظرفیت استقراضی شرکت را برای طرح‌های سودآور بعدی محدود می‌کند. افزون بر این، از بین متغیرهای کنترلی، فقط اندازه شرکت رابطه معنی‌داری با پیش‌بینی سودآوری دارد. در نهایت می‌توان گفت، با توجه به اینکه آماره دوربین-واتسون برابر ۱/۹۷۷ است، مشکل خودهمبستگی وجود ندارد.

جدول ۳- نتایج آزمون فرضیه ۲

$$PROF_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CS_{i,t} + \alpha_2 ASEET_{i,t} + \alpha_3 DEBT_{i,t} + e_{i,t}$$

متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
مقدار ثابت	-۱۶۵/۱۶۹	-۵/۸۳۹	۰/۰۰۰
ساختار سرمایه	۰/۴۰۳	۰/۴۹۳	۰/۶۲۲
نسبت بدهی	۵/۷۹۳	۰/۶۴۳	۰/۵۲۰
اندازه	۱۶/۱۰۲	۶/۸۷۴	۰/۰۰۰
ضریب تعیین	۰/۴۳	آماره F	۱۶/۰۶۵
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۴۲	سطح معناداری آماره F	۰/۰۰۰
آماره دوربین - واتسون	۱/۹۷۷		

### • آزمون فرضیه سوم

با توجه به نتایج آزمون فرضیه سوم در جدول زیرالگوی پژوهش معنادار است. در نتیجه فرض صفر بودن هم‌زمان همه ضرایب در سطح ۵ درصد رد می‌شود. طبق نتایج این فرضیه، ضریب تعیین تعدیل‌شده برابر ۸۶ درصد شده است، یعنی در مجموع متغیرهای مستقل و کنترل پژوهش بیش از ۸۶ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهد. سطح معناداری متغیر مستقل پژوهش، یعنی نسبت گردش دارایی که کمتر از پنج درصد شده است، بیانگر وجود رابطه مستقیم و معنادار با پیش‌بینی سودآوری است. به عبارت دیگر، با افزایش سهم فروش طبیعی است که آینده شرکت روشن و سودآور باشد. همچنین از بین متغیرهای کنترلی، نسبت بدهی و اندازه شرکت، فقط اندازه شرکت رابطه مثبت و معنی‌داری با پیش‌بینی سودآوری دارد. علاوه بر این چون در این فرضیه مقدار آماره‌دوربین-واتسون برابر ۱/۹۵۶ شده است، بنابراین بین باقی‌مانده‌های الگو موردبررسی خودهمبستگی نداریم و فرض استقلال خطاها پذیرفته می‌شود.

جدول ۴- نتایج آزمون فرضیه ۳

$PROF_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 AT_{i,t} + \alpha_2 ASEET_{i,t} + \alpha_3 DEBT_{i,t} + e_{i,t}$			
متغیر	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
مقدار ثابت	-۱۶۱/۵۰۵	-۵/۷۶۰	۰/۰۰۰
نسبت گردش دارایی	۴/۶۰۱	۲/۰۴۵	۰/۰۴۱
نسبت بدهی	۵/۸۱۲	۰/۶۴۸	۰/۵۱۷
اندازه	۱۵/۵۳۶	۶/۶۲۳	۰/۰۰۰
ضریب تعیین	۰/۹۲	آماره F	۱۷/۵۰۰
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۸۶	سطح معناداری آماره F	۰/۰۰۰
	۱/۹۵۶		

