

تأثیر شاخصه های راهبری شرکتی و ساختار مالکیت بر هزینه های نمایندگی

دکتر فرزین رضایی

استادیار حسابداری و عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد قزوین

محبوبه مهدوی دوست

کارشناس ارشد مدیریت بازرگانی گرایش مالی دانشگاه آزاد اسلامی واحد قزوین

چکیده

این مقاله تأثیر متغیرهای مالکیت و راهبری را روی هزینه های نمایندگی بررسی میکند. در این مطالعه، تعداد ۷۴ شرکت در دوره زمانی ۸۷-۱۳۸۳ از میان ۱۶ گروه صنعت مختلف به عنوان نمونه آماری انتخاب گردیدند که مجموعاً تعداد ۳۵۶ سال-شرکت را ایجاد میکردند. در این مطالعه، تصدی همزمان دو پست مدیریت عامل و عضویت هیئت مدیره، مدت تصدی هیئت مدیره، درصد اعضای غیر موظف هیئت مدیره و مالکان نهادی را به عنوان فرضیه های تحقیق مورد بررسی قرار دادیم.

برای آزمون فرضیات پژوهش از رگرسیون چند متغیره و توبیت، با استفاده از داده های ترکیبی در دوره زمانی ۵ساله بهره گرفته شد. به منظور تعیین تأثیر هزینه نمایندگی دو راه را انتخاب کردیم: اولاً نسبت فروش به دارایی که از رگرسیون چند متغیره استفاده و به دلیل استفاده از داده های تلفیقی، برای رفع ناهمسانی واریانس از روش حداقل مربعات تعمیم یافته تلفیقی با وزن دهی به مقاطع استفاده شد. دوماً Q -توبین در جریانهای نقد آزاد، که در آن Q توبین شرکتها که بصورت مجازی اعداد صفر و یک را قبول خواهند نمود، از رگرسیون توبیت با بهره گیری از روش تخمین حداکثر راستنمایی اقدام شد.

یافته های تحقیق حاکی از وجود رابطه مثبت و معناداری بین متغیر های نسبت اعضای غیر موظف هیئت مدیره و مدت تصدی هیئت مدیره، و رابطه منفی و معنادار بین متغیر مالکان نهادی و هزینه نمایندگی است؛ ولی بین تصدی همزمان دو پست مدیریت عامل و عضویت هیئت مدیره رابطه معناداری یافت نشد.

کلمات کلیدی: هزینه نمایندگی، ساختار مالکیتی، راهبری شرکتی، مالکان نهادی

۱. مقدمه

هزینه های نمایندگی^۱ از ناهمسویی منافع مالکان و مدیران شرکتها و در نتیجه تفکیک مالکیت و کنترل ایجاد می شوند. مدل نمایندگی یکسری مکانسیم های راهبری را شناسایی میکند که منافع نمایندگان و مالکان را همسو کرده و هزینه های نمایندگی را کاهش میدهد [۸].

تعارضات نمایندگی بین مدیران و سهامداران احتمالاً از طریق فعالیت های نظارتی سهامداران نهادی کاهش پیدا میکند. سهام داران نهادی ممکن است نظارت های بیهوده ای شوند با این حال، آنها زمان کوتاه و یا منابع کم در اختصاص به نظارت فعال دارند [۶]. فرضیه ی «نظارت فعال» استدلال میکند که سرمایه گذاران نهادی برای نظارت بر عملکرد شرکت انگیزه دارند، چرا که آنها نسبت به سهامداران کوچکتر از بهره های بیشتری برخوردار خواهند شد و همچنین به علت قدرت رای دهی بیشترشان امکان ترویج اقدامات اصلاحی را در صورت نیاز، دارند [۵]. انتظار می رود تا سرمایه گذاران نهادی ارزش دارایی های در اختیارشان را حفظ کنند، از جمله نظارت بر عملکرد شرکت هایی که در

¹ Agency Costs

آن‌ها سرمایه‌گذاری میکنند. عقیده مخالف توسط فرضیه ی «نظارت غیر فعال»^۱ نشان داده شده است که بیان میکند سرمایه‌گذاران نهادی انگیزه‌های محدودی برای نظارت فعالانه مدیریت کنونی دارند. رابطه قوی و مثبتی بین ارزش شرکت و کسری از سهام نگه داشته شده توسط سرمایه‌گذاران نهادی وجود دارد [۴].

در تحقیقاتی که توسط فاما و جنسن (۱۹۸۳)^۲ انجام شد این دو دریافتند که افزایش نسبت اعضای غیر موظف هیئت مدیره باعث افزایش اثر بخشی تفکیک وظایف تصمیم‌گیری و کنترل می‌شود. اعضای غیر موظف هیئت مدیره، تصمیمات مدیران را نظارت کرده و باعث کاهش هزینه‌های نمایندگی میشوند. به این شکل بر اساس انواع مختلف مدیرانی که در هیأت مدیره وجود دارند خروجی بهینه‌ای خواهند داشت [۸]. مدیران موظف به دلیل اطلاعات خاصی که از شرکت دارند به نفع شرکت هستند [۹]. همچنین مطالعات بیشماری این نگرش را پشتیبانی می‌کنند که مدیران غیر موظف تاثیر مثبت دارند و دریافتند که هیأت مدیره‌هایی که تعداد بیشتری از مدیران غیر موظف دارند تمایل بیشتری در جهت فعالیت برای حداکثر کردن منافع سهامداران نشان می‌دهند [۸].

