

به نام خدا



فصلنامه

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال چهارم، شماره ۱۵، بهار ۱۳۹۴

این فصلنامه طبق نامه شماره ۳/۱۸۱۶۵۵ مورخ ۱۳۹۱/۸/۱۳ وزارت علوم، تحقیقات و فناوری از شماره سوم با درجه علمی _ پژوهشی منتشر می شود.

صاحب امتیاز: دانشگاه الزهرا (س)

مدیر مسئول: علی رحمانی

سر دبیر: ویدا مجتهدزاده

مدیر داخلی: اعظم ولی زاده

رشته	درجه علمی	دانشگاه	عضو هیئت تحریریه
حسابداری	استاد	دانشگاه مازندران	احمد احمدپور
مدیریت مالی	دانشیار	دانشگاه تهران	غلامرضا اسلامی بیدگلی
حسابداری	استاد	دانشگاه هاوایی امریکا	حمید پور جلالی
حسابداری	دانشیار	دانشگاه شهید باهنر کرمان	امید پور حیدری
حسابداری	استاد	دانشگاه الزهراء (س)	رضوان حجازی
حسابداری	استادیار	دانشگاه الزهراء (س)	سید احمد خلیفه سلطانی
حسابداری	دانشیار	دانشگاه شهید چمران اهواز	حسین سجادی
حسابداری	دانشیار	دانشگاه الزهراء (س)	غلامرضا سلیمانی امیری
حسابداری	دانشیار	دانشگاه الزهراء (س)	سید حسین علوی طبری
حسابداری	استاد	دانشگاه الزهراء (س)	ویدا مجتهدزاده
حسابداری	دانشیار	دانشگاه تهران	ساسان مهرانی

ویراستار فارسی: اعظم ولی زاده

ویراستار انگلیسی: الهه ابراهیمی

طراح جلد و لوگو اولیه: هدیه تیموریان

صفحه آرا: خدیجه اسفندی

چاپ و صحافی: کارگاه گرافیک فرگاهی

امور هماهنگی: سعیده صفر و مریم امیری خواه

نشانی: تهران، میدان شیخ بهایی شمالی، دانشگاه الزهراء (س)، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی

کد پستی: ۱۹۹۳۸۹۳۹۷۳

تلفن و نمابر: ۸۸۲۱۲۵۷۸

تارنما: <http://jera.alzahra.ac.ir>

رایانامه: jera@alzahra.ac.ir

خط مشی انتشار مجله

پژوهش‌های تجربی حسابداری فصلنامه‌ای است با رویکرد علمی - پژوهشی که با رسالت توسعه دانش و پژوهش حسابداری در کشور، به انتشار مقاله‌های پژوهشی* در حوزه حسابداری مبادرت می‌کند. مقالات با رویکرد تجربی / آرشویی، آزمایش، بین رشته‌ای / انتقادی، بازار پایه، پیمایش و مدل سازی که از ویژگی اصالت و نوآوری برخوردار باشند، در اولویت بررسی و انتشار خواهند بود. مهم ترین حوزه‌های مورد تاکید برای انتشار مقاله‌ها به شرح زیر می‌باشد:

- ۱- پژوهش‌های تجربی حسابداری در بازار سرمایه و بازار پول
- ۲- پژوهش‌های تجربی در حسابرسی و اطمینان بخشی
- ۳- پژوهش‌های تجربی در گزارشگری مالی و راهبری شرکتی

راهنمای تدوین و شرایط پذیرش مقاله‌ها

مقاله‌های ارسال شده پس از داوری تخصصی و در صورت تأیید هیئت تحریریه، به چاپ می‌رسد. از تمامی استادان و پژوهشگران گرامی که مقاله‌های خود را برای چاپ به این فصلنامه ارسال می‌کنند، تقاضا می‌شود، در تنظیم مقاله به موارد زیر توجه کنند.

۱. شکل مقاله

مقاله در محیط نرم‌افزاری Word 2007، در اندازه صفحه A4 (حاشیه‌ها از بالا ۴، پایین ۶/۵، چپ ۴/۵ و راست ۵ سانتی‌متر)، قلم فارسی متن Nazanin B با اندازه قلم: برای عنوان مقاله ۱۶ و برای نام نویسندگان ۱۲ به صورت پررنگ (Bold) و وسط چین؛ قلم فارسی متن B Zar با اندازه قلم: برای قسمت چکیده ۱۱، متن اصلی مقاله ۱۲، پی نوشت ۱۱، منابع ۱۱، واژه‌های کلیدی ۱۰ و محتوای فارسی نگاره‌ها ۱۰؛ فاصله بین خطوط یک سانتی متر و تورفتگی ابتدای هر پاراگراف معادل ۰.۳ سانتی متر و ردیف شده (Justify)؛ قلم انگلیسی متن Times New Roman با اندازه قلم: برای عنوان انگلیسی (پررنگ) ۱۴، چکیده انگلیسی ۱۲، فرمول‌ها ۱۱ (چپ چین)، پی نوشت ۱۱، منابع ۱۱، محتوای انگلیسی نگاره‌ها ۹، طبقه‌بندی موضوعی ۸، عناوین نگاره‌ها و نمودارها ایتالیک و پررنگ (Bold)، دارای فاصله ۶ سانتی متر قبل و بعد از نگاره و نمودار و به صورت وسط چین؛ حداکثر در ۱۸ صفحه (شامل منابع و ماخذ) و بدون

شماره گذاری صفحات، حروف چینی و فایل اصلی مقاله و فایل بدون نام نویسنده از طریق سامانه‌ی دریافت مقاله‌ها www.jera.ir ارسال شود. تا جایی که ممکن است، در متن مقاله از عکس استفاده نشود و در صورت استفاده، عکس با کیفیت بالا و سیاه و سفید باشد.

۲. ساختار مقاله

۲-۱. **صفحه جلد مقاله:** این صفحه باید شامل موارد زیر باشد:

- عنوان کامل مقاله؛

- نام نویسنده یا نویسندگان (نام نویسنده‌ای که عهده‌دار مکاتبات است، با علامت ستاره مشخص شود)؛

- رتبه علمی و نام مؤسسه یا دانشگاه یا محل اشتغال (به صورت فارسی و انگلیسی)، نشانی کامل نویسنده‌ای که عهده‌دار مکاتبات است، شامل: نشانی پستی، شماره تلفن، نمابر و نشانی پست الکترونیک (برای تمام نویسندگان)؛

- در ذکر نام نویسنده‌ها از القاب و عناوین استفاده نشود و فقط رتبه علمی و محل خدمت درج شود.

۲-۲. **صفحه اول مقاله:** عنوان و چکیده مقاله به زبان فارسی. چکیده در چهار پاراگراف شامل موضوع و هدف مقاله، روش پژوهش، یافته‌های پژوهش، و نتیجه‌گیری و اصالت و افزوده آن به دانش (در مجموع حداکثر ۱۶۵ کلمه) و واژه‌های کلیدی (حداکثر پنج واژه) و کد طبقه‌بندی JEL باشد. این کد گذاری برای طبقه‌بندی موضوعی در ادبیات اقتصادی طراحی شده است و جزئیات نحوه استفاده از آن در پایگاه اینترنتی:

< <http://www.aeaweb.org/jel/guide/jel.php> > قابل دسترسی است.

۲-۳. **صفحه دوم تا انتهای مقاله:** این بخش باید در بردارنده موارد زیر باشد:

- مقدمه (چند پاراگراف شامل بیان مسئله، مبانی نظری، هدف، اهمیت و ضرورت آن)؛

- مروری بر پیشینه (صرفاً پژوهش‌های مرتبط و به ترتیب زمانی یا موضوعی بررسی شود و نتیجه آن در پایان این بخش استخراج ماتریس نظریه و یا مدل مفهومی یا تحلیلی باشد که متغیرهای پژوهش را مستند می‌سازد و تدوین فرضیه‌های پژوهش؛

- روش پژوهش (شامل: روش پژوهش، ابزار گردآوری اطلاعات، فنون تجزیه و تحلیل و مدل آزمون فرضیه‌ها، تعریف متغیرهای مورد مطالعه و تعریف عملیاتی آن‌ها (می‌تواند در همان

بخش مدل‌های آزمون فرضیه ارائه شود و در این صورت نیازی به تکرار ندارد)، جامعه آماری، حجم نمونه و روش نمونه‌گیری)؛

- یافته‌های پژوهش (شامل: ارائه یافته‌ها، مقایسه آن با یافته‌های پژوهش‌های مذکور در پیشینه و تفسیر انطباق یا ناسازگاری یافته‌ها با پژوهش‌ها و نظریه‌ها)؛

- نتیجه‌گیری (شامل: خلاصه مسئله، ارائه خلاصه نتایج و نتیجه‌گیری کلی و ارائه پیشنهادها بر مبنای نتایج (توصیه‌های سیاستی صرفاً در تحقیقات کاربردی ضرورت دارد)، و در صورت لزوم پیشنهاد برای پژوهش‌های آتی با توجه به محدودیت‌های پژوهش یا چگونگی توسعه پژوهش حاضر)؛

- فهرست منابع.

