فصلنامه علمی ـ مطالعات تجربی**حسابداری مالی ـ سال ۱۷ ـ شماره ٦٧ ـ پائیز ۱۳۹۹**
صفحات ۱۲۵ تا ۱۵۲

مقاله پژوهشی:

هزینه سرمایه، گردش مدیرعامل و فرصت‌های سرمایه‌گذاری

محمدامید اخگر *
حمزه زاهددوست **

چکیده

هدف از انجام این پژوهش، بررسی رابطه بین هزینه سرمایه و گردش مدیرعامل شرکت با تأکید بر فرصت‌های سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. با بزرگ‌تر شدن شرکت‌ها، مالکان اداره شرکت را به مدیران تفویض نموده‌اند. هزینه سرمایه بالا که از تصمیمات ضعیف مدیران نشأت می‌گیرد ممکن است به دلیل فقدان سرمایه کافی، شرکت را مجبور به چشم‌پوشی از فرصت‌های سرمایه‌گذاری کند، بنابراین می‌تواند در ارزیابی عملکرد هیئت‌مدیره و تصمیمات مربوط به اخراج مدیرعامل مؤثر باشد. این پژوهش ازلحاظ هدف کاربردی و ازلحاظ ماهیت، توصیفی – همبستگی است. به منظور دستیابی به هدف پژوهش، تعداد ۱۸۸ شرکت از میان شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۴ به روش نمونه‌گیری حذف سیستماتیک انتخاب و در مجموع ۱۵۰۴ سال – شرکت جهت انجام تحلیل در نظر گرفته شد. در این راستا دو فرضیه تدوین گردید و برای اندازه‌گیری فرصت‌های سرمایه‌گذاری از دو سنجه نرخ رشد ارزش بازار جمع دارایی‌ها و کیوتوبین استفاده گردید؛ برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از روش رگرسیون لجستیک و داده‌های ترکیبی استفاده شد. یافته‌های پژوهش در مدل کیوتوبین نشان می‌دهد که بین هزینه سرمایه و گردش مدیرعامل شرکت رابطه مثبت و معناداری وجود دارد بدین معنا که هزینه سرمایه قدرت توضیح‌دهندگی جایگزینی مدیرعامل شرکت را دارد و جایگزینی مدیرعامل تحت تأثیر هزینه سرمایه بالا می‌باشد. همچنین یافتیم که فرصت‌های سرمایه‌گذاری باعث تشدید رابطه بین هزینه سرمایه و گردش مدیرعامل شرکت می‌شود. اما در مدل نرخ رشد ارزش بازار جمع دارایی‌ها، اثری از وجود رابطه بین هزینه سرمایه و گردش مدیرعامل شرکت یافت نشد.

واژگان کلیدی: *گردش مدیرعامل شرکت، هزینه سرمایه، فرصت های سرمایه گذاری، نرخ رشد، ارزش بازار، جمع دارایی ها، کیوتوبین.*

---

* استادیار گروه حسابداری، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران(نویسنده مسئول)
Email: mo.akhgar@uok.ac.ir

** دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران
تاریخ دریافت: ۹٦/۰۳/۲۷ **تاریخ پذیرش: ۹۷/۰٤/۱۵**

مقدمه

به‌طور کلی در ادبیات حسابداری و مالی، مدیران نقش حیاتی در کسب‌وکار و ایجاد ارزش برای شرکت ایفا می‌کنند. سهامداران و هیئت‌مدیره مشتاق هستند به‌سرعت مدیران عاملی که بی‌کفایت و یا دارای عملکرد ضعیفی برای جلوگیری از زیان‌های بزرگ و هزینه‌های نمایندگی هستند را شناسایی و جایگزین کنند (هاتسون[1] و همکاران، ۲۰۰۱؛ باشمن[2] و همکاران، ۲۰۱۰). موضوع اصلی این است که چگونه هیئت‌مدیره شرکت یا سهامداران می‌توانند به‌طور مناسب و به‌سرعت عملکرد مدیران ارشد را ارزیابی کنند.

استعداد و اقدامات مدیریت که عامل رسیدن به شاخص‌های عملکرد مانند سود حسابداری و بازده سهام هستند (اسمیت و وات[3]، ۱۹۹۲؛ بیزجک[4] و همکاران، ۱۹۹۳)، به‌منظور ارزیابی عملکرد مدیریت و توضیح چگونگی جایگزینی مدیران اجرایی به‌کارگرفته می‌شوند (بریکلی[5]، ۲۰۰۳). همان‌طور که باشمن و همکاران (۲۰۱۰) نشان دادند، استعداد مدیرعامل نه‌تنها عملکرد شرکت از نظر جریان‌های نقدی جاری و آتی (به‌عنوان مثال اثر جریان وجوه نقد)، بلکه عملکرد غیرقطعی شرکت (به‌عنوان مثال اثر ریسک) را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد. با این حال، اساساً سود بر اثرات نقدی تصمیمات مدیران تأکید دارد و تأثیر ریسک را نادیده می‌گیرد. کوتاهی در به‌حساب گرفتن تأثیر ریسک در مدل‌های ارزیابی عملکرد مدیریت می‌تواند منجر به سوگیری در برآورد درآمد گردد (ایستون و موناهان[6]، ۲۰۰۵؛ کور[7] و همکاران، ۲۰۰۶).

با توجه به چارچوب نظری باشمن و همکاران (۲۰۱۰)، فرض بر این است که بازده مورد انتظار سهامداران برای منابعی که در اختیار شرکت قرار داده‌اند، با توجه به ریسکی است که متقبل شده‌اند. هزینه سرمایه یکی از پیامدهای اقتصادی غیرقطعی ناشی از اقدامات مدیریت است. باشمن و همکاران (۲۰۱۰) به‌طور نظری نشان دادند که نوسانات ویژه، اطلاعات مفیدی را به دست می‌دهند که این اطلاعات می‌تواند آگاهی هیئت‌مدیره را در مورد استعداد ناشناخته مدیرعامل افزایش داده و درنتیجه تصمیمات مربوط به جایگزینی مدیرعامل بی‌کفایت را تحت تأثیر قرار دهد.

1. Huson
2. Bushman
3. Smith & Watts
4. Bizjak
5. Brickley
6. Easton & Monahan
7. Core

هزینه سرمایه از دو بعد دارای اهمیت است. بعد اول این است که تمامی مدل‌های ارزیابی اوراق بهادار متکی به هزینه سرمایه هستند. بعد دوم این است که تعیین اولویت‌های سرمایه‌گذاری، ساختار بهینه سرمایه و ارزیابی عملکرد بهینه واحدها بدون مشخص بودن هزینه سرمایه عملی نخواهد بود (حجازی، ۱۳۸۵).

هزینه سرمایه توانایی یک شرکت برای به دست آوردن سرمایه‌های خارجی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. استعداد مدیرعامل و تضاد منافع با هزینه سرمایه می‌توانند توانایی شرکت را برای افزایش سرمایه‌گذاری خارجی تحت تأثیر قرار دهند. هزینه سرمایه بالا که از تصمیمات ضعیف مدیران نشأت می‌گیرد ممکن است به دلیل فقدان سرمایه کافی، شرکت را مجبور به چشم‌پوشی از فرصت‌های سرمایه‌گذاری کند. این امر به‌ویژه برای شرکت‌های با فرصت‌های سرمایه‌گذاری اساسی ولی بدون منابع سرمایه داخلی کافی، ملموس‌تر است. چنین رابطه‌ای بین هزینه سرمایه و سرمایه‌گذاری شرکت‌های بزرگ علامت ناخوشایندی برای هیئت‌مدیره و سهامداران در مورد استعداد[1] مدیرعامل و کیفیت تصمیمات مدیریت محسوب می‌شود، بنابراین می‌تواند در ارزیابی عملکرد هیئت‌مدیره و تصمیمات مربوط به اخراج مدیرعامل مؤثر باشد.

با توجه به مباحث مذکور در ارتباط با گردش مدیرعامل و هزینه سرمایه شرکت و همچنین کمبود کارهای انجام شده در داخل کشور در این زمینه به نسبت اهمیت این مفاهیم در خصوص تصمیمات سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان، انجام این تحقیق ضروری به نظر می‌رسد؛ بنابراین تحقیق حاضر در تلاش است تا به دو پرسش زیر پاسخ دهد:

۱. بین هزینه سرمایه و گردش مدیرعامل شرکت چه رابطه‌ای وجود دارد؟

۲. فرصت‌های سرمایه‌گذاری به چه میزان بر رابطه بین هزینه سرمایه و گردش مدیرعامل تأثیر دارد؟

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

با توجه به عملکرد جریان نقدی یک شرکت، مدیرعامل لایق کسی است که در جهت منافع سهامداران عمل می‌کند و تلاش دارد ریسک سهامدارانی که درصدد به حداکثر رساندن ارزش شرکت هستند را کاهش دهد. درنتیجه، اگر مدیران در برابر ریسک مسئول باشند، ریسک بالای شرکت نشان‌دهنده کیفیت پایین تصمیمات مدیران خواهد بود،

1.talent

مشروط بر اینکه عملکرد جریان نقد ثابت باشد. به لحاظ تئوری، باشمن و همکاران (۲۰۱۰) این سناریو را با نشان دادن موضوع ریسک غیر سیستماتیک فرآیند پی بردن هیئت‌مدیره به استعداد مدیرعامل، ثابت می‌کنند. مدل آنها نشان می‌دهد که نوسانات ویژه عملکرد شرکت، انتقال‌دهنده اطلاعات مفیدی است که به آگاهی هیئت‌مدیره درباره استعداد ناشناخته مدیرعامل شرکت و کیفیت تصمیم‌های مدیریت کمک می‌کند، که با توجه به عملکرد شرکت احتمالاً گردش مدیرعامل به افزایش این ریسک منجر خواهد شد. با توجه به نظر باشمن و همکاران (۲۰۱۰)، اعتقاد بر این است که بازده عادی سهامداران برای منابعی که آنها در یک شرکت سرمایه‌گذاری می‌کنند، ریسکی که در معرض آن قرار دارند را جبران می‌نماید، هزینه سرمایه درنتیجه عدم اطمینان مربوط به تصمیمات مدیریت به وجود می‌آید، و درنتیجه در تصمیمات مربوط به جایگزینی و ارزیابی عملکرد هیئت‌مدیره مؤثر است.