همچنین مطالعات نظری هیچ اجماعی ایجاد نکرده‌اند مبنی بر اینکه شرکت‌هایی با عناوین دوگانه نسبت به عناوین غیر دوگانه عملکرد خوبی دارند. جنسن (۱۹۹۳)^۳ نشان داد دوگانگی CEO ممکن است مانع صلاحیت هیات مدیره در نظارت بر عملکرد مدیریت شده و در نتیجه افزایش هزینه نمایندگی گردد، در نتیجه تفکیک عناوین عملکرد شرکت

¹ Passive monitoring

² Fama, E. F., M. C. Jensen (1983) "Separation of ownership and control", Journal of Law and Economics, 2: 327-349

³ Jensen, M. C. (1993). "The modern industrial revolution, exit, and the failure of internal control systems". Journal of Finance, 43(3), 831-880.

را بهبود نخواهد بخشید. در مقابل استوبرل (۱۹۸۵)^۱ استدلال میکند که دوگانگی CEO باعث رهبری درست در تدوین استراتژی و پیاده سازی شده و بنابراین منجر به عملکرد بهتر شرکت خواهد شد [۸].

رویه های کارآمد راهبری شرکتی برای عملکرد صحیح بازار سرمایه و کل اقتصاد کشور حیاتی و لازمه جلب و حفظ اعتماد عمومی است. نظام راهبری شرکتی ضعیف ممکن است موجب سلب اعتماد بازار گردد که به نوبه خود می تواند منجر به خروج منابع یا بحران نقدینگی و سقوط قیمت ها در بورس شود. در حقیقت شرکت علاوه بر مسئولیت در مقابل سهامداران در قبال سایر سرمایه گذاران و اعضای خود نیز مسئولیت دارد [۱].

۲. پیشینه تحقیق:

هنری^۲ (۲۰۱۰) ، در مطالعه ای بر روی متغیرهای وابسته هزینه های نمایندگی، ساختار مالکیت و قبول راهبری شرکتی متغیرهای مستقل بسیاری را از جمله دوگانگی مدیرعامل، تامین مالی از طریق استقراض، مالکیت اعضاء هیئت مدیره، مالکیت نهادی و... را در شرکتهای بورسی استرالیا بررسی کرد و به این نتیجه رسید که بکارگیری ویژگی های راهبری بصورت جداگانه، هیچگونه تأثیر قابل توجهی روی هزینه های نمایندگی در سطح شرکت ندارد در حالی که هماهنگی بیشتر با شاخص سازگاری راهبری، سطوح هزینه نمایندگی شرکت را هم از نظر آماری و هم اقتصادی به صورت معناداری کاهش می دهد و در نهایت رابطه منفی بین هزینه های نمایندگی و تبعیت از دستورالعمل های راهبری شرکتی وجود دارد [۷].

¹ Stoeberl, P. A. & Sherony, B. C. (1985). " Board efficiency and effectiveness". (In E. Mattar & M. Balls (Eds.), Handbook for corporate directors, 12.1- 12.10

² Henry, Darren

سینگ و دیدویدسون^۱(۲۰۰۳)، در مقاله ای با عنوان هزینه های نمایندگی، ساختار مالکیت و مکانیسم های راهبری شرکتی، در طی مطالعه ای روی شرکت های سهامی پذیرفته شده در بورس های آمریکایی، هزینه های نمایندگی را به دو صورت نسبت فروش به دارایی ها و نسبت هزینه های عملیاتی به فروش در نظر گرفتند. در صورت استفاده از نسبت گردش دارایی به عنوان هزینه های نمایندگی، افزایش مالکیت مدیران منجر به افزایش همسویی بین منافع مدیران و مالکان شده و هزینه های نمایندگی را کاهش می دهد. همچنین به نظر نمی رسد که ترکیب هیئت مدیره، تاثیر معناداری روی هزینه های نمایندگی بگذارد [۱۰].

قنبری (۱۳۸۶)، در پژوهشی در مورد بررسی رابطه بین مکانیزم های راهبری شرکتی و عملکرد در بورس اوراق بهادار تهران صورت داده، حضور اعضای غیر موظف در هیئت مدیره، حسابرس داخلی، شفافیت اطلاعاتی را از جمله مکانیزم های درونی و سرمایه گذاران نهادی را از مکانیزم های بیرونی تحقیق خود بر شمرده است و به این نتیجه رسیده است که نسبت حضور اعضای غیر موظف در ترکیب هیئت مدیره و همچنین شفافیت اطلاعاتی بر عملکرد تاثیری ندارد ولی وجود حسابرس داخلی و سرمایه گذار نهادی با عملکرد رابطه مثبت و مستقیم دارد [۲].

نوروش و همکاران (۱۳۸۷) در تحقیق خود در بررسی رابطه سازو کارهای نظام راهبری شرکت و هزینه های نمایندگی برای محاسبه هزینه نمایندگی از روش تعامل بین فرصت های رشد شرکت و جریان های نقد آزاد استفاده کرده و مالکیت سرمایه گذاران نهادی، درصد اعضای غیرموظف هیئت مدیره و نسبت بدهی را به عنوان متغیرهای مستقل خود در نظر گرفته است. یافته های او حاکی از وجود رابطه ی منفی و معنادار بین درصد اعضای غیرموظف هیئت مدیره و همچنین درصد مالکیت سرمایه گذاران نهادی با هزینه های

¹ Singh, Manohar, Wallace N. Davidson

نمایندگی می باشد. از طرفی نتایج تحقیق با فرض وجود ارتباط بین نسبت بدهی شرکت ها با هزینه نمایندگی، مطابقت ندارد [۳].