- چکیده انگلیسی (که باید ترجمه مفهوم و روانی از چکیده فارسی باشد).

۳. ارجاع‌های درون‌متنی

به منظور ارجاع‌ها در متن مقاله از روش APA (ای. پی. ای) استفاده می‌شود؛ به این ترتیب که: نام خانوادگی نویسنده همراه با سال انتشار آن در متن به صورت فارسی ارائه می‌شود و نیازی به ذکر معادل انگلیسی اسامی در پی‌نوشت نمی‌باشد. چنانچه تعداد نویسندگان بیش از یک نفر بود از ویرگول (،) و چنانچه تعداد منابع مورد استناد بیش از یک عدد بود از نقطه ویرگول (؛) به منظور جدا سازی استفاده شود.

- هر منبعی که در متن مقاله به آن اشاره می‌شود، باید اطلاعات کامل آن در فهرست منابع درج شود و به غیر از این منابع، منبع دیگری در فهرست منابع و ماخذ درج نشود.

در صورت نیازی به توضیحات لازم درباره اصطلاح‌ها و یا ذکر معادل‌های انگلیسی واژه‌های درون‌متنی (به غیر از اسامی نویسندگان)، از پی‌نوشت استفاده شود. در متن به هیچ عنوان نباید عبارات و اصطلاحات انگلیسی ارائه شود، مگر در مورد فرمول‌ها و معادله‌ها.

۴. فهرست منابع

برای تنظیم فهرست منابع، از روش ارجاع APA (ای. پی. ای) استفاده می‌شود؛ به این ترتیب که ابتدا منابع فارسی و پس از آن منابع انگلیسی، به ترتیب حروف الفبا و بر اساس نام خانوادگی نویسنده، به شرح زیر ذکر و شماره گذاری می‌شود:

۴-۱. **کتاب:** نام خانوادگی، نام کامل نویسنده. (نقطه و یک فاصله) (سال انتشار). (نقطه و یک فاصله) نام کتاب با حروف ایتالیکی، (ویرگول و یک فاصله) نام مترجم، (ویرگول و یک فاصله) محل انتشار (دو نقطه و یک فاصله) نام انتشارات. (نقطه)

۴-۲. **مقاله:** نام خانوادگی، نام کامل نویسنده. (نقطه و یک فاصله) (تاریخ انتشار). (نقطه و یک فاصله) عنوان مقاله. (نقطه و یک فاصله) نام نشریه با حروف ایتالیکی، دوره (شماره) با حروف ایتالیکی، (ویرگول و یک فاصله) شماره صفحه شروع - (خط فاصله) پایان مقاله. (نقطه)

۴-۳. **مقالات برخط:** نام خانوادگی، نام کامل نویسنده. (نقطه و یک فاصله) (تاریخ انتشار). (نقطه و یک فاصله) عنوان مقاله. (نقطه و یک فاصله) نام نشریه با حروف ایتالیکی، دوره (شماره) با حروف ایتالیکی، (ویرگول و یک فاصله) شماره صفحه شروع - (خط فاصله) پایان مقاله. (نقطه و یک فاصله) دریافت شده از (دو نقطه و یک فاصله) آدرس سایت

۴-۴. **گزارش‌ها و سایر منابع:** در این باره نیز اطلاعات کافی و کامل ارائه شود.

-در فهرست منابع چنانچه تعداد نویسندگان بیش از یک نفر بود، اسامی آنها با استفاده از نقطه ویرگول (؛) جدا شود.

- فهرست منابع نیازمند شماره گذاری نمی‌باشد. چنانچه بیش از یک عنوان از یک یا چند نویسنده مورد استناد قرار گرفته باشد، علاوه بر رعایت ترتیب حروف الفبا، ترتیب سال انتشار نیز رعایت شود؛ به این صورت که کتاب یا مقاله‌ای که زودتر (قدیمی تر) انتشار یافته است، در فهرست زودتر درج می‌شود. به منظور جلوگیری از بروز اشتباه بین منابع مختلف درج شده در فهرست، شروع هر منبع بدون تورفتگی یا بیرون زدگی خواهد بود و چنانچه عبارت طولانی شد، ادامه با تورفتگی (با استفاده از تکنیک Hanging) ۵/۰ سانتی متر می‌باشد.

۵. نمودارها، نگاره‌ها و فرمول‌ها

عنوان نمودارها در زیر و عنوان نگاره‌ها در بالای آنها درج شود. بهتر است نمودارها و نگاره‌ها، در داخل متن و پس از جایی که به آنها اشاره شده، درج شوند. برای شماره گذاری از شماره ۱ (عددی و داخل پرانتز، مانند نگاره (۱)) تا... استفاده شود. داخل نگاره‌ها باید به فارسی نوشته شود و در شرایط استفاده ممیز، از به کار بردن نقطه به جای ممیز خودداری گردد؛ در صورت ضرورت ضمن درج عنوان فارسی متغیرها، یک ستون می‌تواند به نمادهای مورد استفاده برای متغیر به زبان انگلیسی به گونه‌ای که در معادله‌ها و مدل‌ها استفاده شده اختصاص یابد. عناوین ستون‌ها در نگاره‌ها، به صورت وسط چین بوده و سطر اول هر نگاره که شامل عناوین ستون

هاست با رنگ طوسی و درجه روشنی ۲ نمایش داده شود. برای اشاره به محتوای نگاره‌ها و نمودارها در متن، می‌بایست با استفاده از شماره آن‌ها، ارجاع مناسب صورت گیرد. فرمول‌ها نیز در جداولی دو ستونی به صورت خطوط نامرئی (No Border) ارائه و به صورت مدل (۱) (عددی و داخل پرانتز) تا... شماره گذاری شوند.

۶. پی‌نوشت‌ها

اصطلاحات انگلیسی و برخی توضیحات لازم در پی‌نوشت (نه زیر نویس) و به صورت نگاره چهار ستونی (شامل شماره پی‌نوشت و محتوای پی‌نوشت) با خطوط نامرئی (No Border) ارائه شود. شماره گذاری پی‌نوشت‌ها به صورت متنی و بدون استفاده از تکنیک EndNote در ورد درج شود.

فهرست مطالب

- تأثیر کیفیت افشای شرکتی بر کاهش گریز مالیاتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق
بهادار تهران ۱
ویدا مجتهدزاده، مینا ابو حمزه، محمد مهدی میرزایی
- تأثیر زبان گزارشگری مالی گسترش پذیر (XBRL) بر حسابرسی: فرصت یا چالش ۲۳
مسعود عزیزخانی، محمد ایمانی برندق، حمیدرضا مردانی
- بررسی تأثیر نظام راهبری شرکتی بر رابطه بین اجتناب مالیاتی و ارزش و میزان نگهداشت وجه
نقد ۳۹
زهره دیبانتی دلیلی، پریسا شکراللهی
- بررسی قدرت توضیح‌دهندگی معیارهای ارزشیابی در شرکت‌های با کیفیت سود متفاوت ۶۳
غلامرضا کریمی، زهرا طاهری
- بررسی رابطه بین اندازه شرکت، نوع صنعت و سودآوری با افشای اطلاعات حسابداری زیست
محیطی و اجتماعی ۸۷
غلامحسین مهدوی، عباسعلی دریائی، رضیه علی‌خانی، مهدی مران جوری
- تعیین ارزیابی سودمندی اطلاعات بهایابی و عوامل مؤثر در بکارگیری سیستم بهایابی بر مبنای
فعالیت از دیدگاه مدیران (مورد مطالعه بانک کشاورزی ایران) ۱۰۵
محمد نمازی، امین ناظمی
- مطالعه رابطه متقابل بین جریان‌های نقدی آزاد، تنوع بخشی و عملکرد در شرکت‌های پذیرفته
شده در بورس اوراق بهادار تهران ۱۲۹
حسین فخاری، سراج الدین طاطاری
- رابطه بین انواع مالکیت نهادی و محافظه‌کاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق
بهادار تهران ۱۴۹
نرگس سرلک، داود کلوانی
- رابطه انعطاف‌پذیری مالی با عملکرد شرکت‌های سرمایه‌گذاری در ایران از منظر بازار ۱۶۵
صابر شعری آناقیز، ناهید قربانی
- مقایسه دقت پیش‌بینی مدیریت سود با استفاده از الگوریتم‌های مورچگان و غذایابی باکتری
..... ۱۸۱
عزیز گرد، سید حسام وقفی، سید جواد حبیب‌زاده بایگی، سارا خواجه‌زاده

تأثیر کیفیت افشای شرکتی بر کاهش گریز مالیاتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