تضاد منافع بین سهامداران و مدیران می‌تواند تأثیر ریسک مرتبط با هزینه سرمایه را بزرگ‌تر نماید. عدم تقارن اطلاعاتی و رفتار منفعت‌طلبانه مدیران مشکلات مربوط به خطرات اخلاقی را به بار می‌آورد و سهامداران را در معرض ریسک ناشی از تضادهای نمایندگی قرار می‌دهد (اشبوسکایف[1] و همکاران، ۲۰۰۹؛ چوی و لی[2]، ۲۰۱۳) چرا که مدیران حتی به قیمت زیان سهامداران به دنبال منافع شخصی خود هستند. ریسک سیستماتیک شرکت احتمال اخراج مدیران را افزایش می‌دهد (گارمیس و لیو[3]، ۲۰۰۵؛ فیلیپان[4]، ۲۰۰۶)، و هزینه‌های نظارت خارجی متوجه سرمایه‌گذاران بیرونی است (لومباردو و پاگانو[5]، ۲۰۰۲)، این قضیه باعث کاهش انگیزه سرمایه‌گذاری در شرکت می‌شود و در-نتیجه کمبود نقدینگی و خطر انتشار سهام را به دنبال دارد (زیل‌پیز و اسکوراس[6]، ۲۰۰۴؛ جیانتی و سایمونوف[7]، ۲۰۰۶). به‌طور مشابه، آلبوکرکی و وانگ[8] (۲۰۰۸) یک مدل موازنه پویا طراحی کردند که گویای این موضوع است که هزینه‌های نمایندگی و هزینه سرمایه به تولیدات، تصمیمات سرمایه‌گذاران و میزان تضاد منافع در شرکت، بستگی دارد.

شرکت‌هایی که به سرمایه بیشتری نیاز دارند فرصت‌های سرمایه‌گذاری را افزایش می-

1. Ashbaugh-Skaife
2. Choi & Lee
3. Garmaise & Liu
4. Philippon
5. Lombardo & Pagano
6. Tzelepis & Skuras
7. Giannetti & Simonov
8. Albuquerue & Wang

دهند. شرکت‌های با فرصت‌های سرمایه‌گذاری بیشتر عدم تقارن اطلاعاتی بیشتری دارند اما در این رابطه اقدامات مدیریت کمتر موردتوجه است (اسمیت و وات، ۱۹۹۲؛ بیزجک و همکاران، ۱۹۹۳). رفتار فرصت‌طلبانه مدیران می‌تواند در مشکلات سرمایه‌گذاری ناکافی مرتبط با رشد شرکت، که ناشی از فقدان سرمایه کافی به دلیل هزینه‌های تأمین‌مالی بالاست، خود را نشان دهد (مایرز و ماجلوف[1]، ۱۹۸۴؛ اسمیت و وات، ۱۹۹۲؛ فان[2] و همکاران، ۲۰۱۱). این نوع از مشکلات سرمایه‌گذاری می‌تواند منجر به اخراج مدیران بی‌کفایت توسط سهامداران شود.

عدم تقارن اطلاعاتی، هزینه‌های نمایندگی و هزینه‌های معاملات، هزینه سرمایه خارجی نسبت به هزینه سرمایه داخلی را افزایش می‌دهند (جنسن و مک‌لینگ[3]، ۱۹۷۶؛ مایرز و ماجلوف، ۱۹۸۴). هزینه به وجود آمده به دلیل وجود سرمایه‌گذاران بالقوه آتی (تأمین‌کننده سرمایه‌های خارجی در آینده) کمتر تحت تأثیر آگاهی مدیران و سهامداران جاری درباره فرصت‌های سرمایه‌گذاری و اقدامات و استعداد مدیران است. غالباً سرمایه‌گذاران بالقوه برای حصول اطمینان از اینکه آیا مدیران به نفع آنها عمل می‌کنند یا خیر فاقد قدرت هستند. در مقابل، سرمایه داخلی متعلق به سهامداران جاری بهتر می‌توانند از طریق مکانیسم حاکمیت شرکتی بر انضباط مدیران نظارت کنند (مایرز و ماجلوف، ۱۹۸۴؛ هوگان و لوئیس[4]، ۲۰۰۵).

علی نژاد و همکاران (۱۳۹۴) در پژوهشی تحت عنوان «اثر مدت‌تصدی مدیرعامل بر رشد ارزش‌افزوده شرکت»، نشان دادند که با افزایش مدت‌تصدی مدیرعامل، رشد ارزش‌افزوده شرکت کاهش می‌یابد. خدادادی و همکاران (۱۳۹۶) به بررسی بیش سرمایه‌گذاری، نوع مدیریت سود متعاقب آن و دوره تصدی مدیرعامل در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. یافته‌های آنها در بخشی از پژوهش خود حاکی از آن است که دوره تصدی مدیرعامل تأثیری بر ارتباط بین بیش سرمایه‌گذاری و مدیریت اقلام تعهدی ندارد. دیانتی‌دیلمی و همکاران (۱۳۹۲) ارتباط بین دوره‌تصدی مدیرعامل با ارزش شرکت، هزینه‌های نمایندگی و ریسک اطلاعاتی را بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که با افزایش دوره‌تصدی مدیرعامل ریسک اطلاعاتی و ارزش شرکت کاهش می‌یابد. کردستانی و رحیمی (۱۳۸۹) در پژوهش خود

1. Myers & Majluf
2. Fan
3. Jensen & Meckling
4. Hogan & Lewis

تاثیر کیفیت حسابرسی بر هزینه سرمایه سهام عادی و مدیریت سود پرداخته اند و نتایج پژوهش رابطه بین کیفیت حسابرس با هزینه سرمایه و مدیریت سود را تایید نمی‌کند.

عابدنظری و همکاران (۱۳۹۲) در بخشی از پژوهش خود اشاره کردند که برای شرکت‌های با امتیاز چرخه عمر پایین، بین فرصت‌های سرمایه‌گذاری و اثر متقابل فرصت‌های سرمایه‌گذاری با بازده سهام رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

تاروس و آیابی[1] (۲۰۱۶) در تحقیق خود نشان دادند که اگر دوره‌تصدی مدیرعامل طولانی باشد، قدرت مدیران مستقل بر تصمیمات مربوط به ساختار سرمایه کاهش می‌یابد. همچنین یافتند که اگر دوره‌تصدی هیئت‌مدیره طولانی باشد، کمتر از بدهی در ساختار سرمایه استفاده می‌کند. هو و لین[2] (۲۰۱۵) در مطالعه خود به این نتیجه رسیدند که بعد از کنترل درآمد و عملکرد سهام، هزینه سرمایه رابطه مثبتی با گردش مدیرعامل دارد. آن‌ها در ادامه تحقیق خود تأثیر سرمایه‌گذاری شرکت بر گردش مدیرعامل را مورد آزمون قرارداده و دریافتند که تأثیر هزینه سرمایه بر گردش مدیرعامل در شرکت‌هایی که سرمایه-گذاری ناکافی دارند، برجسته‌تر است و ارتباط بین هزینه سرمایه و احتمال گردش مدیر-عامل با فرصت‌های سرمایه‌گذاری شرکت افزایش می‌یابد.

راچ‌پریدت[3] و همکاران (۲۰۱۲) طی پژوهشی دریافتند که هم ساختار مالکیت و هم ساختار سرمایه بر ارتباط بین گردش مدیرعامل و عملکرد شرکت مؤثر هستند. احتمال گردش مدیرعامل زمانی‌که شرکت توسط یک خانواده کنترل می‌شود و یا اندازه هیئت-مدیره بزرگ است، پایین‌تر است. همچنین به این نتیجه رسیدند که میزان حساسیت گردش مدیرعامل به عملکرد شرکت با وجود دوگانگی مدیرعامل و با درجه استقلال کمتری از هیئت‌مدیره، بالاتر است.

وانگ[4] و دیگران (۲۰۱۰) با استفاده از گردش مدیرعامل از سال ۱۹۹۹ تا سال ۲۰۰۵، به این نتیجه رسیدند که مدیران عامل پس از قانون ساربنز آکسلی به‌صورت قابل توجهی ریسک گریز شده‌اند. آن‌ها شواهدی فراهم کردند که صورت‌های مالی تجدید ارائه‌شده بر روی دوره تصدی مدیرعامل و گردش مدیرعامل تأثیر دارد. که این می‌تواند ناشی از تشدید فعالیت‌های نظارتی در قانون ساربنز آکسلی باشد. در برخی موارد به نظر می‌رسد، این قانون باعث تضعیف نظارت هیئت‌مدیره بر روی دوره تصدی مدیرعامل و اثر عملکرد

1. Tarus & Ayabei
2. Hu & Lin
3. Rachpradit
4. Wang

شرکت بر روی ریسک گریزی می‌شود. بروکمن و دی‌تیستل[1] (۲۰۰۹) مبادرت به آزمون ریسک پایان کار مدیرعامل، عوامل مؤثر بر آن و اثر آن بر روی ارزش شرکت کردند. آن‌ها به این نکته پی بردند که دوره تصدی مدیریت با کارایی و پاداش افزایش می‌یابد و نظارت هیئت‌مدیره باعث کاهش دوره‌تصدی مدیریت می‌شود و تغییر در ریسک پایان کار مدیرعامل اثر قابل توجهی بر روی ارزش شرکت ندارد.