۳. فرضیه های تحقیق:

فرضیه ۱: نسبت اعضای غیر موظف هیئت مدیره بر هزینه نمایندگی موثر می باشد.
فرضیه ۲: تصدی همزمان دو پست مدیریت عامل و عضویت هیئت مدیره موجب کاهش هزینه های نمایندگی می شود.
فرضیه ۳: مدت تصدی مدیر عامل بر هزینه های نمایندگی موثر است.
فرضیه ۴: مالکان نهادی بر هزینه های نمایندگی موثرند.
فرضیه ۵: اثر تعاملی نظام های راهبری شرکتی بر هزینه های نمایندگی متفاوت و معنادار است

۴. روش تحقیق:

این تحقیق از نوع توصیفی - همبستگی بوده و روش شناسی پژوهش از نوع پس رویدادی است و چون می تواند در فرآیند استفاده از اطلاعات کاربرد داشته باشد از اینرو یک پژوهش کاربردی محسوب می گردد. اطلاعات دوره را از صورت های مالی و گزارشات شرکت ها بدست آوردیم. برای پردازش اطلاعات از نرم افزار Excel و SPSS و EViews استفاده شده است.

برای آزمون فرضیات پژوهش، به منظور تعیین رابطه بین متغیرهای مستقل و کنترل با متغیر وابسته نسبت فروش به دارایی، از رگرسیون چند متغیره و به دلیل استفاده از داده های تلفیقی^۱، برای رفع ناهمسانی واریانس از روش حداقل مربعات تعمیم یافته تلفیقی با وزن دهی به مقاطع^۲ استفاده شد به دنبال آن از سه آزمون F^۳، هاوسمن^۴ و حداکثر راستنمایی^۴ برای

1 Pooled Data

2 Pooled EGLS(With Gross-Section Weights)

3 Hausman

4 Maximum Likelihood(ML)

انتخاب مدل نهایی، استفاده کردیم. بعلاوه برای تعیین رابطه متغیر های مستقل با متغیر وابسته به روش دوم، که در آن Q توبین¹ شرکتها که بصورت مجازی اعداد صفر و یک را قبول نمود، از رگرسیون توبیت² با بهره گیری از روش تخمین حداکثر راستنمایی اقدام شد.

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1t} + \alpha_2 X_{2t} + \alpha_3 X_{3t} + \alpha_4 X_{4t} + \beta \text{ Control} + \varepsilon_t$$

$$\text{Agency cost} = Y_{i1}, Y_{i2}$$

۵. آمار توصیفی داده های تحقیق:

نگاره ۱ - آمارهای توصیفی متغیرهای تحقیق

شرح	S / A	X ₁	X ₂	X ₃	K ₁	K ₂
میانگین	۰/۸۸۷	۰/۷۱۶	۰/۸۱۱	۰/۶۱۰	۲۶/۲۷۰	۷۷/۴۳۰
حداکثر	۴/۲۰۷	۱	۱	۱	۲۹/۳۴۶	۱۰۰/۰۰
حداقل	۰/۰۴۸	۰	۰	۰	۱۲/۴۲۳	۰/۸۳۰
انحراف معیار	۰/۴۵۸	۰/۱۹۹	۰/۳۹۱	۰/۳۴۷	۱/۲۶۷	۱۹/۸۲۱

با توجه به میزان انحراف معیار، میتوان گفت که دامنه تغییرات توزیع متغیر یادشده از میانگین داده ها از صفر تا ۴۵٪ را پوشش می دهد و از این رو تفاوت تقریباً قابل ملاحظه ای از این منظر در میان واحدهای مورد بررسی ملاحظه می گردد.

همانگونه که ملاحظه می شود در میان متغیر های مورد بررسی، بیشترین انحراف معیار در میان متغیر های اندازه و مالکان نهادی دیده می شود. لذا در مقام مقایسه می توان دریافت که در میان شرکت های مورد بررسی از منظر این دو متغیر متفاوت و پراکنندگی فاحش تر می باشد. بطور مشابه نیز کمترین انحراف معیار مربوط به متغیر X₁ می باشد.

¹ Q-Tobin

² Tobit regression

۶. جامعه و نمونه آماری تحقیق :

در این تحقیق ما جامعه آماری خود را کلیه شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در نظر گرفتیم. روش نمونه گیری در این تحقیق روش حذفی است .

- شرایط انتخاب نمونه:

برای تعیین نمونه مورد مطالعه، شرکت هایی از جامعه آماری یادشده، انتخاب شده اند که: پایان سال مالی آن ها ۲۹ اسفندماه باشد؛ از سال ۱۳۸۳ تا پایان سال ۱۳۸۷، در بورس حضور داشته باشند؛ شرکت بین سال های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۷، تغییر سال مالی نداشته باشد؛ اطلاعات مورد نیاز شرکت، در دسترس باشد؛ وقفه معاملاتی حداکثر ۳ ماه در بورس تهران داشته باشند؛ جزء شرکتهای سرمایه گذاری نهادهای پولی و بانکی و هلدینگ و بیمه نباشند.

۷. نحوه محاسبه متغیرهای تحقیق:

(۱) فروش به جمع دارایی (S/A): لگاریتم طبیعی یک به اضافه نسبت تعدیل شده برمبنای صنعت نسبت فروش به مجموع دارایی.

(2) $Q \times FCF$: فرصت های رشد توسط Q توین قابل اندازه گیری است.