ویدا مجتهدزاده*، مینا ابوحمزه**، محمد مهدی میرزایی***

تاریخ دریافت: ۹۳/۱۱/۰۵

تاریخ پذیرش: ۹۴/۰۲/۰۹

چکیده

آگاهی از تأثیر کیفیت افشای شرکتی بر مشکلات کلان اقتصادی از جمله گریز مالیاتی، حایز اهمیت بسیاری است. از طرفی با توجه به اهمیت روزافزون مالیات به عنوان یکی از مهم‌ترین منابع مالی و درآمدی دولت، شناخت راه کارهای کاهش پدیده مخرب گریز مالیاتی که موجب اختلال در وصول کامل مالیات و کاهش درآمدهای مالیاتی دولت می‌شود نیز اهمیت بسیاری دارد. افشای با کیفیت اطلاعات می‌تواند به عنوان یک عامل نظارتی، رفتار مدیریت شرکت را کنترل نموده و انگیزه گریز از مالیات را کاهش دهد، لذا انتظار می‌رود افزایش کیفیت افشای شرکتی موجب کاهش گریز مالیاتی شرکتی شود. با توجه به اهمیت موضوع، این تحقیق با استفاده از روش تحلیل داده‌های ترکیبی به بررسی تأثیر کیفیت افشای شرکتی بر کاهش گریز مالیاتی در ایران می‌پردازد. بدین منظور از اطلاعات ۴۰ شرکت پذیرفته شده در دوره زمانی پنج سال، از سال ۱۳۸۶ لغایت ۱۳۹۰ استفاده شده است. در این تحقیق، به منظور تفکیک آثار اجزای گوناگون کیفیت افشا بر گریز مالیاتی، از دو معیار به موقع بودن و قابل اتکا بودن افشای شرکتی و برای سنجش گریز مالیاتی نیز از معیاری مبتنی بر تفاوت مالیات ابرازی و قطعی استفاده شده است. نتایج حاکی از وجود اثر مثبت کیفیت افشای شرکتی بر کاهش گریز مالیاتی شرکتی است.

واژه‌های کلیدی: مالیات، کیفیت افشای شرکتی، گریز مالیاتی شرکتی، به موقع بودن، قابل اتکا بودن

طبقه بندی موضوعی: M41، H26

* استاد حسابداری دانشگاه الزهرا (س)، (vida.mojtahed@gmail.com)

** دانشجوی دکتری حسابداری دانشگاه الزهرا (س) و کارشناس ارشد مالیاتی اداره کل امور مالیاتی مودیان بزرگ (LTU)،

(نویسنده مسئول)، (abouhamzeh1364@gmail.com)

*** دانشجوی دکتری حسابداری دانشگاه علامه طباطبایی، (mirzaeeabbasabad@gmail.com)

۱- مقدمه

نیل به اهداف بلندمدت اقتصادی در گرو عملکرد مناسب بازارهای مالی و عملکرد مناسب بازارهای مالی به ویژه بازار سرمایه، در گرو وجود اطلاعاتی با کیفیت بالا است. افشای با کیفیت اطلاعات مالی برای استفاده کنندگان برون‌سازمانی به صورت قابل اتکا و به موقع نیز بر عهده گزارشگری مالی می‌باشد (مرادزاده‌فرد و ابوحمزه، ۱۳۹۰). افشای با کیفیت اطلاعات، احتمال کشف موارد گریز مالیاتی شرکت را افزایش داده و از این طریق انگیزه مدیریت را برای اقدام به گریز از مالیات کاهش می‌دهد و در نهایت موجب افزایش درآمدهای مالیاتی دولت می‌شود.

در تمام کشورها، دولت‌ها از یک طرف عهده‌دار منابع عمومی ملت‌ها هستند و از طرف دیگر مسئول تامین خواسته‌ها و نیازهای مردم می‌باشند، لذا برای انجام مسئولیت‌ها و تعهدات خود نیازمند منابع مالی مکفی هستند. منابع درآمدی که دولت‌ها در بودجه کشورها پیش‌بینی نموده و به آن‌ها تکیه می‌نمایند شامل درآمدهای مالیاتی و درآمدهای غیرمالیاتی از جمله درآمدهای نفتی می‌باشد (زهی و خانلی، ۱۳۸۹).

درآمد مالیاتی یکی از مهمترین و قابل‌اتکاترین منابع درآمدی دولت‌ها است. افزایش درآمدهای مالیاتی و کاهش وابستگی به درآمدهای نفتی، شکاف طبقاتی در جامعه و اثرات مخرب برخی از پیامدهای نامناسب اقتصادی از جمله تورم را کاهش می‌دهد. اگر عدالت مالیاتی محقق شود، یعنی تمام اقتصاد مالیات دهد و گریز مالیاتی وجود نداشته باشد، می‌توان اثرات نامطلوب و مضر توزیعی تورم و افزایش نقدینگی را کاهش داد.

مطابق با تعریف صندوق بین‌المللی پول، «مالیات عبارت است از جوه اجباری، غیرجبرانی و غیرقابل برگشت که دولت برای مقاصد عمومی مطالبه می‌نماید». اهداف دولت‌ها از وضع مالیات عبارتند از: تامین قسمتی از هزینه‌های بخش عمومی مخصوصاً هزینه‌های جاری دولت، تعدیل توزیع درآمد و ثروت در جامعه و بهبود شاخص‌های اقتصادی از جمله نرخ تورم، نرخ بیکاری، نرخ سرمایه‌گذاری، مهار برخی پدیده‌های نامطلوب اقتصادی مانند رکود یا تورم، کنترل حجم واردات و صادرات و به‌طور کلی تامین نیازهای جامعه (شهبازیان، ۱۳۷۳).

نتایج حاصل از بررسی ترکیب درآمدهای دولت ایران نشان می‌دهد که میزان درآمدهای مالیاتی در قیاس با سایر منابع درآمدی همچون درآمدهای نفتی و گازی، بسیار ناچیز است (شمیرانی و اسدزاده بالی، ۱۳۸۷). این امر نشان می‌دهد که با وجود ظرفیت‌های بالای مالیاتی

در کشور، درآمدهای مالیاتی منبع مناسب و قابل اتکایی برای تامین مالی دولت محسوب نمی‌شوند، درحالی‌که در شرایط کنونی که وجود تحریم‌های جهانی موجب کاهش درآمدهای نفتی و فشار بر بودجه کشور شده، افزایش سایر منابع درآمدی از جمله درآمدهای مالیاتی ضرورت یافته است.

یکی از مهمترین راه‌های افزایش درآمدهای مالیاتی، تلاش جهت کاهش پدیده شوم گریز مالیاتی است. مفهوم گریز مالیاتی شامل یک طیف وسیع از اجتناب مالیاتی تا فرار مالیاتی است. هرچند اجتناب مالیاتی و فرار مالیاتی هر دو از مصادیق گریز مالیاتی هستند اما تفاوت اساسی آن‌ها در این است که اجتناب مالیاتی، عدم تمکین قانونی است در حالی که فرار مالیاتی، عدم تمکین غیرقانونی است.

یکی از راه‌های کاهش گریز مالیاتی، افزایش کیفیت افشای شرکتی است. کیفیت افشای شرکتی را می‌توان با ارزیابی میزان آگاهی‌بخشی آن ارزیابی کرد (لوبو و ژو، ۲۰۰۱). این آگاهی‌بخشی تا حد زیادی به جزییات، به موقع بودن و شفافیت افشای شرکتی بستگی دارد. هم‌چنین در دسترس بودن مدیریت جهت پاسخگویی به پرسش‌های تحلیل‌گران می‌تواند به ارتقای کیفیت افشا بیانجامد.

به طور کلی افزایش کیفیت افشای شرکتی، احتمال کشف موارد گریز مالیاتی شرکت توسط ماموران مالیاتی را افزایش داده و لذا انگیزه مدیران را برای گریز از مالیات کاهش می‌دهد. بدین ترتیب مدیران شرکت‌ها ملزم به رعایت قوانین و مقررات مالیاتی شده و گریز مالیاتی کاهش می‌یابد.

از طرفی در سال‌های اخیر، ورشکستگی‌های بزرگ و ناگهانی، کیفیت افشای اطلاعات در گزارش‌های سالانه را مورد تردید قرار دادند. از این‌رو، آگاهی از اینکه کیفیت افشای اطلاعات چه تأثیری بر اقتصاد از جمله بر کاهش گریز مالیاتی دارد، اهمیت بسیاری دارد. چنان‌چه تأثیر مثبت کیفیت افشای شرکتی بر کاهش گریز مالیاتی مشخص شود، می‌توان با وضع قوانین و الزاماتی در پذیرش شرکت‌ها و نحوه ارایه و افشای اطلاعات، به افزایش درآمدهای مالیاتی کمک نمود. این تحقیق به بررسی تأثیر کیفیت افشای شرکتی بر کاهش گریز مالیاتی شرکتی می‌پردازد.