درحالی‌که بخش گسترده‌ای از ادبیات در مورد هزینه سرمایه و فرصت‌های سرمایه‌گذاری وجود دارد، تاکنون هیچ مطالعه‌ای در داخل کشور به بررسی رابطه بین هزینه سرمایه و گردش مدیرعامل شرکت و همچنین تأثیر فرصت‌های سرمایه‌گذاری بر رابطه بین هزینه سرمایه و گردش مدیرعامل نپرداخته است. این پژوهش شواهدی برای یافتن حلقه مفقوده رابطه بین هزینه سرمایه و گردش مدیرعامل شرکت و تأثیر فرصت‌های سرمایه‌گذاری بر این رابطه پیدا نموده و نتایج آن می‌تواند به مطالعات تجربی بر روی گردش مدیرعامل مربوط باشد.

فرضیه‌های پژوهش

بر اساس سؤال‌هایی که قبلاً مطرح گردید و با بهره‌گیری از یافته‌های پژوهش‌های مرتبط قبلی و مبانی نظری، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر تدوین شده است:

۱) بین هزینه سرمایه و گردش مدیرعامل شرکت رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

۲) فرصت‌های سرمایه‌گذاری بر رابطه بین هزینه سرمایه و گردش مدیرعامل شرکت تأثیر منفی و معناداری دارد.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نظر نوع، توصیفی و از نظر هدف، کاربردی بوده و روش پژوهش آن از نوع پس‌رویدادی است. برای آزمون فرضیه پژوهش از «رگرسیون لجستیک[2]» چند متغیره با استفاده از «داده‌های مقطعی[3]» بهره گرفته‌ایم.

در بسیاری از پژوهش‌ها متغیر وابسته پیوسته نبوده و ممکن است تنها دو نتیجه داشته باشد و می‌تواند فقط یکی از دو ارزش یک یا صفر را بپذیرد که ارزش یک به معنای وقوع

1. Brookman & D. Thistle
2. Logistic Regression
3. Cross Section Data

حادثه مورد نظر و ارزش صفر به معنای عدم وقوع آن (یا برعکس) است. برای این گونه موارد از مدل رگرسیون لجستیک استفاده می‌شود (مؤمنی، ۱۳۸۷). رگرسیون لجستیک شبیه به رگرسیون معمولی است، با این تفاوت که روش برآورد ضرایب یکسان نیست. در رگرسیون لجستیک به‌جای حداقل کردن مجذور خطاها (که در رگرسیون معمولی صورت می‌گیرد)، احتمالی را که یک واقعه رخ می‌دهد، حداکثر می‌کند. مهم‌ترین ویژگی مدل رگرسیون لجستیک این است که نیازی به برقراری فرض‌های نرمال بودن و همسانی ماتریس‌های کوواریانس ندارد. بر این اساس، در رگرسیون لجستیک، از آماره-های «کای‌دو» و «والد[1]» استفاده می‌شود.

پژوهش حاضر با توجه به هدف، جنبه نظری دارد اما با توجه به شیوه گردآوری داده، از نوع توصیفی همبستگی است. اطلاعات مورد نیاز شرکت‌های نمونه از طریق نرم‌افزار ره‌آورد نوین و صورت‌های مالی منتشره در سایت کدال (سیستم جامع اطلاع‌رسانی ناشران) گردآوری شد، سپس با جمع‌بندی و محاسبات مورد نیاز در نرم‌افزار صفحه گسترده (اکسل)، به‌منظور تجزیه و تحلیل آماده گردید. تجزیه و تحلیل نهایی نیز به کمک نرم‌افزارهای آماری Eviews و SPSS انجام شد.

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری مورد نظر در این پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران از ابتدای سال ۱۳۸۷ تا پایان سال ۱۳۹۴ است که در طی این دوره نیز عضویت خود را در بورس اوراق بهادار حفظ کرده باشند. به دلیل نامتجانس بودن برخی از اعضای جامعه، از روش نمونه‌گیری حذف سیستماتیک برای انتخاب نمونه استفاده می-شود. برای این منظور محدودیت‌های زیر برای انتخاب نمونه در نظر گرفته شده‌اند:

۱. برای رعایت قابلیت مقایسه پذیری، سال مالی شرکت منتهی به ۲۹ اسفند ماه هر سال درنظرگرفته می‌شود.

۲. جزء شرکت‌های مالی (مانند بانک‌ها، مؤسسات مالی) و شرکت‌های سرمایه‌گذاری یا شرکت‌های واسطه‌گری مالی نباشد.

۳. اطلاعات مالی آنها در دسترس باشد.

۴. در طی قلمرو زمانی پژوهش تغییر سال مالی نداشته باشد.

1.Wald

۵. اطلاعات مورد نیاز مربوط به متغیرها در دسترس باشد.
۶. قبل از سال ۱۳۸۴ در بورس پذیرفته‌شده باشد.

با توجه به شرایط مزبور، در نهایت تعداد ۱۸۸ شرکت در یک دوره ۸ ساله شامل ۱۵۰۴ سال- شرکت به عنوان نمونه برای این پژوهش انتخاب شدند. لازم به ذکر است به دلیل ماهیت برخی از متغیرهای پژوهش، سال‌های ۱۳۸۴ و ۱۳۸۵ تنها در محاسبه متغیرها مورد استفاده قرار گرفته‌اند و به دلیل ماهیت مدل پژوهش که گردش مدیرعامل را نسبت به سال قبل می‌سنجد، سال ۱۳۸۶ به‌عنوان سال پایه انتخاب شده است.

مدل استفاده شده برای آزمون فرضیه‌ها

در این پژوهش برای آزمون فرضیه‌ها، از مدل لجستیک استفاده شده در تحقیق هو و لین (۲۰۱۵) استفاده شده است. بر این اساس، در ادامه ضمن ارائه مدل، متغیرهای مورد استفاده نیز تعریف شده‌اند.

مدل (۱)

$$\begin{aligned} CEO_t = \alpha_0 &+ \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 IO_{t-1} + \alpha_3 (r_{t-1} \times IO_{t-1}) \\ &+ \alpha_4 ROE_{t-1} + \alpha_5 RET_{t-1} + \alpha_6 INFL_{t-1} \\ &+ \alpha_7 BETA_{t-1} + \alpha_8 IRISK_{t-1} + \alpha_9 SIZE_{t-1} \\ &+ \alpha_{10} LEV_{t-1} + \alpha_{11} OWNCEO \\ &+ \alpha_{12} OWNDIR + \alpha_{13} CEOCHMN \\ &+ \alpha_{14} TENURE + \varepsilon_{t-1} \end{aligned}$$

CEO_t: گردش مدیرعامل شرکت در سال t است. این متغیر یک متغیر دووجهی بوده که اگر مدیرعامل سال جاری متفاوت از مدیرعامل سال قبل باشد عدد ۱ به خود می‌گیرد و در غیر اینصورت صفر.

r_{t-1}: هزینه سرمایه به عنوان متغیر مستقل این تحقیق است. مدل مورد استفاده برای محاسبه هزینه سرمایه در این تحقیق مدل گوردون[1] (۲۰۰۲) است که از مدل ارزش‌گذاری (۲) مشتق می‌شود (دامودارن[2]، ۲۰۰۲). شایان ذکر است که این متغیر در تحقیقات رجالی و گایاسوانا[3] (۲۰۱۰) و حاجیها و اخلاقی (۱۳۹۰) و نیز ثقفی و بولو (۱۳۸۸) با استفاده از همین مدل اندازه‌گیری شده است.

$$V_0 = \frac{D_1}{K_e - g} \quad \text{مدل (۲)}$$

1. Gordon
2. Damodaran
3. Regalli & Gaia Soana

V_0: ارزش فعلی سهام

D_1: سود سهام مورد انتظار سال آتی

K_e: نرخ بازده مورد انتظار سهامداران

g: نرخ رشد مورد انتظار

با فرض اینکه $V_0 = P_0$، پس از جای گذاری عوامل شناخته شده شامل قیمت سهام، سود سهام مورد انتظار سال آتی و نرخ رشد مورد انتظار، نرخ بازده مورد انتظار سهامداران(هزینه حقوق صاحبان سهام) به شرح مدل (۳) محاسبه می‌شود:

$$K_e = \frac{D_1}{P_0} + g \quad \text{مدل (۳)}$$

P_0: قیمت سهم در ابتدای سال

در مدل گوردن بازده ناشی از سود سهام، از حاصل تقسیم سود مورد انتظار سال آتی بر قیمت سهام در ابتدای دوره به دست می‌آید.

محاسبه سود سهام مورد انتظار

قیمت سهام در ابتدای دوره معمولاً بر اساس انتظارات سهامداران با توجه به اطلاعات موجود شکل می‌گیرد. سود پیش‌بینی‌شده هر سهم که قبل از باز شدن نماد معاملاتی سهم در ابتدای دوره در بازار انتشار می‌یابد، بخش مهمی از این اطلاعات را تشکیل می‌دهد و بر قیمت سهام مؤثر است (جهان خانی و صفاریان، ۱۳۸۲). سهام مورد انتظار بر اساس میانگین نسبت سود تقسیمی به کل سود در یک دوره پنج ساله اندازه‌گیری شده است. سپس سود سهام مورد انتظار هر سال از حاصل‌ضرب سود پیش‌بینی‌شده هر سهم در نسبت محاسبه شده به دست آمده است (ثقفی و بولو، ۱۳۸۸).

$$PDPS_t = PEPS_t \times d_t \quad \text{مدل (۴)}$$

$PDPS_t$: سود سهام مورد انتظار سال t

$PEPS_t$: سود پیش‌بینی‌شده هر سهم در سال t (بر اساس اطلاعیه‌های شرکت‌ها که از طریق بورس منتشر شده است).