Q-Tobin عبارت است از مجموع ارزش بازار سهام و ارزش دفتری کل بدهی تقسیم بر

$$FCF = \frac{OI + D - (T + I + Div)}{TA} \quad \text{مجموع ارزش دفتری دارایی ها} \quad (1)$$

OI: سود عملیاتی
T: هزینه مالیات
I: هزینه مالی
Div: سود سهام تصویبی
D: هزینه استهلاك داراییهای ثابت مشهود و نامشهود
TA: مجموع دارایی ها
FCF: جریانهای نقدی آزاد

نگاره ۲- مراحل محاسبه متغیر وابسته به دو روش

مراحل	مراحل محاسبه متغیر مستقل به شیوه اول S/A	مراحل محاسبه متغیر مستقل به شیوه دوم $Q \times FCF$
۱	نسبت فروش خالص به جمع دارائیهای هر شرکت در هر صنعت برای هر سال محاسبه می شود	Q -توبین هر شرکت در هر صنعت برای هر سال محاسبه می شود
۲	میانہ نسبت فوق را محاسبه میکنیم.	برای هر سال میانہ Q - توبین را حساب میکنیم.
۳	جواب مرحله اول را از جواب مرحله دوم کسر می کنیم.	برای ایجاد یک نسبت Q - تعدیل شده بر مبنای صنعت، میانہ محاسبه شده مرحله دوم از مقدار Q - توبین هر شرکت کم میشود.
۴	جواب مرحله سوم را با عدد یک جمع می کنیم.	اگر مقدار مرحله سوم از میانگین Q -توبین تعدیل شده بیشتر باشد ارزش یک و در غیر اینصورت ارزش صفر تعلق می گیرد.
۵	Ln جواب مرحله چهارم را محاسبه می کنیم.	برای محاسبه جریانهای نقدی آزاد، بصورت سود عملیاتی پیش از استهلاک از مجموع مبلغ مالیات به اضافه هزینه مالی و سود سهام تصویبی کسر میشود و بر مجموع دارایی تقسیم میشود.

نگاره ۳ - متغیرهای مستقل و کنترل در تحقیق

توضیحات	عنوان متغیر	نماد متغیر		نوع متغیر
نسبت فروش به دارایی اثر تعامل جریان نقدی آزاد در پیش بینی رشد	Agency Costs	S/A	Y1	متغیر وابسته
		Q×FCF	Y2	
نسبت مدیران غیر موظف به مجموع مدیران شرکت اگر پست های مدیر عامل = عضوهیئت مدیره : صفر اگر پست های مدیر عامل ≠ عضوهیئت مدیره : یک مدت تصدی اعضاء هیئت مدیره نسبت سهام مالکان نهادی به کل سهام انتشار یافته لگاریتم طبیعی فروش شرکت	non-executive directors	NXRATIO	X1	متغیر های مستقل
	Duality CEO	DUALITY	X2	
	Board tenure	TENURE	X3	
	Institutional Owns	INSTITOWN	X4	
size	size	SIZE	K1	متغیر کنترل

۸. آزمون فرضیات و نتایج حاصله

۸-۱ - آزمون فرضیه اول و نتایج حاصله:

فرضیه ۱: نسبت اعضای غیرموظف هیئت مدیره بر هزینه نمایندگی موثر می باشد.

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{it} + \beta control + \varepsilon_t \quad (1)$$

برای بررسی صحت فرضیه ی اول، مدل شماره (۱) را با ۳ روش (اثرات مشترک^۱، اثرات

تصادفی^۲، اثرات ثابت^۳) تخمین زده و برای انتخاب میان این سه مدل به این شکل اقدام

1 Common Effect

2 Random Effect

3 Fixed Effect

کردیم. در ابتدا برای انتخاب بین مدلی با عرض از مبدأ مشترک بین تمام مقاطع و یا متفاوت از آزمون F لیمر استفاده گردید:

$$F = \frac{R_f^2 - R_c^2}{(1 - R_f^2)} \frac{n-1}{nT - n - k} = \frac{(0.91 - 0.68)}{(1 - 0.91)} \frac{74-1}{356 - 74 - 3} = 9.687 \quad (2)$$

n: تعداد گروه ها k: تعداد متغیرهای توضیحی T: تعداد مشاهدات سری زمانی

R_f^2 : ضریب تعیین در مدل غیرمقید (مدل اثرات ثابت) R_c^2 : ضریب تعیین در مدل مقید (مدل اثرات مشترک)

همانگونه که ملاحظه می شود این آزمون متکی بر ضرایب تعیین (R^2) حاصل شده از دو روش اثرات مشترک (تلفیقی) و اثرات ثابت است و آزمون می نماید که آیا ضرایب تعیین رگرسیون با اثرات ثابت بصورت معنی داری بزرگ تر از ضریب تعیین مدل رگرسیون تلفیقی است یا نه؟ با توجه به آماره F محاسبه شده که برابر ۹/۶۸۷ می باشد و مقایسه مقدار بحرانی آزمون F در سطح معنی داری ۹۵ درصد با درجات آزادی (۲۷۹ و ۷۳) که برابر ۱/۲۲ می باشد می توان دریافت که مقدار محاسبه شده بزرگتر از مقدار جدول بوده و لذا فرض H_0 رد گردیده و رد شدن فرض صفر با این معنی است که عرض از مبدأها برای مقاطع (شرکتها) متفاوت می باشد و لذا استفاده از روش OLS در این صورت ناسازگار بوده و کارایی نخواهد داشت. در مرحله بعد برای مشخص کردن اینکه برای تخمین مدل از روش اثرات ثابت استفاده کنیم و یا از اثرات تصادفی، بایستی از آزمون هاسمن استفاده کرد.