۲. مبانی نظری

با توجه به اهمیت موضوع کاهش گریز مالیاتی و تأثیر به‌سزای کیفیت افشا بر آن، در این تحقیق تأثیر کیفیت افشای شرکتی بر کاهش گریز مالیاتی شرکتی بررسی می‌شود. در این رابطه، ابتدا به بررسی مفاهیم گریز مالیاتی شرکتی و کیفیت افشای شرکتی به صورت جداگانه پرداخته و سپس مبانی نظری در خصوص تأثیر کیفیت افشا بر گریز مالیاتی بیان می‌شود.

۲-۱. گریز مالیاتی (عدم تمکین) شرکتی

رفتار مودیان مالیاتی در برابر قانون مالیات در یک طیف وسیع از تمکین تا عدم تمکین (گریز مالیاتی) قرار دارد:

الف) در یک سوی طیف رفتاری مودیان، تمکین مالیاتی قرار گرفته است. هرچند تعریف پذیرفته‌شده‌ای در مورد مفهوم تمکین مالیاتی در ادبیات حسابداری وجود ندارد اما از یک منظر کلی تمکین مالیاتی یعنی رعایت قوانین مالیاتی از سوی مودی (شمیرانی و اسدزاده بالی، ۱۳۸۶) که در نهایت موجب افزایش درآمدهای مالیاتی دولت می‌شود.

در ایران طبق ماده ۱۰۵ ق.م.م.ا، جمع درآمد شرکت‌ها و درآمد ناشی از فعالیت‌های انتفاعی سایر اشخاص حقوقی که از منابع مختلف در ایران یا خارج از ایران تحصیل می‌شود، پس از وضع زیان‌های حاصل از منابع غیرمعاف و کسر معافیت‌های مقرر به استثنای مواردی که طبق مقررات این قانون دارای نرخ جداگانه‌ای می‌باشد، مشمول مالیات به نرخ ۲۵ درصد خواهند بود.

رعایت قوانین و مقررات مالیاتی توسط شرکت یعنی انطباق هرچه بیشتر مالیات ابرازی (که براساس قوانین و مقررات تعیین شده و توسط شرکت در اظهارنامه مالیاتی موضوع ماده ۱۱۰ قانون مالیات‌های مستقیم درج می‌شود) با مالیات قطعی (که از جانب ماموران مالیاتی سازمان امور مالیاتی کشور تشخیص داده شده و قطعی می‌شود) که این در واقع همان تمکین مالیاتی از سوی مودی است.

ب) در سوی دیگر طیف رفتاری مودیان، عدم تمکین (گریز مالیاتی) قرار دارد. در خصوص مفهوم عدم تمکین یا گریز مالیاتی نیز تعریف پذیرفته‌شده‌ای در ادبیات حسابداری وجود ندارد؛ اما این تحقیق به پیروی از تحقیق هانلن و هیتزمن (۲۰۰۹) گریز مالیاتی را در یک طیف وسیع

تعریف می‌نماید. بدین ترتیب گریز مالیاتی یا عدم تمکین به معنی عدم رعایت قوانین و مقررات مالیاتی کشور و در واقع گریز از مالیات توسط مودیان مالیاتی است. در واقع میزان گریز مالیاتی که با «شکاف مالیاتی» اندازه‌گیری می‌شود عبارتست از «تفاوت مالیاتی که توسط نظام مالیاتی وصول شده با مالیاتی که در صورت تمکین کامل مودی قابل وصول می‌باشد».

به‌طور کلی، گریز مالیاتی تلاش برای کاهش در پرداخت مالیات‌ها تعریف می‌شود. این تعریف که برگرفته از تحقیق دیرنگ و همکاران (۲۰۰۸) است، شامل تمام رفتارهایی است که بر میزان مالیات تأثیر می‌گذارند و بین فعالیت‌های قانونی و فعالیت‌های غیرقانونی با هدف کاهش مالیات، تفاوتی قابل نمی‌شود. آن‌ها مفهوم گریز مالیاتی را یک طیف وسیع از رفتارهای مالیاتی تعریف می‌کنند که یک سوی آن اعمال قانونی برای کاهش مالیات (اجتناب مالیاتی) و سوی دیگر آن اعمال غیرقانونی با هدف کاهش مالیات (فرار مالیاتی) قرار دارد.

طی دو دهه گذشته، مطالعات متعددی دلایل قابل تاملی برای پاسخ به این پرسش پیدا نمودند که چرا برخی از شرکت‌ها بیشتر از سایر شرکت‌ها از مالیات می‌گریزند. مطالعات اولیه برای یافتن پاسخ این پرسش بر ویژگی‌های شرکت به عنوان شاخص‌های معرف فرصت، انگیزه و منابع طراحی برنامه مالیاتی تمرکز نمودند (زیمرمن ۱۹۸۳، گوپتا و نیوبری ۱۹۹۷ و رگو ۲۰۰۳) و مطالعات اخیر برای پاسخ به این پرسش به بررسی و آزمون تأثیر وجود تضاد منافع ناشی از وجود رابطه نمایندگی بر رفتار گریز مالیاتی شرکتی پرداختند.

۲-۲. کیفیت افشای شرکتی

افشا یکی از اصول اساسی حسابداری است که بر کلیه جوانب گزارشگری مالی تأثیر دارد. اصل افشا ایجاب می‌کند که کلیه واقعیت‌های بااهمیت مربوط به رویدادها و فعالیت‌های مالی واحد تجاری به شکل مناسب و کامل گزارش شود. براساس این اصل، صورت‌های مالی اساسی باید حاوی تمامی اطلاعات بااهمیت، مربوط و به‌موقع بوده و این اطلاعات به گونه‌ای قابل فهم و حتی‌الامکان کامل ارائه شود تا امکان اتخاذ تصمیم‌های آگاهانه را برای استفاده‌کنندگان فراهم سازد (نشریه ۷۶ سازمان حسابرسی ۱۳۷۲).

افشا عبارت از توزیع عمومی اطلاعات به صورت داوطلبانه یا در رعایت قوانین و مقررات وضع شده، است؛ هرچند که این اطلاعات عرفاً می‌تواند محرمانه نگهداری شود (مدیروس و

کوینتریو، ۲۰۰۵). البته منظور حسابداران از افشای اطلاعات، محدود به انتشار اطلاعات مالی واحد تجاری در قالب گزارش‌های مالی است (هندریکسن و ون‌بردا، ۱۹۹۲).

مطابق متون حسابداری می‌توان افشا را وابسته به اهداف کیفی اطلاعات حسابداری از قبیل جامعیت، مربوط بودن، اهمیت، قابلیت اتکا و قابلیت مقایسه دانست. خصوصیات کیفی اصلی مرتبط با محتوای اطلاعات، "مربوط بودن" و "قابل اتکا بودن" است. اطلاعاتی مربوط تلقی می‌شود که بر تصمیم‌های اقتصادی استفاده‌کنندگان در ارزیابی رویدادهای گذشته، حال و آینده یا تایید یا تصحیح ارزیابی‌های گذشته آن‌ها موثر واقع شود. از طرفی اطلاعاتی قابل اتکا است که عاری از اشتباه و تمایلات جانبدارانه با اهمیت باشد و به‌طور صادقانه معرف آن چیزی باشد که مدعی بیان آن است یا به‌گونه‌ای معقول انتظار می‌رود بیان کند. البته گاهی لازم است مدیریت نوعی موازنه بین مزیت‌های نسبی "گزارشگری به موقع" و "ارایه اطلاعات قابل اتکا" برقرار نماید.

اصطلاحات "شفافیت"، "سیستم افشا" و "کیفیت" اطلاعات حسابداری به‌طور مشترک و قابل جایگزین استفاده می‌شوند اما ارایه یک تعریف دقیق و روشن از شفافیت یا کیفیت که مورد قبول همگان قرار گیرد، کمی دشوار است (کوتاری، ۲۰۰۰).

شفافیت شرکتی مفهوم مهمی است که نقش مهم و کلیدی در تخصیص بهینه منابع در اقتصاد ایفا می‌نماید (وانگ، ۲۰۱۰). بال، کوتاری و رایین (۲۰۰۰) و بال، رایین و وو (۱۹۹۹) شفافیت را به عنوان ترکیبی از ویژگی‌های به‌موقع بودن و محافظه‌کاری تفسیر می‌نمایند. به‌موقع بودن اشاره دارد به این که وقایع اقتصادی دوره جاری به چه میزان در صورت‌های مالی آن دوره، جای داده شده‌اند و منظور از محافظه‌کاری، سرعت بیشتر در انعکاس اخبار بد اقتصادی نسبت به اخبار خوب در گزارشگری مالی است. بارث و شیپر (۲۰۰۸) نیز شفافیت را حدودی تعریف می‌نمایند که گزارش‌های مالی، امور اقتصادی اساسی شرکت (منابع شرکت، ادعا نسبت به آن منابع و تغییرات در منابع) را به‌گونه‌ای که برای استفاده‌کنندگان به سهولت قابل فهم باشد، ارایه می‌نمایند.