d_t: نسبت سود تقسیمی به سود هر سهم مورد انتظار برای سال t به این ترتیب، نرخ بازده ناشی از سود سهام به شرح مدل (۵) محاسبه گردیده است:

$$dividend\ yield = \frac{PEPS_t}{P_0} \quad \text{مدل (۵)}$$

P_0: قیمت سهام بعد از مجمع سال قبل

نحوه اندازه‌گیری نرخ رشد

عامل دوم تعیین‌کننده هزینه حقوق صاحبان سهام در مدل گوردن، نرخ رشد است. هنگام استفاده از این مدل، با فرض اینکه سود سهام با نرخ ثابت رشد می‌کند، برای محاسبه نرخ رشد معمولاً از نرخ رشد سود سهام استفاده می‌شود. اما از آنجا که شرکت‌های ایرانی از سیاست تقسیم سود معین و ثابتی پیروی نمی‌کنند، به همین دلیل نرخ رشد سود تقسیمی برای استفاده در مدل گوردن چندان قابل‌اتکا نیست. در کل، نرخ رشد فروش در مقایسه با نرخ رشد سود و نرخ رشد سود سهام پایدارتر و قابل پیش‌بینی تر است. این امر ناشی از تاثیرپذیری اندک فروش از رویه‌های حسابداری در مقایسه با سود است. شواهد نشان می‌دهد که رشد تاریخی فروش بسیار مفیدتر از رشد تاریخی سود برای استفاده در پیش‌بینی‌هاست (دامودارن، ۲۰۰۲). بر همین اساس، در این تحقیق برای اندازه‌گیری نرخ رشد، از نرخ رشد فروش استفاده شده است. برای این منظور، نرخ رشد با استفاده از میانگین هندسی رشد فروش طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۳ به شرح مدل (۶) استفاده شده است:

$$g = (S_{86}/S_{93})^{\frac{1}{8}} - 1 \quad \text{مدل (۶)}$$

g: نرخ رشد

S_{86}: مبلغ فروش در سال ۱۳۸۶

S_{93}: مبلغ فروش در سال ۱۳۹۳

IO_{t-1}: در این پژوهش، متغیر فرصت‌های سرمایه‌گذاری به عنوان متغیر تعدیل گر می‌باشد. برای محاسبه فرصت‌های سرمایه‌گذاری روابط و عوامل مختلفی در تحقیقات در نظر گرفته می‌شود که در این پژوهش، متغیر فرصت‌های سرمایه‌گذاری به پیروی از کومار و کریشنان (۲۰۰۸) از طریق تحلیل عاملی سه متغیر شامل شدت سرمایه‌گذاری، نرخ رشد ارزش جمع دارایی‌ها، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری جمع دارایی‌ها به دست می‌آید.

الف) متغیر شدت سرمایه‌گذاری:

$$INVINT = \sum_{i=t-2}^{t} \frac{[CapitalExpenditure + Acqisitions]_i}{[Depreciation]_i} \quad \text{مدل (۷)}$$

$Capital\ Expenditure$: مخارج تحمل شده برای تحصیل دارایی های ثابت و نامشهود

$Acqisitions$: تغییر در جمع سرمایه گذارسرمایه‌گذاریت طی دوره

$Depreciation\ expense$: بیانگر هزینه استهلاک می باشد.

ب) نرخ رشد ارزش بازار مجموع دارایی‌ها:

$$MVAGR = \sqrt[2]{\frac{Market\ Value\ of\ Total\ Assets_t}{Market\ Value\ of\ Total\ Assets_{t-2}}} \quad \text{مدل (۸)}$$

$Market\ Value\ of\ Total\ Assets_t$: ارزش بازار مجموع دارایی ها در سال t.

$Market\ Value\ of\ Total\ Assets_{t-2}$: ارزش بازار مجموع دارایی ها در سال $t-2$.

که در آن ارزش بازار مجموع دارایی‌ها به‌صورت مدل (۸) محاسبه می‌شود:

$$\begin{aligned} Market\ Value\ of\ Total\ Assets_t \\ = Book\ Value\ of\ Total\ Assets_t \\ - Book\ Value\ of\ Equity_t \\ + Market\ Value\ of\ Equity_t \end{aligned} \quad \text{مدل (۸)}$$

$Book\ Value\ of\ Total\ Assets_t$: ارزش دفتری مجموع دارایی ها

$Book\ Value\ of\ Equity_t$: ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام

$Market\ Value\ of\ Equity_t$: ارزش بازار حقوق صاحبان سهام

ج) نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری جمع دارایی‌ها:

$$MKTBKASS = \frac{Market\ Value\ of\ Total\ Assets_t}{Book\ Value\ of\ Total\ Assets_{t-2}} \quad \text{مدل (۹)}$$

علاوه بر سه عامل ارائه‌شده در بالا، عامل دیگری که در یک مدل جداگانه مورد بررسی قرار می‌گیرد، کیوتوبین است که در پژوهش‌های ابر و همکاران (۲۰۱۰)، هواکیمیان و همکاران (۲۰۰۹) و نیز عربصالحی و اخلاقی (۱۳۹۰) به عنوان نماینده فرصت‌های سرمایه‌گذاری نام‌گذاری شده است. کیوتوبین در این پژوهش به شرح مدل (۱۰) اندازه‌گیری شده است:

$$Q_s = \frac{VOCSILOY + BVLTLILOY + BVCLILOY}{BVTAILOY} \quad \text{مدل (۱۰)}$$

$VOCSILOY$: ارزش سهام عادی در پایان سال

$BVLTLILOY$: ارزش دفتری بدهی‌های بلندمدت در پایان سال

$BVCLILOY$: ارزش دفتری بدهی‌های جاری در پایان سال

$BVTAILOY$: ارزش دفتری کل دارایی‌ها در پایان سال.

ROE_{t-1}: نرخ بازده حقوق صاحبان سهام را نرخ بازده ارزش ویژه نیز می نامند با استفاده از نسبت سود پس از کسر مالیات بر حقوق صاحبان سهام محاسبه شده است.

RET_{t-1}: بازده سالانه سهام است. اطلاعات مربوط به این متغیر از داده های اارائه‌شدهتوسط نرم افزار ره آورد نوین استخراج شده است.

$INFL_{t-1}$: نرخ تورم است که داده های مربوط به این متغیر از اطلاعات واقع بر سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی استخراج شده است.

$BETA_{t-1}$: این متغیر از اطلاعات ارارائه‌شدهر نرم افزار ره آورد نوین استخراج شده است.

$IRISK_{t-1}$: برای اندازه‌گیرین متغیر از داده های اراارائه‌شده نرم افزار ره آورد نوین استفاده شده است.

$SIZE_{t-1}$: اندازه شرکت است که عبارت است از لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام.

LEV_{t-1}: برابر است با نسبت مجموع بدهی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت به کل دارایی‌ها.

$OWNCEO$: سهام نگهداری‌شده توسط مدیرعامل، لگاریتم ۱ به‌علاوه سهام در تملک مدیرعامل.

$OWNDIR$: سهام متعلق به مدیران غیر از مدیرعامل شرکت، لگاریتم ۱ به‌علاوه درصد سهام متعلق به مدیران غیر از مدیرعامل شرکت.

$CEOCHMN$: یک متغیر دووجهی است که مقدار آن برای مدیرعاملی که دارای موقعیت رئیس هیئت‌مدیره نیز است ۱ و در غیر این صورت ۰ در نظرگرفته می‌شود.

یافته‌های تحقیق

آمار توصیفی

آمار توصیفی داده های مربوط به متغیرهای پژوهش در جدول (۱) ارائه‌شده است. اختلاف میان حداکثر و حداقل داده ها بیانگر دامنه مناسب برای استفاده از متغیرهاست. مقدار

مناسب انحراف معیار داده ها نشان دهنده انسجام مناسب داده های نمونه انتخابی می‌باشد. فاصله اندک میانگین و میانه متغیرها نشان دهنده برخورداری آنها از توزیع نرمال است. با توجه به نتایج به دست آمده، میانگین متغیر گردش مدیرعامل شرکت برابر ۰/۲۸۱ می‌باشد که نشان دهنده این است که به‌طور میانگین ۲۸ درصد از شرکت–سال‌ها، در طول دوره مورد بررسی حداقل یکبار جایگزینی مدیرعامل را تجربه کرده‌اند. در ارتباط با هزینه سرمایه شرکت، میانگین و میانه به ترتیب برابر ۰/۱۸۲ و ۰/۱۶۹ با میزان انحراف معیار ۰/۱۱۴ بوده است که این موضوع بیانگر نرمال بودن توزیع داده های این متغیر است. در رابطه با کیوتوبین میانگین ۱/۴۰۷ و میانه ۱/۲۷۵ و انحراف معیار ۰/۴۹۱ را مشاهده می‌کنیم و ازآنجایی‌که میانگین این متغیر از میانه آن بیشتر است نتیجه می‌گیریم که این متغیر دارای چولگی راست می‌باشد. نرخ رشد ارزش بازار مجموع دارایی‌ها که عامل اندازه‌گیری فرصت‌های سرمایه‌گذاری در این پژوهش است، نیز به ترتیب میانگین و میانه‌ای برابر با ۱/۱۹۹ و ۱/۱۳۹ داراست و نیز دارای انحراف معیار ۰/۲۸۰ است.