### • آزمون فرضیه چهارم

با توجه به نتایج فرضیه آخر، چون سطح معنی‌داری F کمتر از ۵ درصد است، رابطه بین متغیرها معنی‌دار است. همچنین با توجه به اینکه ضریب تعیین تعدیل‌شده به دست آمده برابر ۱۱ درصد است، می‌توان بیان کرد که در مجموع متغیرهای مستقل و کنترل پژوهش بیش از ۱۱ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهد. ضریب مالکیت نهادی بیانگر رابطه مستقیم و معنادار با پیش‌بینی سودآوری است. علت این رابطه مستقیم را می‌توان در ادبیات پژوهش یافت. به بیان دیگر وجود مالکان نهادی باعث می‌شود انگیزه بیشتری برای نظارت بر شرکت وجود داشته باشد. این نظارت باعث می‌شود تصمیم‌گیری مدیران در چارچوبی متناسب با استراتژی شرکت که معمولاً سودآوری و کسب موفقیت در رقابت است، اتخاذ نمایند. همچنین در خصوص متغیرهای کنترلی، نسبت بدهی و

اندازه شرکت، فقط اندازه شرکت رابطه مثبت و معناداری با پیش‌بینی سودآوری دارد. علاوه بر این، طبق یافته‌های جدول زیر چون مقدار آماره‌دوربین-واتسون برابر ۱/۹۷۵ شده است؛ بنابراین در الگو خودهمبستگی نداریم.

جدول ۵- نتایج آزمون فرضیه ۴

$PROF_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 INST_{i,t} + \alpha_2 ASEET_{i,t-1} + \alpha_3 DEBT_{i,t-1} + e_{i,t}$			
متغیر	ضریب	آماره	سطح معنی‌داری
مقدار ثابت	-۱۷۴/۲۸۵	-۶/۳۹۴	۰/۰۰۰
مالکیت نهادی	۰/۴۶۵	۳/۶۳۹	۰/۰۰۰
نسبت بدهی	۳/۲۷۵	۰/۳۷	۰/۷۱۱
اندازه	۱۵/۵۱۴	۶/۷۴۷	۰/۰۰۰
ضریب تعیین	۰/۱۱۹	آماره F	۲۳/۴۷۲
ضریب تعیین تعدیل‌شده آماره دوربین - واتسون	۰/۱۱۴	سطح معناداری آماره F	۰/۰۰۰
	۱/۹۲۳		

#### ۸- نتیجه‌گیری و بحث

به دلیل اینکه یکی از عوامل مهم رشد و توسعه اقتصادی، سرمایه‌گذاری است، بنابراین یکی از ویژگی‌های مستقیم برای هر طرح سرمایه‌گذاری، سودهی بالا و باکیفیت است. در همین راستا هدف انجام این پژوهش، بررسی تأثیر هزینه نمایندگی بر پیش‌بینی سودآوری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۵ می‌باشد که در همین راستا، چهار فرضیه آزمون شده است.

براساس یافته‌ها، بین مدیریت سود ناشی از هزینه نمایندگی و پیش‌بینی سودآوری رابطه معکوس و معناداری وجود دارد که از این رابطه منفی می‌توان استنباط کرد که دست‌کاری حساب‌ها باعث کاهش پیش‌بینی سودآوری شرکت‌ها می‌گردد. این بدین معناست که مدیران نمی‌توانند با علامت‌دهی به بازار باعث بهبود وضعیت شرکت شوند؛ زیرا بر اساس فرضیه بی‌اثر، استفاده‌کنندگان اطلاعات حسابداری، از طریق سایر منابع اطلاعاتی، به پیگیری وضع موجود در شرکت‌ها می‌پردازند و بر اساس عقلانیت کامل عمل می‌کنند. دلیل رابطه غیر معنادار بین ساختار سرمایه و پیش‌بینی سودآوری را می‌توان این موضوع عنوان کرد که نمی‌توان به‌صورت واضحی رابطه افزایش بدهی با پیش‌بینی سودآوری را بیان کرد، زیرا اخذ بدهی در شرکت‌ها و استفاده از بدهی به عوامل بسیار زیادی از جمله نرخ تورم، ظرفیت استقراضی شرکت و هدف شرکت جهت استفاده از بدهی برای طرح‌های سرمایه‌گذاری بستگی دارد.