سینقاوی و دزایی (۱۹۷۱) کیفیت افشا را به ویژگی‌های کیفی اطلاعات از جمله کامل بودن، دقت و قابلیت اتکا نسبت می‌دهند. طبق نظر دیاموند و وریشیا (۱۹۹۱)، کیفیت افشا عبارت از میزان درستی باور سرمایه‌گذاران بیرونی درباره ارزش اوراق بهادار پس از دریافت اطلاعات

افشا شده، است. هاپکینز (۱۹۹۶) کیفیت افشا را سهولت مطالعه و تفسیر صورت‌های مالی توسط سرمایه‌گذاران تعریف نموده است. مطابق نظر براون و هیلجیست (۲۰۰۶)، کیفیت افشا آگاهی بخشی کلی افشایات شرکت را نشان می‌دهد و به حجم اطلاعات افشا شده، به موقع بودن اطلاعات و دقت آن بستگی دارد. همچنین صورت‌های مالی با کیفیت از نظر پانال و شیر (۱۹۹۹)، صورت‌های مالی هستند که دارای سه ویژگی شفافیت، افشای کامل و قابلیت مقایسه باشند. برخی نیز کیفیت افشا را منوط به انتشار مستمر اطلاعات به موقع و آگاهی‌بخش می‌دانند. از نظر آن‌ها در شرکت‌هایی که کیفیت افشا بالا است احتمال خودداری از افشای اطلاعات نامساعد ولی با ارزش، بسیار کم است (سنگوپتا، ۱۹۹۸).

به واسطه مشکل بودن ارزیابی مستقیم کیفیت افشا، برخی محققان فرض کرده‌اند که حجم و مقدار افشا می‌تواند نشان‌دهنده کیفیت افشا باشد. این نگرش توسط بوتوسان (۱۹۹۷) مطرح شده است، زیرا وی مشاهده کرد که علیرغم مهم بودن کیفیت افشا، ارزیابی آن بسیار مشکل است. به هر حال باید تاکید شود که مجموعه مشخصی از ویژگی‌های کیفی افشا و وزن معینی برای هر یک از آن‌ها وجود ندارد که بتوان آن را به سادگی اندازه‌گیری نمود؛ زیرا کیفیت امری ذهنی است و بستگی به موقعیت دارد (بیاتی، ۲۰۰۴).

۲-۳. کیفیت افشای شرکتی و گریز مالیاتی شرکتی

مالیات بیانگر تحمیل یک هزینه قابل توجه به واحد تجاری و سهامداران است. از منظر سنتی، فعالیت‌های گریز مالیاتی به عنوان ابزار صرفه مالیاتی در نظر گرفته می‌شوند. از این منظر، انگیزه مدیران برای گریز از مالیات و کاهش انتقال منافع به دولت، حداکثرسازی ثروت سهامداران و افزایش ارزش شرکت است (وانگ، ۲۰۱۰).

هرچند فعالیت‌های گریز مالیاتی عموماً باید منجر به افزایش ثروت سهامداران شوند، اما تحقیقات موجود در ادبیات موضوع که گریز مالیاتی را در چارچوب نظریه نمایندگی بررسی می‌نمایند، منظر دیگری را مطرح نموده و نشان می‌دهند که انگیزه مدیران برای گریز از مالیات همیشه و لزوماً حداکثرسازی ثروت سهامداران نبوده و مدیران فرصت‌طلب ترندهای گریز مالیاتی را جهت افزایش منافع شخصی خود و نه برای افزایش منافع سهامداران به کار می‌برند (دزایی و دارماپالا، ۲۰۰۹).

از این منظر که مبتنی بر نظریه نمایندگی و جایگزین منظر سنتی است، هزینه‌های تحمیلی ناشی از گریز مالیاتی اعم از هزینه‌های مستقیم مرتبط با آن (شامل هزینه‌های برنامه‌ریزی مالیاتی، جرایم مالیاتی تشخیصی توسط اداره مالیات و...)، هزینه‌های غیرمالیاتی و به‌خصوص هزینه‌های نمایندگی ناشی از آن، ممکن است بیشتر از صرفه مالیاتی باشد که در نتیجه گریز مالیاتی به سهامداران تعلق می‌گیرد. بنابراین در نهایت گریز مالیاتی می‌تواند موجب کاهش ارزش شرکت شود.

طبق نظریه نمایندگی، در نتیجه تفکیک مالکیت از مدیریت و شکل‌گیری رابطه نمایندگی، تضاد منافع و مشکلات نمایندگی بین مدیران، سهامداران و سایر ذینفعان (از جمله دولت) به وجود می‌آید. یکی از مشکلات نمایندگی، عدم تقارن اطلاعاتی است که در محیط اطلاعاتی غیرشفاف افزایش می‌یابد. این مشکل، در نبود اطلاعات کامل و شفاف ظاهر شده و وضعیتی را ایجاد می‌کند که در آن، دو طرف معامله از همه حالت‌های ممکن بی‌اطلاع‌اند و نمی‌توانند همه نتایج قطعی و مطمئن را مورد توجه قرار دهند (اسکات، ۲۰۰۳).

بنابراین یکی از راه‌کارهای کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، افزایش شفافیت و کیفیت افشای اطلاعات است. افشای اطلاعات با کیفیت و شفافیت گزارشگری مالی می‌تواند دقت اطلاعات در دسترس عموم را درخصوص فعالیت‌ها و تصمیمات مدیریت (هیلی و پالپو ۲۰۰۱، بنز و موناهن ۲۰۰۴، فرانسیس و مارتین ۲۰۱۰) و احتمال کشف موارد گریز از مالیات را توسط ماموران مالیاتی افزایش دهد. این امر صرف ریسک ناشی از فعالیت‌های فرصت‌طلبانه مدیریت را کاهش داده (بوشمن و اسمیت، ۲۰۰۱ و ۲۰۰۳) و موجب کاهش انگیزه وی برای گریز از مالیات می‌شود.

در واقع شفافیت و کیفیت افشا، به عنوان سازوکارهای نظارتی جهت محافظت از حقوق سهامداران در مقابل تضاد منافع، عمل نموده و رفتارهای مدیریت را کنترل می‌نماید. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که نقش نظارتی کیفیت افشا در نهایت موجب کاهش موارد تخلف از قوانین و مقررات مالیاتی توسط مدیران شرکت‌ها می‌شود. در چنین شرایطی انتظار می‌رود که خروجی فعالیت‌های داخلی شرکت (اظهارنامه مالیاتی، سود ابرازی و در نهایت مالیات ابرازی شرکت) مطابق با قانون مالیات‌های مستقیم بوده و با آنچه توسط ماموران مالیاتی سازمان امور

مالیاتی تعیین می‌شود (مالیات قطعی) کمترین اختلاف را داشته باشد و این به معنای کاهش گریز مالیاتی شرکتی در نتیجه افزایش کیفیت افشای شرکتی می‌باشد.

۳. پیشنهاد

جهت بررسی پیشنهاد موضوع می‌توان به دو دسته از تحقیقات اشاره نمود. دسته اول، تحقیقات مرتبط با گریز مالیاتی شرکتی و دسته دوم، تحقیقات مرتبط با کیفیت افشای شرکتی است که در ادامه به آن‌ها اشاره می‌شود. همچنین تحقیقات خارجی مربوط به تأثیر کیفیت افشا بر گریز مالیاتی نیز مورد توجه قرار می‌گیرد.

۳-۱. گریز مالیاتی شرکتی

هوپس و دیگران (۲۰۱۲) به بررسی تأثیر انجام حسابرسی مالیاتی بر کاهش گریز مالیاتی شرکتی پرداختند. آن‌ها شواهدی ارائه نمودند مبنی بر اینکه افزایش نظارت مالیاتی (حسابرسی مالیاتی) موجب کاهش گریز مالیاتی شرکتی و قانونمند شدن شرکت‌ها می‌شود.

ویلسن (۲۰۰۹) نشان داد که شرکت‌ها همیشه هزینه‌های ناشی از گریز مالیاتی شامل جریمه‌های سنگین و مجازات‌هایی که اداره مالیات به دلیل عدم رعایت قوانین و مقررات و کمتر نشان دادن سود به شرکت‌ها تحمیل می‌نماید را در نظر می‌گیرند. حسابرسی مالیاتی موجب کشف موارد عدم رعایت قوانین و مقررات و تحمیل هزینه به شرکت می‌شود، لذا می‌تواند عاملی برای کاهش گریز مالیاتی شرکت‌ها باشد.

سید نورانی (۱۳۸۸) عدم تمکین را با میزان شکاف مالیاتی برابر می‌داند و شکاف مالیاتی را شامل فرار مالیاتی، مالیات‌های معوق، خطای مودیان در اظهار و پرداخت مالیات و خطای ممیزان در تشخیص و دریافت مالیات می‌داند که به عدم تمکین مالیاتی (گریز مالیاتی) مودیان می‌انجامد.