جدول (۱)- آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	میانه	ماکزیمم	مینیمم	انحراف معیار
گردش مدیرعامل	۱۵۰۴	۰/۲۸۱	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۴۴۹
هزینه سرمایه	۱۴۶۹	۰/۱۸۲	۰/۱۶۹	۰/۷۵۸	-۰/۳۲۸	۰/۱۱۴
کیو توبین	۱۴۵۴	۱/۴۰۷	۱/۲۷۵	۳/۱۰۱	۰/۴۹۰	۰/۴۹۱
هزینه سرمایه*کیو توبین	۱۴۹۷	۰/۲۴۶	۰/۲۱۱	۱/۱۵۱	-۰/۵۴۴	۰/۲۰۱
نرخ رشد ارزش بازار جمع دارایی‌ها	۱۵۰۴	۱/۱۹۹	۱/۱۳۹	۲/۵۵۶	۰/۴۶۶	۰/۲۸۰
هزینه سرمایه* نرخ رشد ارزش بازار جمع دارایی‌ها	۱۵۰۴	۰/۲۱۲	۰/۱۹۱	۰/۸۵۱	-۰/۵۸۷	۰/۱۵۴
بازدهی سرمایه	۱۵۰۱	۰/۲۸۲	۰/۲۹۱	۱/۸۳۰	-۱/۷۷۹	۰/۳۰۹
بازده سالانه سهام	۱۴۶۱	۰/۵۷۷	۰/۲۵۱	۴/۷۷۶	-۱/۹۹۳	۰/۹۷۶
نرخ تورم	۱۵۰۴	۰/۲۱۲	۰/۲۰۰	۰/۳۴۷	۰/۱۰۸	۰/۰۸۰
ریسک سیستماتیک	۱۴۶۲	۰/۶۱۵	۰/۴۲۲	۹/۷۶۶	-۶/۶۲۰	۱/۳۴۴
ریسک غیر سیستماتیک	۱۴۶۵	۲/۸۷۹	۲/۳۶۲	۱۴/۷۸۶	۰/۰۰۰	۲/۳۷۰
اندازه شرکت	۱۴۹۱	۲۷/۱۰۰	۲۶/۹۷۹	۳۲/۷۴۱	۲۲/۸۷۵	۱/۷۷۹
اهرم مالی	۱۵۰۴	۰/۶۰۲	۰/۶۱۴	۱/۳۹۰	۰/۰۱۳	۰/۲۰۷
سهام متعلق به مدیرعامل	۱۵۰۴	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰	۰/۱۳۷	۰/۰۰۰	۰/۰۱۴
سهام متعلق به مدیران غیر از مدیرعامل	۱۵۰۴	۰/۰۱۳	۰/۰۰۰	۰/۲۹۰	۰/۰۰۰	۰/۰۴۶
دوگانگی وظیفه مدیرعامل	۱۵۰۴	۰/۰۱۱	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۱۰۶

تحلیل عاملی برای انتخاب متغیر فرصت‌های سرمایه‌گذاری

با توجه به تعریف ارائه‌شده از متغیر فرصت‌های سرمایه‌گذاری، برای برازش مدل ها ابتدا باید متغیر فرصت‌های سرمایه‌گذاری محاسبه شود. در پژوهش حاضر، اولین عامل اصلی در تحلیل عاملی سه متغیر شدت سرمایه‌گذاری، نرخ رشد ارزش بازار جمع دارایی‌ها و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری جمع دارایی‌ها انتخاب شده است. انتخاب این متغیرها بر اساس مطالعه کومار و کریشنان (۲۰۰۸) بوده است.

برای انتخاب متغیرهای مناسب برای انجام تحلیل عاملی از آزمون KMO، که مقدار آن بین صفر و یک است، استفاده می‌شود و در صورتی که مقدار آن کمتر از ۰/۵۰ باشد داده‌ها برای تحلیل عاملی مناسب نخواهند بود و اگر مقدار آن بین ۰/۵۰ تا ۰/۶۹ باشد می‌توان با احتیاط بیشتر به تحلیل عاملی پرداخت. اما در صورتی که مقدار آن بزرگ‌تر از ۰/۷۰ باشد همبستگی‌های موجود در بین داده‌ها برای تحلیل مناسب خواهند بود. همان طور که در جدول (۲) نشان داده شده است، مقدار آزمون KMO، ۰/۵۳ می‌باشد. پس می‌توان تحلیل عاملی را انجام داد. همان طور که اشاره شد، برای اطمینان از مناسب بودن داده ها برای تحلیل عاملی، مبنی بر اینکه ماتریس همبستگی که پایه تحلیل عاملی قرار می‌گیرد برابر صفر است یا خیر (ماتریس واحد است یا خیر)، باید از آزمون بارتلت استفاده کرد. اگر این مقدار کمتر از ۰/۰۵ باشد، داده ها معنی دار است. نتایج این دو آزمون در جدول (۲) نشان داده شده است.

جدول (۲)- خلاصه نتایج آزمون KMO و بارتلت

آزمون KMO معیار مناسب بودن نمونه‌گیری		۰/۵۳۱
آزمون بارتلت	کای دو	۸۸۵/۴۶۳
	درجه آزادی	۳
	معنی‌داری	۰/۰۰۰

در جدول (۲)، با توجه با اینکه معنی داری در آزمون بارتلت کمتر از ۰/۰۵ است، ماتریس همبستگی، ماتریس واحد نیست و متغیرها با هم رابطه دارند. در جدول (۳)، میزان واریانس مشترک بین یک متغیر با سایر متغیرهای استخراجی در تحلیل ارائه‌شده است.

جدول (۳)- اشتراکات واریانس بین متغیرها

نام متغیر	اشتراکات اولیه	اشتراکات استخراجی
شدت سرمایه‌گذاری	۱/۰۰۰	۰/۹۹۷
نرخ رشد ارزش بازار جمع دارایی‌ها	۱/۰۰۰	۰/۸۳۵

ارزش بازار به ارزش دفتری مجموع دارایی‌ها	۱/۰۰۰	۰/۸۲۱
روش استخراجی: تجزیه و تحلیل اجزاء اصلی		

اشتراکات اولیه، برآوردهای واریانس در هر متغیر را نشان می‌دهد که توسط همه اجزاء به کار گرفته‌شده است. برای استخراج اجزاء اصلی، اشتراکات اولیه همواره برابر ۱ است. اشتراکات استخراجی، برآوردهای واریانس در هر متغیر است که توسط عوامل استخراجی به کار گرفته‌شده است. این اشتراکات برای همه متغیرها تقریبا بالاست که بیانگر این است که اجزاء استخراجی به خوبی نماینده متغیرها هستند. در جدول (۴)، همه عوامل قابل استخراج از تجزیه و تحلیل همراه با مقادیر خاص اولیه، درصد واریانس و واریانس هر عامل ارائه‌شده است.

جدول (۴)- مجموع واریانس

اجزاء	مقادیر خاص اولیه		مجموع مربعات استخراجی			مجموع مربعات چرخش یافته		
	جمع	درصد واریانس	جمع	درصد واریانس	درصد واریانس انباشته	جمع	درصد واریانس	درصد واریانس انباشته
۱	۱/۷۴۶	۵۸/۲۰۶	۱/۷۴۶	۵۸/۲۰۶	۵۸/۲۰۶	۱/۶۳۸	۵۴/۶۰۹	۵۴/۶۰۹
۲	۰/۹۰۲	۳۰/۲۲۴	۰/۹۰۷	۳۰/۲۲۴	۸۸/۴۳۰	۱/۰۱۵	۳۳/۸۲۱	۸۸/۴۳۰
۳	۰/۳۴۷	۱۱/۵۷۰						

اولین بخش جدول (۴)، مقادیر خاص اولیه را نشان می‌دهد. ستون جمع در این بخش نشان دهنده مقدار واریانس در متغیرهای اولیه به کار گرفته‌شده توسط هر جزء است. مقادیر خاص بیشتر از یک در بخش اجزاء استخراجی نشان داده شده است. همانطور که مشاهده می‌شود اجزاء استخراجی، تزدیک به ۸۸ درصد تغییرپذیری ۳ متغیر اولیه را توضیح می دهند. در بخش سوم جدول (۴)، اجزاء چرخش یافته نشان داده شده است. جدول (۵)، ماتریس اجزاء چرخش یافته را نشان می‌دهد. این جدول نشان می‌دهد که کدام جزء باید انتخاب شود.

جدول (۵)- ماتریس اجزاء چرخش یافته

نام متغیر	اجزاء	
	۱	۲
شدت سرمایه‌گذاری	۰/۱۰۴	۰/۹۹۳
نرخ رشد ارزش بازار جمع دارایی‌ها	۰/۹۱۳	۰/۰۳۱
ارزش بازار به ارزش دفتری مجموع دارایی‌ها	۰/۸۹۱	۰/۱۶۷

با توجه به نتایج به دست آمده در جدول (۵)، نرخ رشد ارزش بازار جمع دارایی‌ها (MVAGR) بهترین نماینده است؛ زیرا با جزء دوم کمترین همبستگی را دارد (۰/۰۳۱). بنابراین در این پژوهش نرخ رشد ارزش بازار جمع دارایی‌ها به عنوان نماینده متغیر فرصت‌های سرمایه‌گذاری انتخاب گردید.

آزمون فرضیه‌های پژوهش

نتایج آزمون فرضیه‌ها با استفاده از مدل نرخ رشد ارزش بازار جمع دارایی‌ها

نتایج تخمین الگوی رگرسیون لجستیکی فرضیه های پژوهش با استفاده از مدل نرخ رشد ارزش بازار جمع دارایی‌ها به روش داده‌های ترکیبی در جدول (۶) ارائه‌شده است. در فرضیه اول با استفاده از یک مدل لجستیک تأثیر هزینه سرمایه را بر جایگزینی مدیرعامل شرکت بررسی می شود. در فرضیه دوم تأثیر فرصت‌های سرمایه‌گذاری بر رابطه بین هزینه سرمایه و گردش مدیرعامل را در مدل نرخ رشد ارزش بازار جمع دارایی‌ها مورد آزمون قرار می گیرد. مقدار شاخص عامل تورم واریانس برای تمامی متغیرها کمتر از ۱۰ به دست آمد؛ از این‌رو می‌توان نتیجه گرفت که بین متغیرهای تحقیق، همخطی وجود ندارد.

در این پژوهش برای بررسی خوبی برازش مدل از آزمون هاسمر- لمشو با استفاده از آماره کای دو انجام می‌شود، اگر مقدار معناداری مربوط به آماره آزمون از ۵ درصد کمتر باشد، مدل با مشاهدات واقعی برازش ندارد؛ اما مقدار معناداری بیشتر از ۵ درصد، نشان دهنده نیکویی برازش مدل است (کاظم نژاد و همکاران، ۱۳۸۹: ۳۶۳). همان‌طور که ملاحظه میشود، مقایسه سطح معناداری مقدار احتمال آماره هاسمر- لمشو و اندروز بیشتر از ۰/۰۵ می‌باشد، درنتیجه فرض صفر پذیرفته و قابلیت تبیین مطلوب مدل پذیرفته می‌شود.

با توجه به آماره LR به دست آمده (۵۰/۲۲۱) و همچنین سطح معناداری آن (۰/۰۰۰)، با ضریب اطمینان ۹۵ درصد می‌توان ادعا نمود که مدل معنی دار بوده و از اعتبار بالایی برخوردار است.