در مورد نسبت گردش دارایی و پیش‌بینی سودآوری یافته‌ها بیانگر وجود رابطه مستقیم معنادار بود؛ زیرا گردش دارایی‌ها، کارایی‌شکندر استفاده از دارایی‌ها، در جهت فروش یا کسب درآمدرا اندازه‌گیری می‌کند و

همان‌طور که انتظار می‌رفت، هرچه این نسبت بیشتر باشد، سودآوری شرکت بیشتر خواهد بود و نشانگر قابلیت تحقق بالقوه جریان‌های نقدی آتی است.

بالاخره در مورد آزمون آخرین فرضیه به این نتیجه رسیدیم که مالکیت نهادی که به‌عنوان معیاری برای سنجش سازوکار حاکمیت شرکتی در جهت اندازه‌گیری هزینه نمایندگی معرفی گردید، رابطه‌ای مستقیم و معنادار با پیش‌بینی سودآوری دارد؛ زیرا می‌توان گفت در شرکت‌های ایرانی در صورتی که سرمایه‌گذاران نهادی بیشتری وجود داشته باشند به دلیل نظارت فعال، کیفیت اطلاعات حسابداری تهیه‌شده بیشتر است و این اطلاعات در چارچوب استانداردهای مصوب حسابداری خواهد بود و منجر به علامت‌دهی مثبت به ذینفعان، افزایش ارزش شرکت و درنهایت حرکت شرکت در مسیر اهداف تعیین‌شده می‌گردد.

انجام این پژوهش کمکی به سهامداران و تحلیل‌گران مالی بوده تا از آثار هزینه نمایندگی در شرکت‌های پذیرفته‌شده بورس اوراق بهادار تهران آگاهی یافته و در سرمایه‌گذاری و تجزیه و تحلیل‌های خود به‌منظور کاهش اشتباه در تصمیم‌گیری و جلوگیری از اتکای بیش‌ازحد بر پیش‌بینی‌های سود شرکت‌ها به هزینه نمایندگی و تأثیری که به ارزش شرکت‌ها می‌گذارد، توجه بیشتری داشته باشند. همچنین به استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی و همچنین سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌گردد قبل از اقدام به هرگونه تصمیمی از جمله سرمایه‌گذاری، نوسانات شدید سال‌های اخیر بازار سرمایه و تورم فزاینده کشور را که تأثیر زیادی بر سود شرکت‌ها گذاشته است را مدنظر قرار دهند. درنهایت در این پژوهش به این نتیجه رسیدیم که هرچه نظارت بر شرکت‌ها بیشتر باشد، عدم تقارن اطلاعاتی ناشی از هزینه نمایندگی کمتر است؛ بنابراین به نهادهای قانون‌گذار و نظارتی پیشنهاد می‌شود که با اتخاذ تدابیری از طریق به‌کارگیری راهبردهایی برای افزایش نظارت در سطح داخلی و بین‌المللی، به کاهش هزینه نمایندگی جهت شفافیت و پاسخگویی بیشتر کمک کنند.

#### فهرست منابع

- \* احمد پور، احمد و شهسواری، معصومه. (۱۳۹۳). مدیریت سود و تأثیر کیفیت سود بر سودآوری آتی شرکت‌های ورشکسته، فصل‌نامه مطالعات حسابداری مالی، سال یازدهم، شماره ۴۱، صص ۵۸-۳۷.
- \* بدری، احمد و حقیقت، حمید. (۱۳۸۹). مبانی حسابداری مالی، چاپ اول، پاییز سال ۱۳۸۹.
- \* جنگی، هوشنگ و محمد پور، مسعود (۱۳۹۴). تأثیر ساختار مالکیت بر هزینه نمایندگی در چرخه عمر شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، همایش بین‌المللی حسابداری، اقتصاد و بانکداری.
- \* خواجه‌جوی، شکرالله، فتحه، محمدحسین، نجفی، زهرا (۱۳۹۳). بررسی رابطه بین کیفیت افشای اطلاعات و هزینه نمایندگی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، مجله دانش حسابداری، شماره ۱۸، صص ۶۷ تا ۸۹.
- \* سپاسی، سحر، کاظم پور، مرتضی (۱۳۹۵). عوامل اثرگذار بر هزینه نمایندگی و کیفیت افشای اطلاعات، پژوهش‌های کاربردی در گزارشگری مالی، شماره ۸، ۷-۲۴.