نگاره ۴ - نتایج حاصل از برآورد مدل اول جهت فرضیه اول

متغیر وابسته : نسبت فروش به دارایی ها (S/A)			
مدل اثرات مستقل و کنترل	مدل اثرات مشترک (Ce)	مدل اثرات تصادفی (Re)	مدل اثرات ثابت (Fe)
C (عرض از مبدأ) NXRATIO Lnsizе Instown AR(1)	-۰/۶۴۱	-۰/۳۳۸	-۱/۳۳۲***
	-۰/۱۸۲***	-۰/۲۸۶***	-۰/۰۸۲**
	۰/۰۵۹***	۰/۰۵۹***	۰/۰۹۱***
	۰/۰۰۰۲	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱**
	۰/۷۴۸	-	-
ضریب تعیین (R2) آماره DW احتمال آماره F آماره F	۰/۶۸۴	۰/۰۴۴	۰/۹۰۹
	۱/۹۵	۱/۹۶۱	۱/۹۶۴
	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰
	۱۴۹/۳۲	۵/۴۴۶	۳۶/۷۳۲

مأخذ: یافته های تحقیق

توضیحات:

- (۱) *** معنی داری در سطح ۹۹ درصد اطمینان
 ۹۵ درصد اطمینان
 (۲) ** معنی داری در سطح
 (۳) * معنی داری در سطح ۹۰ درصد اطمینان
 (۴) بدون علامت به مفهوم عدم معناداری آماری

همانطور که در نگاره ۳-۸ دیده می شود در مدل اثرات ثابت همگی متغیرهای مستقل از نظر آماری معنی دار گردیده اند، در این مدل متغیر مستقل نسبت اعضای غیر موظف، ضمن داشتن رابطه منفی با متغیر وابسته در سطح ۹۵ درصد اطمینان معنی دار می باشد. هر دو متغیر اندازه شرکت و مالکان نهادی به ترتیب با ۹۹ و ۹۵ درصد اطمینان معنی دار گردیده اند. ضریب عرض از مبدأ نیز منفی و با ۹۹ درصد اطمینان معنی دار می باشد. در

یک بررسی تطبیقی با مطالعات قبلی ملاحظه گردید که نتایج حاصله در این مطالعه با مطالعه مک نایت و ویر (۲۰۰۹) تا حدودی همخوانی دارد. مقدار ضریب تعیین مدل برابر ۰/۹۱ بوده و از اینرو قدرت توضیح دهندگی خوبی را نشان می دهد. مقدار آماره دوربین واتسون^۱ نیز مؤید عدم وجود مشکل خود همبستگی پیاپی است.

در مرحله بعد برای بررسی و تعیین رابطه متغیر وابسته به روش دوم با متغیر ها، از مدل شماره (۱) استفاده می گردد که در آن Q توین شرکت بصورت دامی بوده و متغیر جریان نقد آزاد نیز با یک مدل رگرسیونی به نام تویت رگرسیون خواهد شد.

$$\begin{cases} \varphi = 1 \Rightarrow \text{if } \varphi < \bar{\varphi} \\ \varphi = 0 \Rightarrow \text{if } \varphi \geq \bar{\varphi} \end{cases}$$

نگاره ۵ - پارامترهای برآورده شده مدل تویت فرضیه اول

متغیر وابسته : Q . FCF			
احتمال آماره Z	آماره Z	ضرایب حاصله	متغیرهای مستقل و کنترل
۰/۸۶۸۱	۰/۱۶۶	۰/۱۷۲	عرض از مبدأ (C)
۰/۰۹۱۳	-۱/۸۷۹	-۰/۴۱۸	NXRATIO
۰/۲۸۵۶	۱/۰۶۷	۰/۰۴۱	Lnsiz
۰/۳۳۰۹	-۰/۹۷۲	-۰/۰۰۲	Instown
تعداد مشاهده ۳۵۶			
X2 آماره والد (wald) ۲۲/۶۹۶			
-۳۷۳/۳۲ Log likelihood			

¹ Durbin Watson statistic

همانطور که ملاحظه می گردد، تنها ضریب متغیر مستقل نسبت اعضای غیرموظف است که با ۹۰ درصد اطمینان از منظر آماری معنی دار دیده می شود. احتمال آماره Z حاصل شده برای دو متغیر دیگر و عرض از مبدأ (G) معنی دار نمی باشد. مقدار آماره راستنمایی معنی داری کل رگرسیون را نشان می دهد. برای آزمون معنی داری کل رگرسیون از آزمون والد^{۱۵} استفاده شد. در آزمون والد، خی دو جدول $X^2(3)$ برابر ۱۱/۳۴ می باشد که با مقایسه آماره محاسبه شده توسط آزمون (۲۲/۶۹) میتوان دریافت که فرض H_1 مبنی بر غیر صفر بودن حداقل یکی از ضرایب را نمی توان رد کرد و بنابراین رگرسیون کل معنی دار است. لذا همانگونه که ملاحظه گردید متغیر مستقل در هر دو مدل اثرات ثابت و رگرسیون توییت معنی داری با متغیر وابسته خود دارد.

۲-۸- آزمون فرضیه دوم و نتایج حاصله:

فرضیه دوم: تصدی همزمان دو پست مدیریت عامل و عضویت هیئت مدیره موجب کاهش هزینه های نمایندگی می شود

برای بررسی صحت فرضیه دوم، مدل قید شده (۱) را با هر سه روش اصلی تخمین و برای

$$F = ۵/۶۶ \quad \text{انتخاب میان این ۳ مدل به شرح زیر اقدام می نمائیم:}$$

با مقایسه نتیجه حاصل شده با مقدار بحرانی آزمون F مجدداً در می یابیم که مقدار محاسبه شده ($۵/۶۶ > ۱/۲۲$) بزرگتر از مقدار جدول بوده و لذا فرض H_0 رد می گردد.