همان طور که در جدول (۶) مشاهده می‌شود، سطح معناداری برای هزینه سرمایه به عنوان متغیر مستقل این پژوهش ۰/۲۹۱ حاصل گردیده که مقدار آن از سطح ۵ درصد بیشتر است. پس می‌توان نتیجه گرفت که در این مدل بین هزینه سرمایه و گردش مدیرعامل شرکت رابطه معناداری وجود ندارد. مطابق با این شواهد فرضیه اول پژوهش که مبنی بر وجود رابطه معنادار بین هزینه سرمایه و گردش مدیرعامل شرکت است، در مدل

نرخ رشد ارزش بازار جمع دارایی‌ها، تایید نمی شود.

جدول (٦)- نتایج تخمین مدل نرخ رشد ارزش بازار جمع دارایی‌ها

متغیر	ضرایب	آماره والد	سطح معناداری	عامل تورم واریانس
عرض از مبدا (α_0)	-۱/۵۷۰	-۱/۴۹۱	۰/۱۳۶	-
هزینه سرمایه	-۱/۰۱۳	-۱/۰۵۵	۰/۲۹۱	۲/۵۸۳
نرخ رشد ارزش بازار جمع دارایی‌ها	-۰/۶۱۶	-۲/۲۸۰	۰/۰۲۳	۱/۵۱۳
هزینه سرمایه* نرخ رشد ارزش بازار جمع دارایی‌ها	-۰/۱۲۲	-۰/۱۴۷	۰/۸۸۳	۳/۰۷۸
بازدهی سرمایه	-۰/۰۴۰	-۰/۱۸۷	۰/۸۵۲	۱/۲۴۷
بازده سالانه سهام	-۰/۱۳۰	-۱/۷۶۷	۰/۰۷۷	۱/۳۴۴
نرخ تورم	۱/۸۶۵	۲/۲۶۳	۰/۰۲۴	۱/۲۵۳
ریسک سیستماتیک	۰/۱۰۴	۲/۲۴۸	۰/۰۲۵	۱/۰۹۲
ریسک غیر سیستماتیک	۰/۰۳۶	۱/۱۰۸	۰/۲۶۸	۱/۱۱۱
اندازه شرکت	۰/۰۳۶	۰/۹۳۴	۰/۳۵۰	۱/۵۸۵
اهرم مالی	۰/۳۳۴	۱/۰۶۶	۰/۲۸۶	۱/۱۲۷
سهام متعلق به مدیرعامل	-۲۶/۴۰۰	-۳/۰۵۳	۰/۰۰۲	۱/۴۸۷
سهام متعلق به مدیران غیر از مدیرعامل	-۰/۹۳۳	-۰/۶۴۹	۰/۵۱۷	۱/۳۸۵
دوگانگی وظیفه مدیرعامل	۰/۲۶۵	۰/۴۴۸	۰/۶۵۴	۱/۰۲۰
مک فادن R^2	۰/۰۲۹			
آماره نسبت درست‌نمایی	۵۰/۲۲۱			
سطح معناداری مدل	۰/۰۰۰			
آماره هاسمر- لمشو (معناداری با درجه آزادی ۸)	۲/۴۲۹ (۰/۹۶۵)			
آماره اندروز (معناداری با درجه آزادی ۱۰)	۳/۰۲۰ (۰/۹۸۱)			

$$CEO_t = \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 IO_{t-1} + \alpha_3 (r_{t-1} \times IO_{t-1}) + \alpha_4 Controls + \varepsilon_{t-1}$$

: متغیر وابسته که برابر گردش مدیرعامل شرکت در سال جاری است. CEO_t

: متغیر مستقل فرضیه است که عبارت است از هزینه سرمایه سال قبل. r_{t-1}

: متغیر فرصت‌های سرمایه‌گذاری است که نقش یک متغیر تعدیل گر دارد و در این مدل با نرخ رشد ارزش بازار جمع دارایی‌ها اندازه‌گیری شده است. IO_{t-1}

: متغیرهای کنترلی $Controls$

ε: خطای تصادفی

در ارتباط با متغیر نرخ رشد ارزش بازار جمع دارایی‌ها به عنوان نماینده متغیر فرصت‌های سرمایه‌گذاری که نقش یک متغیر تعدیلگر را بازی می‌کند، سطح معناداری

۰/۰۲۳ را شاهد هستیم که این موضوع مبین وجود یک رابطه معنادار بین این متغیر و گردش مدیرعامل شرکت در سطح ۹۵ درصد اطمینان است. سطح معناداری برای هزینه سرمایه*نرخ رشد ارزش بازار جمع دارایی‌ها، به عنوان متغیر تعدیل گر در این پژوهش، برابر ۰/۸۸۳ حاصل گردیده، که مقدار آن بیشتر از ۵ درصد است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که رابطه معناداری بین نرخ رشد ارزش بازار جمع داراییها*هزینه سرمایه و گردش مدیرعامل شرکت وجود ندارد. به سخن دقیق‌تر، نرخ رشد ارزش بازار جمع دارایی‌ها بر رابطه بین هزینه سرمایه و گردش مدیرعامل شرکت تاثیرگذار نیست. با توجه به نتایج بالا و به دلیل این که مبنای فرضیه های پژوهش وجود رابطه معنادار است، فرضیه دوم پژوهش در مدل نرخ رشد ارزش بازار جمع داراییها رد می‌شود.

از میان متغیرهای کنترلی، نرخ تورم و ریسک سیستماتیک دارای رابطه مثبت و معنادار و سهام متعلق به مدیرعامل شرکت رابطه منفی و معناداری با گردش مدیرعامل شرکت دارد. اما بین متغیر وابسته با سایر متغیرهای کنترلی پژوهش رابطه معناداری یاقت نشد.

نتایج آزمون فرضیه ها با استفاده از مدل کیوتوبین

نتایج تخمین فرضیه های پژوهش با استفاده از مدل کیوتوبین در جدول (۷) ارائه‌شده است. در خصوص معنادار بودن کل رگرسیون مدل فرضیه ها، با توجه به مقدار محاسبه شده برای آزمون LR و سطح معناداری آن می‌توان نتیجه گرفت که کل مدل رگرسیونی معنادار می‌باشد. ضریب تعیین مک فادن نیز نشان می‌دهد، تقریباً ۰/۰۳۵ از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود.

همان‌طور که در جدول (۷) ملاحظه می شود، مقایسه سطح معناداری مقدار احتمال آماره هاسمر- لمشو و اندروز بیشتر از ۰/۰۵ می باشد، درنتیجه فرض صفر پذیرفته و قابلیت تبیین مطلوب مدل پذیرفته می‌شود.

در جدول (۷)، سطح معناداری متغیر مستقل پژوهش (هزینه سرمایه) از ۵ درصد کمتر است، درنتیجه فرض صفر رد شده و نتیجه گرفته می‌شود که بین متغیر مستقل و متغیر وابسته رابطه معناداری وجود دارد.

جدول (۷) نتایج تخمین مدل کیوتوبین

متغیر	ضرایب	آماره والد	سطح معناداری	عامل تورم واریانس
عرض از مبدا (α_0)	-۲/۵۵۶	-۲/۳۳۰	۰/۰۲۰	-
هزینه سرمایه	۲/۳۰۴	۲/۰۲۴	۰/۰۴۳	۴/۲۷۹
کیوتوبین	۰/۲۹۶	۱/۴۹۷	۰/۱۳۵	۲/۵۳۸
هزینه سرمایه*کیوتوبین	-۲/۷۵۲	-۳/۵۱۵	۰/۰۰۰	۵/۹۴۹
بازدهی سرمایه	-۰/۰۱۷	-۰/۰۷۵	۰/۹۴۰	۱/۲۸۰
بازده سالانه سهام	-۰/۱۶۹	-۲/۲۶۵	۰/۰۲۴	۱/۳۱۵
نرخ تورم	۲/۰۷۶	۲/۴۵۳	۰/۰۱۴	۱/۲۶۹
ریسک سیستماتیک	۰/۰۷۹	۱/۷۱۳	۰/۰۸۷	۱/۱۰۴
ریسک غیر سیستماتیک	۰/۰۲۱	۰/۶۳۰	۰/۵۲۹	۱/۱۱۹
اندازه شرکت	۰/۰۳۴	۰/۸۵۰	۰/۳۹۵	۱/۴۷۰
اهرم مالی	۰/۳۲۴	۰/۹۹۷	۰/۳۱۹	۱/۱۴۰
سهام متعلق به مدیرعامل	-۲۶/۹۴۳	-۳/۱۱۴	۰/۰۰۲	۱/۱۱۸
سهام متعلق به مدیران غیر از مدیرعامل	-۱/۱۳۴	-۰/۷۹۱	۰/۴۲۹	۱/۱۲۶
دوگانگی وظیفه مدیرعامل	۰/۲۰۲	۰/۳۴۲	۰/۷۳۲	۱/۰۲۶
مک فادن R^2	۰/۰۳۵			
آماره نسبت درست‌نمایی	۵۷/۶۸۶			
سطح معناداری مدل	۰/۰۰۰			
آماره هاسمر- لمشو (معناداری با درجه آزادی ۸)	۷/۵۷۳۷ (۰/۴۷۶)			
آماره اندروز (معناداری با درجه آزادی ۱۰)	۸/۱۷۹۶ (۰/۶۱۱)			

$$CEO_t = \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 IO_{t-1} + \alpha_3 (r_{t-1} \times IO_{t-1}) + \alpha_4 Controls + \varepsilon_{t-1}$$

: متغیر وابسته که برابر گردش مدیرعامل شرکت در سال جاری است. CEO_t

: متغیر مستقل فرضیه است که عبارت است از هزینه سرمایه سال قبل. r_{t-1}

: متغیر فرصت‌های سرمایه‌گذاری است که نقش یک متغیر تعدیل گر دارد و در این مدل با کیوتوبین اندازه‌گیری شده است. IO_{t-1}

: متغیرهای کنترلی $Controls$

ε: خطای تصادفی

همان گونه که در جدول (۷) مشاهده می‌شود، ضریب محاسبه شده برای هزینه سرمایه مثبت بوده و می‌توان گفت که بین هزینه سرمایه و گردش مدیرعامل شرکت رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. به‌طور کلی، می توان ادعا کرد که بعد از کنترل سایر عوامل مؤثر بر هزینه سرمایه، هزینه سرمایه دارای رابطه مثبت و معناداری با گردش مدیرعامل شرکت است. این نتایج بیانگر این نکته است که هزینه سرمایه، منتقل کننده اطلاعاتی است که به

هیئت‌مدیره برای ارزیابی استعداد و عملکرد مدیرعامل و درنتیجه توضیح گردش مدیرعامل شرکت کمک می‌کند. بنابراین فرضیه اول پژوهش در مدل کیوتوبین مبنی بر وجود رابطه معنادار بین هزینه سرمایه و گردش مدیرعامل شرکت، تایید می‌شود. نتایج این فرضیه سازگار با نتیجه مطالعه هو و لین (۲۰۱۵) است.