\* نصرالهی زهرا، عارف منش زهره (۱۳۸۹). بررسی رابطه مالکیت و کیفیت سود در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، دانش حسابداری، شماره ۳، دوره ۱، صص ۱۱۷-۱۳۸.

\* محمدزاده مقدم، محمدباقر، باغومیان، رافیک و اسماعیلی، جواد (۱۳۹۵). بررسی رابطه بین کیفیت سود و پیش‌بینی سودآوری، پژوهش‌های کاربردی در گزارشگری مالی، شماره ۹، زمستان ۱۳۹۵، ۱۱۹-۱۴۲.

\* وکیلی فرد، حمیدرضا، جمشیدی نوید، بابک و جمشیدینوید، میثم (۱۳۹۳). مطالعه اثر معیارهای ارزیابی عملکرد بر ارزش رکت و هزینه‌های نمایندگی، اولین کنفرانس بین‌المللی حسابداری، اقتصاد و مدیریت مالی.

- \* Anas.A. (2017). The Relationship between Capital Structure and Financial Performance in the Companies. Review of European Studies; Vol. 9, No. 2.
- \* Ang, J., Cole, R., and Lin, J. (2000). Agency Costs and Ownership Structure. Journal of Finance, 55: 81-106.
- \* Jabbari, H., Hajiha, Z., and HassanpourLabeshka, R. (2013). Investigation of the Effect of Agency Costs on Firm Performance of Listed Firms in Tehran Stock Exchange, European Online Journal of Natural and Social Sciences, Vol. 2, No. 3, pp. 771-776.
- \* Jeong, S. W. Rho, J. (2004). Big Six Auditors and Audit Quality: The Korean Evidence. International Journal of Accounting, 39; Pp. 175-196.
- \* Jones, Jennifer. (1991). Earning management during Import relief investigation. Journal of Accounting research, No. 2; Pp. 193-228.
- \* Dechow, P., Sloan, R., Sweeney, A. (1995). Detecting of earnings management, Journal of Accounting Review, Vol. 70, no. 2, PP: 193-225.
- \* Kallunki, J., Martikainen, M. (2003). Earning management as a predictor of future profitability of Finnish firms. European Accounting Review, Vol. 12, No. 2; Pp. 311-325.
- \* Mcvay, S., Peter, D., Lewis, M. (2012). Managerial Ability and earnings management. University of Washington Pp. 44-88.
- \* Meek, G. K. Roberts, C. B. Gray, S. J. (1995). Factors Influencing Voluntary Annual Report Disclosures by U.S., U.K. and Continental European Multinational Corporations. Journal of International Business Studies, 3; Pp. 555-572.
- \* Rouf, A. (2011). "Corporate Characteristics, Governance Attributes and the Extent of Voluntary Disclosure in Bangladesh. African Journal of Business Management, 5(19); Pp. 7836-7845.
- \* Scott, R., William, R. (2003). Financial Accounting Theory Scott.
- \* Shubita, M., Moade., F. (2010). The Incremental Information Content of Earnings Management. International Research Journal of Finance and Economics, No(48); Pp. 73-116.
- \* Wang, G. Y. (2010); "The Impacts of Free Cash Flows and Agency Costs on Firm Performance", Journal of Service Science and Management, No. 3, pp. 408-418

## یادداشت‌ها

1. Enron
2. Worldcom
3. Jones
4. Modified Jones Model