خان‌جان (۱۳۸۳) سطح شکاف مالیاتی بالفعل را به عنوان شاخصی از عدم تمکین در شهرستان مشهد ارائه می‌کند. وی مالیات‌های معوق را مالیات‌هایی معرفی می‌کند که به مرحله تشخیص مالیات رسیده‌اند اما وصول آن‌ها به تاخیر افتاده است.

۲-۳. کیفیت افشای شرکتی

اسپینوسا و همکاران (۲۰۰۸) به بررسی رابطه بین افشا و نقدشوندگی پرداختند. آن‌ها بورس مادرید با ویژگی‌های نهادی خاص را مورد بررسی قرار دادند و از روش‌های مناسب تحلیل داده‌های مختلط بهره گرفتند و به شواهدی دال بر وجود رابطه مثبت بین افشا و نقدشوندگی دست یافتند.

چانگ و همکاران (۲۰۰۸) دریافتند که شکاف قیمتی با افشای اطلاعات رابطه منفی دارد. به بیان دیگر با افزایش کیفیت افشای شرکتی، عدم تقارن اطلاعاتی کاهش می‌یابد.

اسپینوسا و ترومیتا (۲۰۰۷) با بررسی شرکت‌های اسپانیایی به این نتیجه رسیدند که رابطه بین افشا و هزینه سرمایه شرکت، تحت تأثیر سیاست حسابداری اتخاذ شده قرار دارد.

ژانگ و دینگ (۲۰۰۶) به بررسی رابطه بین افشا و هزینه سرمایه شرکت‌ها در چین پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان دهنده وجود رابطه منفی بین افشا و هزینه سرمایه شرکت‌ها می‌باشد.

براون و هیلجیست (۲۰۰۶) به مطالعه چگونگی ارتباط بین کیفیت افشای شرکتی و عدم تقارن اطلاعاتی پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان دهنده وجود رابطه منفی بین کیفیت افشای شرکتی و عدم تقارن اطلاعاتی می‌باشد.

مرادزاده فرد و ابوحمز (۱۳۹۰) اثر کیفیت افشای شرکتی بر نقدشوندگی سهام را بررسی نمودند. در این تحقیق، به منظور تفکیک آثار اجزای گوناگون کیفیت افشا، از دو معیار به‌موقع بودن و قابل اتکا بودن، استفاده شد و نقدشوندگی سهام با استفاده از پانزده معیار مختلف معاملاتی و اطلاعاتی اندازه‌گیری شد. یافته‌های تحقیق حاکی از آن است که قابل اتکا بودن افشای شرکتی اثر مثبت بر نقدشوندگی سهام شرکت‌ها دارد.

نوروش و حسینی (۱۳۸۷) به بررسی رابطه بین کیفیت افشای شرکتی (شامل قابلیت اتکا و به‌موقع بودن) و مدیریت سود پرداختند. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که بین کیفیت افشای شرکت و مدیریت سود رابطه منفی معنی‌دار وجود دارد.

دستگیر و بزاززاده (۱۳۸۵) به بررسی تأثیر افشا بر ریسک سیستماتیک شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. آن‌ها دریافتند که میزان افشای اطلاعات در صورت‌های مالی سالانه، تأثیری بر ریسک سیستماتیک شرکت‌ها ندارد.

دستگیر و بزاززاده (۱۳۸۲) به بررسی تأثیر افزایش میزان افشا (اجباری) بر هزینه سهام عادی شرکت‌ها پرداختند. نتایج این تحقیق مبنی بر وجود رابطه معکوس بین میزان افشا و هزینه سهام عادی شرکت‌ها است. تحقیق مذکور به طور غیرمستقیم نیز به ارزیابی کارآمدی صورت‌های مالی پرداخته است.

به طور کلی بخش عمده‌ای از تحقیقات گذشته پیامدهای شفافیت شرکتی در بازار سرمایه را بررسی نمودند. آن‌ها به بررسی این موضوع پرداختند که چگونه شفافیت یا اجزای آن بر نقدشوندگی و هزینه سرمایه اثر می‌گذارد. اما تأثیر شفافیت شرکتی به پیامدهای معمول اقتصادی محدود نمی‌شود، بلکه شفافیت شرکتی می‌تواند از طریق هدایت هرچه بهتر استفاده‌کنندگان درونی در اتخاذ سرمایه‌گذاری‌های بهتر و مدیریت اثربخش‌تری دارای‌های موجود، بر عملکرد اقتصادی موثر باشد (بوشمن و اسمیت، ۲۰۰۱).

مطالعات اخیر بررسی نمودند که شفافیت شرکتی چگونه از طریق نقش کنترلی و نظارتی خود می‌تواند عملکرد شرکت را بهبود بخشد. فرانسیس و مارتین (۲۰۱۰) نقش نظارتی شفافیت شرکتی را که از طریق سود حسابداری محافظه‌کارانه در محیط ایفا می‌نماید، بررسی نمودند. دسته دیگری از تحقیقات نشان دادند که شرکت‌های با گزارشگری مالی شفاف انحراف کمتری از سرمایه‌گذاری‌های پیش‌بینی شده داشته و کمتر در معرض حساسیت جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری می‌باشند (بیدل و هیلاری، ۲۰۰۶ و بیدل و دپگران، ۲۰۰۹).

۳-۳. کیفیت افشای شرکتی و گریز مالیاتی شرکتی

وانگ (۲۰۱۰) معتقد است که شرکت‌های شفاف که به طور بالقوه مشکلات نمایندگی کمتری دارند نسبت به سایر شرکت‌ها بیشتر از مالیات می‌گریزند. این نتایج حاکی از این امر است که مدیران اساساً به منظور افزایش ثروت سهامداران شرکت، درگیر رفتارهای گریزگونه می‌شوند. همچنین نشان داد که سرمایه‌گذاران برای گریز مالیاتی یک صرف ارزشی قائل می‌شوند که البته با عدم شفافیت کاهش می‌یابد. نتایج تحقیق وی مطابق با این نظریه است که شفافیت شرکتی، نظارت بر رفتارهای مدیریت را تسهیل نموده و بنابراین نگرانی سرمایه‌گذاران بیرونی را در خصوص هزینه‌های نمایندگی پنهانی مرتبط با گریز مالیاتی، کاهش می‌دهد.

ادبیات موضوع بیان می‌نماید که تحلیل‌گران مالی بازار اغلب به عنوان ناظران خارجی بر مدیران شرکت‌ها تلقی می‌شوند (جنسن و مک‌لینگ ۱۹۷۶ و چونگ و جو ۱۹۷۶). برگر و هان (۲۰۰۷) نشان دادند که مدیران فرصت‌طلب کمتر به افشای اطلاعات می‌پردازند. بنز و موناهان (۲۰۰۴) نیز دریافتند که الزام مدیران به افشای اطلاعات، برای سهامداران یک ابزار نظارتی جهت کنترل رفتار مدیران است، لذا تمایل مدیران برای اعمال فرصت‌طلبانه از جمله گریز از مالیات کاهش می‌یابد.

تحقیق حاضر به بسط موضوع از طریق بررسی تأثیر نظارتی کیفیت افشای شرکتی بر رویکرد مدیریت شرکت در خصوص مالیات و کاهش گریز مالیاتی شرکتی می‌پردازد. در واقع مالیات شرکت موضوعی است که در آن به شدت عدم تقارن اطلاعاتی و تضاد منافع بین مدیران و سرمایه‌گذاران بیرونی وجود دارد؛ چراکه مدیران فرصت‌طلب در شرایط غیر شفاف می‌توانند از طریق گریز مالیاتی منافع شخصی کسب نموده و با تحمیل هزینه‌های مالیاتی و غیرمالیاتی به شرکت، ثروت سهامداران را کاهش دهند.

۴. روش‌شناسی تحقیق

۴-۱. فرضیه تحقیق

جهت نیل به هدف تحقیق، فرضیه تحقیق به صورت زیر بیان می‌شود:

فرضیه: افزایش کیفیت افشای شرکتی موجب کاهش گریز مالیاتی شرکت‌ها می‌شود.

۴-۲. جامعه آماری و نمونه

جامعه آماری این تحقیق کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. شرکت‌هایی که شرایط زیر را به طور هم‌زمان داشته‌اند، به عنوان نمونه انتخاب شده‌اند:

- جزء شرکت‌های واسطه‌گری مالی مانند شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بیمه و... نباشند.
- دوره مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفندماه هر سال باشد و سال مالی آن‌ها در طول سال‌های تحقیق تغییر نکرده باشد.
- مالیات آن‌ها قطعی شده باشد.

- اطلاعات مالی و مالیاتی مورد نیاز آن‌ها در دسترس باشد.