در ارتباط با متغیر کیوتوبین به عنوان نماینده متغیر فرصت‌های سرمایه‌گذاری سطح معناداری ۰/۱۳۵ را شاهد هستیم. با توجه به این موضوع می توان نتیجه گرفت که بین کیوتوبین و گردش مدیرعامل شرکت رابطه معناداری وجود ندارد. اما سطح معناداری برای هزینه سرمایه*کیوتوبین، به عنوان متغیر تعدیل گر در این پژوهش، برابر ۰/۰۰۰ حاصل گردیده، که مقدار آن کمتر از ۵ درصد است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که در سطح اطمینان ۹۵ درصد رابطه معناداری بین هزینه سرمایه*کیوتوبین و گردش مدیرعامل شرکت وجود دارد. از طرفی، با توجه به ضریب منفی این متغیر (۲/۷۵۲-)، در می یابیم که بین هزینه سرمایه*کیوتوبین و گردش مدیرعامل شرکت رابطه منفی و معناداری وجود دارد. به دیگر سخن، فرصت‌های سرمایه‌گذاری در مدل کیوتوبین بر رابطه بین هزینه سرمایه و گردش مدیرعامل شرکت تاثیرگذار است و می‌توان گفت در شرکت‌هایی که فرصت‌های سرمایه‌گذاری کمتری دارند، هزینه سرمایه یکی از عوامل جایگزینی مدیرعامل شرکت محسوب می‌شود. با توجه به نتایج بالا و به دلیل این که مبنای فرضیه های پژوهش وجود رابطه معنادار است، فرضیه دوم پژوهش در مدل کیوتوبین، پذیرفته می‌شود.

در مورد متغیرهای کنترلی نیز مشخص گردید که بازده سالانه سهام و سهام متعلق به مدیرعامل شرکت رابطه منفی و معناداری با گردش مدیرعامل شرکت دارند و نرخ تورم سالانه با گردش مدیرعامل شرکت دارای رابطه مثبت و معنادار می‌باشد. اما بین متغیر وابسته با سایر متغیرهای کنترلی پژوهش رابطه معناداری یافت نشد.

نتیجه‌گیری

در این پژوهش تأثیر فرصت‌های سرمایه‌گذاری بر رابطه بین هزینه سرمایه و گردش مدیرعامل شرکت از طریق تجزیه و تحلیل داده های مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و با استفاده از روش داده های ترکیبی بررسی شد. برای رسیدن

به این هدف، اطلاعات ۱۸۸ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۴، را مورد مطالعه قرار دادیم. برای بررسی تأثیر فرصت‌های سرمایه‌گذاری بر رابطه بین هزینه سرمایه و گردش مدیرعامل شرکت از دو مدل نرخ رشد ارزش بازار جمع دارایی‌ها و کیوتوبین استفاده شد و فرضیه های طرح شده در هرکدام از مدل ها مورد بررسی و آزمون قرار گرفتند.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول در مدل کیوتوبین نشان می‌دهد که در سطح اطمینان ۹۵ درصد بین هزینه سرمایه و گردش مدیرعامل شرکت رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. نتایج بیانگر آن است که هر چه هزینه سرمایه بالاتر باشد گردش مدیران عامل شرکت نیز بیشتر می‌شود. به بیان دقیق تر، هزینه سرمایه قدرت توضیح دهندگی جایگزینی مدیرعامل شرکت را داراست. نتایج این فرضیه مطابق با نتایج مطالعه هو و لین (۲۰۱۵) است. آنها استدلال کردند که بین هزینه سرمایه و گردش مدیرعامل شرکت رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. به‌طور کلی، هزینه سرمایه سهام اطلاعاتی را در مورد بخش عدم اصمینان بازده، که مکمل اطلاعات مربوط به عملکرد جریان وجه نقد است، به دست می‌دهد و به آگاهی هیئت‌مدیره در مورد استعداد ناشناخته و کیفیت تصمیم‌گیری مدیر عامل و همچنین تصمیمات مربوط به گردش مدیر عامل کمک می‌کند. این نتایج مطابق چارچوب نظری باشمن و همکاران (۲۰۱۰) است.

در رابطه با تأثیر فرصت‌های سرمایه‌گذاری بر رابطه بین هزینه سرمایه و گردش مدیرعامل شرکت، از عامل کیوتوبین به عنوان نماینده متغیر فرصت‌های سرمایه‌گذاری استفاده شد. در این مدل نشان دادیم که فرصت‌های سرمایه‌گذاری تأثیر منفی و معناداری بر رابطه بین هزینه سرمایه و گردش مدیرعامل شرکت دارد. به‌عبارت دیگر، در شرکت-هایی که فرصت‌های سرمایه‌گذاری کمتری دارند، ارتباط بین هزینه سرمایه و گردش مدیرعامل شرکت مثبت است. بدین معنا که در چنین شرکت‌هایی هزینه سرمایه یکی از عوامل جایگزینی مدیران عامل به شمار می‌رود. نتایج این فرضیه مغایر با نتایج پژوهش هو و لین (۲۰۱۵) است که نشان دادند که تأثیر مثبت هزینه سرمایه بر گردش مدیرعامل شرکت در شرکت‌های با فرصت‌های سرمایه‌گذاری بالاتر، بیشتر است. این تناقض ناشی از شرایط اقتصادی شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران در دوره مورد بررسی می‌باشد. شرایط عمومی اقتصادی میزان عرضه و تقاضای سرمایه و همچنین سطح مورد انتظار تورم را تعیین می‌کنند و همان‌گونه که در اقتصاد، تقاضا برای پول متناسب با عرضه تغییر

می‌کند، سرمایه‌گذاران نیز نرخ بازده مورد انتظار خود را تغییر می‌دهند و چنانچه افزایش در تقاضا متناسب با افزایش در عرضه پول نباشد، سرمایه‌گذاران نرخ بازده مورد انتظار خود را افزایش می‌دهند. به همین ترتیب اگر تورم موجب کاهش قدرت خرید پول گردد سرمایه‌گذاران نیز انتظار نرخ بازده بیشتری را برای جبران این زیان خواهند داشت. تصمیمات مدیرعامل شرکت می‌تواند در ایجاد فرصت‌های سرمایه‌گذاری و جذب آسان‌تر سرمایه‌گذاری تأثیرگذار باشد که این موضوع می‌تواند به افزایش مدت تصدی مدیرعامل شرکت کمک کند. با توجه به تأیید این فرضیه می‌توان بیان کرد که فرصت‌های سرمایه‌گذاری بر رابطه بین هزینه سرمایه و گردش مدیرعامل شرکت تأثیرگذار است.

در مدل نرخ رشد ارزش بازار جمع دارایی‌ها، اثری از وجود رابطه بین هزینه سرمایه و گردش مدیرعامل شرکت یافت نشد. به سخن دقیق‌تر، نرخ رشد ارزش بازار جمع دارایی‌ها (که نماینده فرصت‌های سرمایه‌گذاری در این مدل است) بر رابطه بین هزینه سرمایه و گردش مدیرعامل شرکت تاثیرگذار نیست. بنابراین می‌توان بیان کرد که نرخ رشد ارزش بازار جمع دارایی‌ها شاخص مناسبی برای اندازه‌گیری تأثیر فرصت‌های سرمایه‌گذاری بر رابطه بین هزینه سرمایه و گردش مدیرعامل شرکت نمی باشد.

پیشنهادهایی برای استفاده کنندگان و پژوهش های آتی

پیشنهادهای مبتنی بر نتایج پژوهش

۱- به هیئت‌مدیره شرکت ها پیشنهاد می‌شود که با مدلها و نحوه محاسبه هزینه سرمایه شرکت ها بیشتر آشنا شده و در تصمیم گیریهای مربوط با جایگزینی مدیرعامل شرکت استفاده کنند.

۲- به مدیرعامل شرکت ها پیشنهاد می‌شود برای کاهش هزینه سرمایه، با بررسی دقیق فرصت‌های سرمایه‌گذاری و استفاده از این فرصت ها مثلاً با خرید به موقع دارائی های بلند مدت و استفاده از تکنولوژی جدید و استفاده از ظرفیت بلا استفاده زمینه کاهش هزینه سرمایه شرکت را فراهم کنند.

۳- با توجه به نتیجه فرضیه دوم، به سهامداران و کلیه فعالان بازار سرمایه پیشنهاد می‌شود که در تصمیمات منطقی از تأثیری که فرصت‌های سرمایه‌گذاری شرکت ها دارد، در کنار سایر معیارها استفاده کرده و در ارزیابی عملکرد مدیرعامل شرکت، به این شاخص توجه ویژه شود.

پیشنهادهایی برای پژوهش‌های آتی

۱- ارتباط بین متغیر هزینه سرمایه با گردش مدیرعامل شرکت در بازار سرمایه ایران به تفکیک در صنایع مختلف، به بوته آزمایش گذاشته شود و نتایج با مدل‌های پژوهش حاضر مقایسه گردد.