آماره محاسبه شده از آزمون هاسمن برابر ۴۸/۲۶ است. با توجه به مقدار آماره خی دو (X^2) جدول، در ازای سه سطح اطمینان یه، پنج و ده درصد، می توان دریافت که آماره محاسبه شده بزرگتر از مقادیر بحرانی جدول بوده و از اینرو فرض H_0 رد می شود و نتیجه آن است که بهترین نوع برآورد، روش اثرات ثابت می باشد. بر اساس محاسبات صورت گرفته، خروجی حاصل از هر سه مدل تقریباً شبیه به هم می باشد ولی با توجه به نتایج آزمون های F لیمر و هاسمن به خروجی مدل اثرات ثابت استناد خواهیم نمود که ضریب

تعیین بالاتری دارد. در این مدل نیز مجدداً عرض از مبدأ و دو متغیر دیگر اندازه و مالکان نهادی هر سه با ۹۹ درصد اطمینان معنی دار شده اند. مقدار آماره دوربین واتسون برابر عدد ۲ بوده و نشان از عدم مشکل همبستگی پیاپی در مدل است.

در مرحله بعد همانند فرضیه اول، برای بررسی و تعیین رابطه متغیر وابسته با متغیر مستقل X_2 ، مجدداً مدل (۱) برازش گردید. در ادامه، جهت بررسی تاثیر متغیرهای برشمرده در این فرضیه بر روی متغیر دامی Q توپین که بر FCF ضرب گردیده است، با استفاده از روش حداکثر درستنمایی و رگرسیون توپیت، نتایجی حاصل گردید و مشخص شد که هیچکدام از متغیرهای موجود در مدل از نظر آماری معنی دار نشده اند. از اینرو همانند مدل رگرسیون چند متغیره، در این مدل نیز متغیر دوگانگی معنی دار نگردیده است.

۳-۸- آزمون فرضیه سوم و نتایج حاصله

فرضیه سوم: مدت تصدی هیئت مدیره بر هزینه های نمایندگی موثر است. بعد از تخمین مدل شماره (۱) با هر سه روش اثرات مشترک، تصادفی و ثابت، به شرح زیر اقدام نمودیم: $F=15$ با مقایسه نتیجه حاصل شده با مقدار بحرانی آزمون F در می یابیم که مقدار محاسبه شده بزرگتر از مقدار جدول بوده و لذا مجدداً فرض H_0 رد می شود. برای انتخاب بین اثرات ثابت و تصادفی نیز، از آزمون های هاوسمن استفاده گردید. آماره محاسبه شده از این آزمون برابر $31/96$ می باشد. با توجه به مقدار آماره X^2 دو جدول مجدداً می توان دریافت که نتایج روش اثرات ثابت کارا بوده و بایستی به آن استناد کرد. با توجه به نتایج حاصل از مدل اثرات ثابت ملاحظه گردید که تمامی متغیرهای مدل برآورد شده با ۹۹ درصد اطمینان معنی دار شده اند. مقدار ضریب تعیین مدل برابر ۹۴ درصد بوده و لذا نشان می دهد که مقدار ۹۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط این متغیرها، توضیح داده میشود. آماره دوربین واتسون نیز مؤید عدم مشکل خودهمبستگی

پیاپی در مدل می باشد. برای تعیین رابطه متغیر وابسته با متغیر دوگانگی و متغیرهای دیگر، مجدداً مدل (۱) برازش گردید. نتایج حاصل از اجرای رگرسیون توپیت نشان داد که تنها ضرایب حاصله برای عرض از مبدأ (C) و متغیر مستقل مدت تصدی هستند که به ترتیب در سطوح اطمینان ۹۰ و ۹۵ درصد اطمینان معنی دار گردیده اند. در این مدل، برخلاف مدل رگرسیون چند متغیره، ضرایب حاصله برای متغیرهای اندازه شرکت و مالکان نهادی معنی دار نشده اند و بعلاوه ضریب متغیر دوگانگی نیز برخلاف مدل قبلی، دارای علامت منفی شده است. مقدار آماره راستنمایی نیز معنی داری کل رگرسیون را نشان می دهد. نتایج حاصل از آزمون والد که برای آزمون معنی داری کل رگرسیون به کار برده شده است نشان می دهد که رگرسیون کلی معنی دار است.

۴-۸- آزمون فرضیه چهارم و نتایج حاصله

فرضیه چهارم: مالکان نهادی بر هزینه های نمایندگی موثرند. متغیر مالکان نهادی در این فرضیه در فرضیه های قبل محاسبه شده و مشخص شد که در محاسبه رابطه بین این متغیر با متغیر وابسته هزینه نمایندگی به روش اول یعنی گردش دارایی این متغیر دارای رابطه منفی و معنادار بوده است. همچنین در بررسی رابطه متغیر مالکان نهادی با متغیر هزینه نمایندگی به روش دوم مشخص شد که احتمال آماره Z حاصل شده برای این متغیر معنی دار نمی باشد.

۵-۸- آزمون فرضیه ۵ و نتایج حاصله

فرضیه ۵: اثر تعاملی نظام های راهبری شرکتی بر هزینه های نمایندگی متفاوت و معنادار است.