با توجه به محدودیت‌های فوق، تعداد ۴۰ شرکت در دوره زمانی پنج سال، از سال ۱۳۸۶ لغایت ۱۳۹۰، به عنوان جامعه آماری انتخاب شدند که در نهایت ۸۹ سال-شرکت بدست آمده و به دلیل محدود بودن تعداد اعضای جامعه، صددرصد آن به عنوان نمونه در نظر گرفته شد.

۳-۴. روش‌های گردآوری داده‌ها

جهت جمع‌آوری داده‌های مرتبط با امتیاز افشای شرکت‌ها به تفکیک به موقع بودن و قابل اتکا بودن و همچنین امتیاز نهایی آن‌ها، از امتیازهای محاسبه شده توسط سازمان بورس و اوراق بهادار، به عنوان تنها مرجعی که تاکنون در کشور اقدام به این کار نموده است، استفاده شد. به منظور جمع‌آوری سایر داده‌های مورد نیاز از جمله اطلاعات مربوط به تمکین مالیاتی شرکت‌ها نیز از سایت‌های اطلاع‌رسانی سازمان بورس استفاده شد. در نهایت داده‌ها با استفاده از الگوی تحلیل داده‌های ترکیبی بوسیله نرم افزار Excel و Eviews7 مورد پردازش قرار گرفتند.

۴-۴. روش آزمون فرضیه تحقیق

مدل کلی تحقیق برای آزمون فرضیه‌های تحقیق، به صورت زیر می‌باشد:

$$TNC_{ig} = C + \alpha_0 LEV + \alpha_1 SIZE + \alpha_3 DQ + \varepsilon_{it}$$

که در ادامه به تعریف متغیرهای مدل پرداخته می‌شود.

۵-۴. تعریف عملیاتی متغیرهای تحقیق

۱-۴-۵. متغیر وابسته: شاخص گریز مالیاتی شرکتی

برای محاسبه شاخص گریز مالیاتی (عدم تمکین مالیاتی) TNC_{ig} ابتدا مالیات ابرازی توسط مودی را از مالیات قطعی تشخیصی توسط ممیز مالیاتی کسر می‌کنیم، عدد بدست آمده نشان دهنده میزان گریز مالیاتی مودی است. سپس برای شرکت‌های نمونه مقدار متوسط گریز مالیاتی را محاسبه و آن را از گریز مالیاتی هر مودی کسر می‌کنیم و در ادامه مقادیر منفی تفاضل از میانگین گریز مالیاتی که نشان‌دهنده تمکین کامل مودی مربوطه است را مساوی صفر قرار داده و مقادیر مثبت را همان مقدار محاسبه شده در نظر می‌گیریم. سپس این مقادیر جدید بدست آمده را به یک نرمال می‌کنیم یا به عبارت دیگر این داده‌ها را بین صفر و یک مرتب می‌کنیم.

داده‌ها را به این دلیل به یک نرمال می‌کنیم که مقیاس داده‌ها کوچک‌تر شود و نیز تصویر روشن‌تری نسبت به گریز مالیاتی مودیان داشته باشیم. بدین ترتیب که مودیانی که عدد شاخص گریز (عدم تمکین) برای آن‌ها صفر است، از دسته مودیانی هستند که به‌طور کامل تمکین کرده‌اند و آن‌هایی که عدد شاخص گریز (عدم تمکین) آن‌ها بین صفر و یک است، هرچه به صفر نزدیک‌تر باشند سطح تمکین آن‌ها بیشتر و هرچه به یک نزدیک‌تر باشند سطح تمکین آن‌ها کمتر است (زنگنه، ۱۳۸۹).

۲-۵-۴. متغیر مستقل: کیفیت افشای شرکتی (به موقع بودن و قابل اتکا بودن)

در این پژوهش از امتیازهای سالیانه کیفیت افشای شرکتی که برای شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران محاسبه شده، به عنوان شاخص اندازه‌گیری کیفیت افشا (قابلیت اتکا و به موقع بودن) استفاده شده است.

امتیازهای کیفیت افشای شرکت‌های پذیرفته شده در بورس برای دوره‌های ۳، ۶، ۹ و ۱۲ ماهه محاسبه و توسط سازمان بورس و اوراق بهادار برای سال‌های ۱۳۸۲ به بعد منتشر شده است. این امتیازها، ارزیابی بورس درباره میزان آگاهی بخشی افشای شرکتی را منعکس می‌نماید. امتیازهای مذکور، بر اساس میانگین وزنی معیارهای به‌موقع بودن و قابل اتکا بودن اطلاعات افشا شده توسط شرکت‌های پذیرفته شده در بورس، محاسبه می‌شود. تاخیر در ارسال اطلاعات به بورس در مقایسه با مهلت‌های زمانی مقرر و تفاوت در سودهای محقق شده نسبت به پیش‌بینی‌ها برای محاسبه به‌موقع بودن و قابل اتکا بودن افشای اطلاعات استفاده شده است (نوروش و حسینی، ۱۳۸۷).

۳-۵-۴. متغیرهای کنترل: اهرم و اندازه

درجه اهرم برابر حاصل تقسیم بدهی‌ها به جمع حقوق صاحبان سهام شرکت است. متغیر اندازه نیز برابر لگاریتم طبیعی جمع دارایی‌های شرکت می‌باشد.

۵. یافته‌های تحقیق

۱-۵. آمار توصیفی

نگاره ۱ آمار توصیفی متغیرهای پژوهش را نمایش می‌دهد.

نگاره (۱): آمار توصیفی

اندازه	درجه اهرم	امتیاز کیفیت افشا	گریز مالیاتی	
۱۳/۶۰	۱/۷۱	۴۲/۵۵	۰/۰۳۵	میانگین
۱۳/۲۴	۱/۲۹	۴۲	۰	میانه
۱۸/۱۹	۸/۹۱	۸۹	۱	ماکسیمم
۱۰/۹۸	۰/۲۵	۱	۰	مینیمم
۱/۵۴	۱/۵۷	۱۷/۹	۰/۱۲	انحراف معیار
۰/۷۶	۲/۴۱	-۰/۰۸۳	۶/۲۶	ضریب چولگی
۳/۴۶	۹/۶۴	۲/۷۸	۴۷/۶۹	ضریب کشیدگی

۲-۵. نتایج آزمون‌ها

برای تحلیل داده‌های ترکیبی ابتدا باید وجود اثرات ثابت مقطعی را برای امکان‌پذیر بودن استفاده از این مدل آزمون نمود. بدین منظور از آزمون اضافی اثرات ثابت مقطعی استفاده می‌نماییم که نتایج آن در نگاره ۲ نشان داده شده است.

نگاره (۲): نتایج آزمون اضافی اثرات ثابت

خطا	درجه آزادی	آماره	آزمون اثرات
۰/۰۷	-۳۹/۴۳	۱/۵۷	مقطعی F
۰/۰۰۰۲	۳۹	۷۸/۷۷	کای مربع مقطعی

نتایج آزمون کای مربع نشان‌دهنده رد فرض H_0 (مبنی بر عدم وجود اثرات ثابت) می‌باشد. با توجه به نتیجه آزمون فوق، حال باید بررسی کنیم که بین مدل اثرات ثابت و اثرات تصادفی کدامیک مناسب‌تر است. برای این منظور از آزمون هاسمن استفاده می‌نماییم. نتایج این آزمون در نگاره ۳ نشان داده شده است.

نگاره (۳): نتایج آزمون هاسمن

خطا	درجه آزادی	آماره کای مربع	خلاصه آزمون
۰/۰۰۱	۳	۱۶/۳۱	Cross-section random

نتایج آزمون کای مربع نشان‌دهنده رد فرض H_0 (مبنی بر مناسب بودن مدل اثرات تصادفی) می‌باشد لذا استفاده از مدل اثرات ثابت برای آزمون فرضیات این پژوهش مناسب می‌باشد.

با توجه به عدم وجود اطلاعات مربوط به برگ مالیات قطعی برای برخی سال‌ها تعداد کل مشاهدات برابر ۸۹ سال-شرکت شد که این امر مستلزم استفاده از الگوی نامتوازن در برآورد مدل است.