۲- بررسی تأثیر ریسک شرکت بر گردش مدیرعامل و رابطه بین هزینه سرمایه و گردش مدیرعامل شرکت.

۳- بررسی تأثیر سایر روش های اندازه‌گیری فرصت‌های سرمایه‌گذاری بر رابطه بین هزینه سرمایه و گردش مدیرعامل شرکت و مقایسه آن با نتایج این پژوهش.

۴- با در نظر گرفتن این مسأله که در نمونه این پژوهش شرکت‌های بزرگ و کوچک ازلحاظ اندازه و شرکت‌هایی با عمر طولانی و کوتاه، مجموعاً در نمونه وجود داشتند؛ پیشنهاد می‌شود، مطالعه‌ای در جهت تعیین تفاوت رابطه بین هزینه سرمایه و گردش مدیرعامل شرکت این نوع شرکت ها در مقایسه با یکدیگر انجام گردد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

ثقفی. علی، بولو. قاسم(۱۳۸۸)، هزینه حقوق صاحبان سهام و ویژگی های سود، *تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، شماره ۲، صص ۴-۲۷.

جهان‌خانی. علی، صفاریان. امیر(۱۳۸۲)، واکنش بازار سهام نسبت به اعلان سود برآوردی هر سهم در بورس اوراق بهادار تهران، *تحقیقات مالی*، سال پنجم، شماره ۱۶، صص ۸۱-۶۱

حاجیها. زهره، اخلاقی. حسنعلی(۱۳۹۰)، ابزارهای نظارتی راهبردی شرکتی و هزینه سرمایه شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران، *مدیریت کسب‌وکار*، سال دوم، شماره ۱۰، صص ۱۶۷-۱۸۶.

حجازی. رضوان، جلالی. فاطمه(۱۳۸۵)، بررسی عوامل مؤثر بر هزینه سرمایه در شرکت-های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، *پژوهش‌نامه علوم انسانی و اجتماعی«علوم اقتصادی»*، سال هفتم، شماره ۲۴، صص ۱۳-۳۰.

خدادادی. ولی، افلاطونی. عباس، نوروزی. محمد، محب خواه. محمد(۱۳۹۶)، بیش سرمایه‌گذاری، نوع مدیریت سود متعاقب آن و دوره تصدی مدیرعامل: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران، *دانش حسابداری*، دوره هشتم، شماره ۳ (پیاپی ۳۰)، صص ۲۰۳-۲۲۵.

دیانتی‌دیلمی. زهرا، مرادزاده‌فرد. مهدی، مظاهری. علی(۱۳۹۲)، اثر مدت‌تصدی مدیریت بر ارزش شرکت، هزینه‌های نمایندگی و ریسک اطلاعاتی، *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، فصل سوم، شماره ۹ ، صص ۲۱-۳۹.

صفری‌گرایلی. مهدی(۱۳۸۷)، بررسی تأثیر ساختار سرمایه بر سودآوری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، *چشم‌انداز مدیریت*، شماره ۳۳، صص ۱۵۹-۱۷۵.

عابدنظری. مونا، نوروش. ایرج، ابراهیمی. ابراهیم(۱۳۹۲)، رابطه فرصت‌های سرمایه‌گذاری و سود با توجه به چرخه عمر شرکت‌ها، *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، سال یازدهم، شماره ۳۹، صص ۱۴۷-۱۶۶.

عربصالحی. مهدی، اخلاقی. حسنعلی(۱۳۹۰)، تأثیر فرصت‌های سرمایه‌گذاری، منابع تأمین مالی و مالیات بر خط مشی تقسیم سود شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، *بورس اوراق بهادار*، سال چهارم، شماره ۱۶، صص ۱۰۱-۱۱۸.

علی نژاد. شهناز، بنی‌مهد. بهمن، اوحدی. فریدون(۱۳۹۴)، اثر مدت‌تصدی مدیرعامل بر رشد ارزش‌افزوده شرکت، *فصلنامه حسابداری مدیریت*، سال هشتم، شماره ۲۵، صص۱-۱۱.

کردستانی. غلامرضا، رحیمی. مصطفی(۱۳۸۹)، بررسی رابطه بین کیفیت حسابرسی با هزینه سرمایه سهام عادی و مدیریت سود، *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، سال هفتم، شماره ۲۶، صص ۷۱-۹۲.

گجراتی. دامودار(۲۰۱۰)، مبانی اقتصادسنجی. ترجمه دکتر حمید ابریشمی (۱۳۹۰)، جلد اول و دوم، تهران: انتشارات دانشگاه تهران.

مؤمنی، منصور (۱۳۸۷). تحلیل‌های آماری با استفاده از SPSS. تهران: انتشارات کتاب نو.

Abor, J., & Bokpin, G. A. (2010). Investment opportunities, corporate finance, and dividend payout policy: Evidence from emerging markets. *Studies in economics and finance*, 27(3), 180-194.

Albuquerue, R., & Wang, N. (2008). Agency conflicts, investment, and asset pricing. *The Journal of Finance*, *63*(1), 1-40.

Ashbaugh-Skaife, H. O. L. L. I. S., Collins, D. W., & LaFond, R. Y. A. N. (2009)b. Corporate governance, risk and cost of equity. *Forthcoming, Contemporary Accounting Review*.

Ashbaugh-Skaife, H., Collins, D. W., & Lafond, R. (2009)a. The effect of SOX internal control deficiencies on firm risk and cost of equity. *Journal of Accounting research*, *47*(1), 1-43.

Baber, W. R., Janakiraman, S. N., & Kang, S. H. (1996). Investment opportunities and the structure of executive compensation. *Journal of Accounting and Economics*, *21*(3), 297-318.

Bizjak, J. M., Brickley, J. A., & Coles, J. L. (1993). Stock-based incentive compensation and investment behavior. *Journal of Accounting and Economics*, *16*(1-3), 349-372.

Brickley, J. A. (2003). Empirical research on CEO turnover and firm-performance: A discussion. *Journal of Accounting and Economics*, *36*(1), 227-233.

Brookman, J., & Thistle, P. D. (2009). CEO tenure, the risk of termination and firm value. *Journal of Corporate Finance*, *15*(3), 331-344.

Bushman, R., Dai, Z., & Wang, X. (2010). Risk and CEO turnover. *Journal of Financial Economics*, *96*(3), 381-398.

Choi, J. H., & Lee, W. J. (2014). Association between Big 4 auditor choice and cost of equity capital for multiple-segment firms. *Accounting & Finance*, *54*(1), 135-163.

Core, J. E., Guay, W. R., & Rusticus, T. O. (2006). Does weak governance cause weak stock returns? An examination of firm operating performance and investors' expectations. *The Journal of Finance*, *61*(2), 655-687.

Damodaran, A. (2002). *Damodaran on valuation: security analysis for investment and corporate finance* (Vol. 324). John Wiley & Sons.

Duchin, R. (2010). Cash holdings and corporate diversification. *The Journal of Finance*, *65*(3), 955-992.

Easton, P. D., & Monahan, S. J. (2005). An evaluation of accounting-based measures of expected returns. *The Accounting Review*, *80*(2), 501-538.

Fan, J. P., Wei, K. J., & Xu, X. (2011). Corporate finance and governance in emerging markets: A selective review and an agenda for future research. *Journal of Corporate Finance*, *17*(2), 207-214.

Garmaise, M. J., & Liu, J. (2005). Corruption, firm governance, and the cost of capital.

Giannetti, M., & Simonov, A. (2006). Which investors fear expropriation? Evidence from investors' portfolio choices. *The Journal of finance*, *61*(3), 1507-1547.

Hogan, C. E., & Lewis, C. M. (2005). Long-run investment decisions, operating performance, and shareholder value creation of firms adopting compensation plans based on economic profits. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, *40*(04), 721-745.

Hovakimian, A., & Hovakimian, G. (2009). Cash flow sensitivity of investment. European Financial Management, 15(1), 47-65.

Hu, J., & Lin, Z. (2015). The implied cost of equity capital, corporate investment and chief executive officer turnover. *Accounting & Finance*, *55*(4), 1041-1070.

Huson, M. R., Parrino, R., & Starks, L. T. (2001). Internal monitoring mechanisms and CEO turnover: A long-term perspective. *The Journal of Finance*, *56*(6), 2265-2297.

Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure.

Journal of financial economics, *3*(4), 305-360.

Kumar, K. R., & Krishnan, G. V. (2008). The value-relevance of cash flows and accruals: The role of investment opportunities. The Accounting Review, 83(4), 997-1040.

La Rocca, M., La Rocca, T., Gerace, D., & Smark, C. (2009). Effect of diversification on capital structure. *Accounting & Finance*, *49*(4), 799-826.

Myers, S. C., & Majluf, N. S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of financial economics*, *13*(2), 187-221.

Pagano, M., & Lombardo, D. (2002). Law and equity markets: A simple model.

Philippon, T. (2006). Corporate governance over the business cycle. *Journal of Economic Dynamics and Control*, *30*(11), 2117-2141.

Rachpradit, P., Tang, J. C., & Ba Khang, D. (2012). CEO turnover and firm performance, evidence from Thailand. *Corporate Governance: The international journal of business in society*, *12*(2), 164-178.

Smith, C. W., & Watts, R. L. (1992). The investment opportunity set and corporate financing, dividend, and compensation policies. Journal of financial Economics, 32(3), 263-292.

Soana, M. G., & Regalli, M. (2010). Corporate Governance Quality and Cost of Equity.

Tarus, D. K., & Ayabei, E. (2016). Board composition and capital structure: Evidence from Kenya. Management Research Review, *39*(9).

Tzelepis, D., & Skuras, D. (2004). The effects of regional capital subsidies on firm performance: an empirical study. *Journal of Small Business and Enterprise Development*, *11*(1), 121-129.

Wang, H., Davidson, W. N., & Wang, X. (2010). The Sarbanes-Oxley Act and CEO tenure, turnover, and risk aversion. The Quarterly *Review of Economics and Finance*, 50(3), 367-376.