به منظور بررسی اثر تعاملی و ترکیبی متغیرهای مستقل بر روی متغیر وابسته، اقدام به اجرای ۲ مدل رگرسیونی به شرح زیر نمودیم:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \alpha_3 X_3 + \alpha_4 X_4 + \alpha_5 X_1 X_2 + \alpha_6 X_1 X_3 + \alpha_7 X_1 X_4 + \alpha_8 X_2 X_3 + \alpha_9 X_2 X_4 + \alpha_{10} X_3 X_4 + \alpha_{11} \text{Size} + \alpha_{12} \text{Instown} + \varepsilon_0 \quad (3)$$

که در آن:

$$\begin{cases} 1) Y_{it} = S/A \\ 2) Y_{it} = Q.FCF \\ \left\{ \begin{array}{l} \varphi = 1 \Rightarrow \text{if } \varphi < \bar{\varphi} \\ \varphi = 0 \Rightarrow \text{if } \varphi \geq \bar{\varphi} \end{array} \right. \end{cases}$$

بعد از تخمین مدل با هر سه روش یاد شده، اکنون می توان نسبت به انتخاب مدل مناسب

$$F = 5/86 \quad \text{خواهیم داشت:}$$

در ادامه با اجرای آزمون هاوسمن مجدداً مقدار آماره محاسبه شده برابر ۹۲/۳۷ گردید و با توجه به مقدار آماره خی دو با درجه آزادی (۱۲) و در سطح اطمینان ۹۵ درصد که برابر ۲۱ بود نهایتاً مجدداً روش اثرات ثابت انتخاب گردیده و به خروجی حاصل از این مدل استناد نمودیم. نتایج حاصل از اجرای رگرسیون چند متغیره با توجه به اثرات تعاملی متغیرهای مستقل برشمرده در مدل های قبلی نشان داد که اینبار از مجموع ۴ متغیر راهبری، متغیرهای مدت تصدی، مالکان نهادی و اندازه شرکت هستند که با متغیر وابسته رابطه معنی داری داشته و با ۹۹ درصد اطمینان به ترتیب متغیرهای اول و دوم رابطه منفی و متغیر سوم مثبت و معنی دار می باشند. با توجه به معنی دار شدن متغیر مدت تصدی، نهایتاً اثر تعاملی این متغیرها نیز معنی دار گردیده است و تنها متغیر تعاملی $X_1 X_2$ است که چون هیچکدام بصورت تکی معنی دار نگردیده بودند اثر تعاملی آن ها نیز معنی دار نگردید. ضریب تعیین مدل نیز نشان داد که مقدار ۸۷٪ از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای معنی دار شده در مدل توضیح داده شده است. آماره دورین واتسون نیز نشان از عدم وجود مشکل خود همبستگی پیاپی در مدل داشت. در پایان جهت بررسی اثرات تعاملی متغیرهای مستقل بر روی شاخص دوم که بصورت محدود شده در نظر گرفته شده است، رگرسیون توییت هم مورد بررسی قرار گرفت. با توجه به خروجی مدل رگرسیونی توییت ملاحظه گردید که

این بار متغیر های نسبت مدیران غیرموظف به همراه عرض از مبدأ (C) از منظر آماری معنی دار گردیده اند. مقادیر مربوط به آماره خی دو آزمون والد ۶۳/۵۴ بود و با مقایسه آماره خی دو دریافتیم که ضرایب حاصله معنی دار بوده و مدل رگرسیونی معنی دار است.

۶. نتیجه گیری:

این پژوهش اثر تعدادی از نظام های راهبری شرکتی و ساختار مالکیت را بر هزینه های نمایندگی در بورس اوراق بهادار تهران بررسی کرد. در آزمون فرضیات تحقیق به روش اول یعنی با استفاده از نسبت گردش دارایی شرکت ها، مشخص شد که در فرضیه اول، متغیر مستقل در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی دار بوده و با متغیر وابسته رابطه منفی دارد؛ در فرضیه سوم، متغیر مستقل در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی دار بوده و با متغیر وابسته رابطه مثبت دارد؛ در فرضیه چهارم متغیر مستقل رابطه منفی و معنادار با متغیر وابسته دارد؛ اما فرضیه دوم معنی دار نیست. همچنین در آزمون فرضیات تحقیق به روش دوم یعنی بررسی و تعیین رابطه متغیرهای وابسته میزان جریانهای نقد آزاد در فرصت های رشد با متغیر های دیگر می توان دریافت که در فرضیات اول و سوم رگرسیون کلی معنی دار است ولی فرضیه دوم و چهارم معنی دار نیست. لذا با توجه به نتایج حاصل از اجرای رگرسیون چند متغیره بصورت انفرادی، فرضیات اول، سوم تحقیق تأیید گردیده و نتایج حاصل از اجرای رگرسیون های توییت نیز در راستای مطالب فوق می باشد. در فرضیه پنجم مشخص شد که، در روش اول یعنی با استفاده از نسبت گردش دارایی شرکت ها، فقط متغیرهای مدت تصدی و متغیرهای مالکان نهادی هستند که رابطه منفی معنی داری دارند و در پی آن متغیر اندازه شرکت و اثر تعاملی متغیر مدت تصدی (X_1X_3 و X_2X_3) نیز معنی دار گردیده و رابطه مثبت دارند. و فقط متغیرهای نسبت اعضای غیر موظف و دوگانگی هستند که چون بطور تکی معنی دار نشده اند به همین ترتیب اثر تعاملی آنها نیز معنی دار نگردیده است. همچنین در آزمون فرضیات تحقیق به روش دوم یعنی بررسی و تعیین رابطه

متغیرهای وابسته میزان جریانهای نقد آزاد در فرصت های رشد با متغیرهای مستقل می توان مشاهده کرد که در این مدل فقط متغیر نسبت اعضای غیرموظف با ۹۹ درصد اطمینان معنی دار گردیده اند و عرض از مبدأ (C) با ۹۰ درصد اطمینان معنی دار می باشند. در نتیجه بطور کلی یافته های تحقیق حاکی از وجود رابطه مثبت و معناداری بین متغیرهای نسبت اعضای غیرموظف هیئت مدیره، مدت تصدی هیئت مدیره و رابطه منفی و معناداری بین متغیر مالکان نهادی و هزینه نمایندگی است؛ ولی بین تصدی همزمان دو پست مدیریت عامل و عضویت هیئت مدیره و هزینه نمایندگی رابطه معناداری یافت نشد.

۷. پیشنهادات:

- میتوان از نتایج بدست آمده از تحقیق در تدوین و تصویب آئین نامه راهبری شرکتی سازمان بورس اوراق بهادار تهران استفاده کرد.
- با توجه به اینکه شرکت های سرمایه گذاری، نهادهای پولی و بانکی، هلدینگ و بیمه از نمونه تحقیق حذف شده بودند، پیشنهاد می گردد تحقیقی در رابطه با تأثیر نظام های راهبری شرکتی بر هزینه های نمایندگی در این نوع شرکت ها انجام گرفته و نتایج آن با یافته های تحقیق حاضر مقایسه گردد
- در این تحقیق کلیه شرکت ها به عنوان جامعه انتخاب شدند و از بین آنها شرکت هایی که با شروط انتخاب نمونه هماهنگی داشتند را مورد بررسی قرار دادیم. لذا می توان این تحقیق را در صنایع خاصی سنجید.

منابع و مأخذ:

- (۱) آیین نامه نظام راهبری شرکتی، (۱۳۸۶)، بورس اوراق بهادار تهران

۲) قنبری، فرحناز، (۱۳۸۶)، "بررسی تاثیر مکانیزم های حاکمیت شرکتی بر عملکرد

شرکت های سهامی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، دانشکده علوم

اجتماعی و اقتصاد دانشگاه الزهراء (س)

۳) نوروش، ایرج، بیتا مشایخ و جلال وافی ثانی، (۱۳۸۸)، "بررسی رابطه سازوکارهای

نظام راهبری شرکت و هزینه های نمایندگی شرکت های پذیرفته شده در بورس

اوراق بهادار تهران"، تحقیقات حسابداری، شماره اول، بهار ۸۸

- 4) Altunbas, Y., A. Kara, A. V. Rixtel (2007). "Corporate governance and corporate ownership: the investment behavior of Japans institutional investors", **Banaco De Espana Publications, Documentos Ocasionales N.0703,7-56**
- 5) Bhojraj, s., and p. Sengupta (2003). "Effects of corporate governance on bond ratings and yields: The role of institutional investors and outside directors", **Journal of Business**, 76(3), pp. 455-474
- 6) Doukas, John A., Chansog Kim, Christos Pantzalis. (2000). "Security Analysis, Agency Costs, and Company Characteristics" , **Financial Analysts Journal**, 54- 63
- 7) Henry, Darren. (2010). "Agency costs, Ownership structure and corporate governance compliance: A private

contracting perspective", **Pacific - Basin Finance Journal**, 18, 24 - 46.

- 8) McKnight, Phillip J. and Charlie Weir. (2009) . "Agency costs, corporate governance mechanisms and ownership structure in large UK publicly quoted companies: A panel data analysis", **The Quarterly Review of Economics and Finance**, 49 , 139-158
- 9) Raheja, C. (2005)." The interaction of insiders and outsiders in monitoring: A theory of corporate boards", **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, 40, 283-306.
- 10) Singh, Manohar, Wallace N. Davidson. (2003). "Agency costs, Ownership structure and corporate governance mechanisms", **Journal of Banking & Finance**, 27, 793-816

Influence of Corporate Governance and Capital Structure Indexes on Agency Cost

Farzin Rezaei PhD*, Mahboobeh Mahdavidooost**

*Assistant professor and faculty member of Islamic Azad University,
Qazvin Branch, corresponding author

**Master student of Islamic Azad University, Qazvin Branch

Abstract

This investigate examines the effects of governance and ownership variables on the agency costs. In this study, 74 firms were selected as a statistical sample from 16 different industry groups during 1383-87 that totally created 356 year firm. Here, we have investigated stimulant duality Chief Executive Officer and the membership of board, the board tenure, non-executive directors' ratio on the board, and institutional owners as research assumptions.

For testing research assumptions from multivariate regression and Tobit, it is benefited by using panel data in the 5 year period. To determine effect of agency cost, we choose two variables: 1) net sale to total asset: we used multivariate regression and due to applying incorporated data, to eliminate variance inconsistency, we used the EGLS method. 2) Q-Tobin multiple by free cash flow: in which Q is the firms tobin that they will accept virtually 0 and 1 numbers we conducted Tobit regression by estimating maximum likelihood

Findings corroborate the presence of positive and significantly relationship between the ratio variables non-executive directors on the board and the board tenure and the significantly and negative relationship between institutional owners' variable and the agency cost. But there was no significant relation between duality Chief Executive Officer and the membership of board.

Key Words: Agency cost, Ownership structure, corporate governance, Tobit regression, Institutional Owners