برای آزمون فرضیه اصلی از طریق تحلیل Panel نتایج به شرح نگاره ۴ حاصل گردید:

نگاره (۴): نتایج تحلیل مدل Panel

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	خطا
ثابت	-۰/۳۵۶	۰/۸	-۰/۴۴۲	۰/۶۶
امتیاز کیفیت افشا	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۶	۱/۸۱۸۸	۰/۰۷
درجه اهرم	۰/۱۳۷۵	۰/۰۶۲	۲/۲۰۹۸	۰/۰۳
اندازه	۰/۰۰۸	۰/۰۵۸	۰/۱۳۷	۰/۸۹
اثرات ثابت مقطعی				
ضریب تعیین	۰/۷۲	جمع مربعات پسماندها		۰/۳۶
ضریب تعیین اصلاح شده	۰/۴۷	دوربین واتسون		۱/۸۸
آماره F	۲/۸۷	خطای آماره F		۰/۰۰۰۳

باتوجه به نتایج بدست آمده، در سطح معناداری ۱۰ درصد کل مدل (با استفاده از آماره F) معنی دار می‌باشد. با توجه به احتمال آماره t، فرضیه تحقیق تایید می‌شود. یعنی افزایش کیفیت افشای شرکتی موجب کاهش گریز مالیاتی شرکت‌ها می‌شود. از سوی دیگر رابطه مثبت و معنی دار بین درجه اهرم نشان می‌دهد هرچه درجه اهرم شرکت بالاتر باشد ریسک شرکت بیشتر شده و احتمال گریز مالیاتی آن افزایش می‌یابد.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این تحقیق به بررسی تأثیر کیفیت افشای شرکتی بر کاهش گریز مالیاتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شد. نتایج آماری بدست آمده بیانگر تأثیر مثبت کیفیت افشای شرکتی بر کاهش گریز مالیاتی شرکت‌ها است. بدین ترتیب که شرکت‌هایی که از امتیاز کیفیت افشای بالاتری برخوردارند نسبت به سایر شرکت‌ها گریز مالیاتی کمتری دارند.

نتیجه بدست آمده از این تحقیق نشان می‌دهد که افزایش کیفیت افشای شرکتی و وجود اطلاعات مربوط و قابل اتکا، تأثیر به‌سزایی بر کاهش گریز مالیاتی شرکت‌ها دارد. به عبارت دیگر تحقیق حاضر، تأثیر کیفیت افشای شرکتی بر کاهش گریز مالیاتی را تأیید می‌نماید که این امر در تأیید پژوهش‌های صورت گرفته توسط بنز و موناها (۲۰۰۴) و برگر و هان (۲۰۰۷) می‌باشد. آن‌ها نشان دادند که مدیران فرصت طلب کمتر به افشای اطلاعات می‌پردازند، لذا الزام مدیران به افشای اطلاعات، یک ابزار نظارتی جهت کنترل رفتار آن‌ها برای سهامداران است و در این شرایط تمایل مدیران برای گریز از مالیات کاهش می‌یابد. نتیجه این پژوهش نیز مشابه نتیجه پژوهش وانگ (۲۰۱۰) است مبنی بر این که شفافیت شرکتی، نظارت بر رفتارهای مدیریت را تسهیل می‌نماید.

در واقع کیفیت افشای شرکتی با هدف حمایت از حقوق سهامداران در مقابل تضاد منافع، بر رفتارهای مدیریت، کنترل و نظارت نموده و با ایفای نقش نظارتی موجب کاهش موارد تخلف از قوانین و مقررات مالیاتی توسط مدیران شرکت‌ها می‌شود. در این شرایط و مطابق با انتظارات حاصل از مبانی نظری، خروجی فعالیت‌های داخلی شرکت (اظهارنامه مالیاتی، سود ابرازی و در نهایت مالیات ابرازی شرکت) مطابق با قانون مالیات‌های مستقیم بوده و با آنچه توسط ماموران مالیاتی سازمان امور مالیاتی تعیین می‌شود (مالیات قطعی) کمترین اختلاف را نشان می‌دهد که این به معنای کاهش گریز مالیاتی شرکتی در نتیجه افزایش کیفیت افشای شرکتی می‌باشد.

با توجه به تأثیر به‌سزای افزایش کیفیت افشای شرکتی بر کاهش گریز مالیاتی شرکت‌ها، وضع الزامات و مقررات بیشتر از جانب سازمان‌های ذیربط در راستای افشای با کیفیت اطلاعات، سهم به‌سزایی در افزایش درآمدهای مالیاتی دولت خواهد داشت. چراکه افزایش کیفیت افشای اطلاعات مالی شرکت‌ها، کاهش هزینه‌های تشخیص و وصول مالیات، تسریع در قطعیت و وصول مالیات، افزایش احتمال کشف موارد عدم رعایت قوانین و مقررات مالیاتی شرکت‌ها، افزایش انگیزه رعایت قوانین و مقررات مالیاتی توسط شرکت‌ها، رعایت حقوق دولت از جانب مودیان، افزایش رضایت‌مندی مودیان مالیاتی، افزایش فرهنگ مالیاتی و در نتیجه کاهش گریز مالیاتی مودیان می‌شود.

به طور کلی شواهد این تحقیق نشان می‌دهد که افزایش کیفیت افشای شرکتی موجب کاهش گریز مالیاتی شرکت‌ها و متعاقباً افزایش درآمدهای مالیاتی دولت می‌شود. لذا براساس نتیجه

بدست آمده از این تحقیق پیشنهاد می‌شود که سازمان بورس و اوراق بهادار تاکید و الزام بیشتری بر کیفیت افشای شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار اعمال نماید.

جهت تکمیل این پژوهش و انجام پژوهش‌های بیشتر در حوزه‌های مرتبط، پیشنهادهای زیر ارایه می‌شود:

- بررسی دلایل عدم رعایت الزامات افشای اطلاعات توسط شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و پایین بودن کیفیت افشای اطلاعات.
- انجام پژوهش حاضر به تفکیک صنایع موجود در بورس اوراق بهادار تهران به منظور کنترل اثر صنعت.
- بررسی رابطه بین کیفیت افشای شرکتی و تمکین مالیاتی شرکت‌هایی که در اجرای ماده ۲۷۲ قانون مالیات‌های مستقیم، از تخصص حسابداران رسمی جهت تعیین درآمد مشمول مالیات خود استفاده می‌کنند.

پی نوشت

۱ قانون مالیات‌های مستقیم

منابع

- رسولی شمیرانی، رضا و میررستم اسداله زاده بالی. (۱۳۸۶). بررسی عوامل موثر بر تمکین و خود اظهاری مودیان مالیاتی و ارایه راهکارهایی کارآمد جهت بهبود شرایط موجود. دفتر مطالعات و تحقیقات مالیاتی سازمان امور مالیاتی کشور.
- زهی، نقی و شهرزاد محمدخانلی. (۱۳۸۹). بررسی عوامل موثر بر فرار مالیاتی (مطالعه موردی استان آذربایجان شرقی). پژوهشنامه مالیات، دوره جدید، شماره نهم، مسلسل ۵۷.
- سازمان حسابرسی. (۱۳۷۲). صورت‌های مالی اساسی، چاپ چهارم. نشریه شماره ۷۶.
- شهبازیان، حمداله. (۱۳۷۳). تحول مالیات‌های مستقیم در ایران از ۱۳۴۵ تا امروز، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران، دانشکده حقوق و علوم سیاسی.
- قانون مالیات‌های مستقیم مصوب (۱۳۸۰). مجلس شورای اسلامی.

مرادزاده‌فرد، مهدی و مینا ابوحمزه. (۱۳۹۰). اثر کیفیت افشای شرکتی بر نقدشوندگی سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی، سال نهم، شماره ۳۲.

هندریکسن، الدوناس. ون‌بردا، مایکل اف. (۱۹۹۲). *تئوری‌های حسابداری*، علی پارسائیان، تهران: انتشارات ترمه.

- Ball, R. , S. P. Kothari and A. Robin. (2000). The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings. *Journal of Accounting & Economics* 29: 1-52.
- Ball, R. A. Robin. and J. Wu. (1999). Properties of Accounting Earnings under the Enforcement Institutions of East Asian Countries, and Implications for Accounting of IAS. Working paper, University of Rochester.
- Barth, M. E. and Schipper. K. (2008). Financial Reporting Transparency. *Journal of Accounting, Auditing & Finance, Vol. 23, No. 2*: 173-190.
- Beattie, V. et al. (2004). A Methodology for Analyzing and Evaluating Narratives in Annual Reports: A Comprehensive Descriptive Profile and Metrics for Disclosure Quality Attributes. *Accounting Forum* 28: 205-236.
- Bens, D. A. and S. J. Monahan (2004). Disclosure quality and the excess value of diversification. *Journal of Accounting Research* 42: 691-730.
- Berger, P. G. and R. N. Hann. (2007). Segment profitability and the proprietary and agency costs of disclosure. *The Accounting Review* 82: 869-906.
- Biddle, G. , G. Hilary and R. Verdi. (2009). How does financial reporting quality relate to investment efficiency? *Journal of Accounting and Economics* 48: 112-131.
- Biddle, G. and G. Hilary. (2006). Accounting quality and firm-level capital investment. *The Accounting Review* 81: 963-982.
- Botosan, C. A. (1997). Disclosure Level and the Cost of Equity Capital. *The Accounting Review* 72 (3): 323-349.
- Brown, S. and S. A. Hillegeist. (2006). How Disclosure Quality Affects the Long-run Level of Information Asymmetry. *Working Paper*. Emory University.
- Bushman, R. M. and A. J. Smith. (2001). Financial accounting information and corporate governance. *Journal of Accounting and Economics* 32: 237-333.
- Bushman, R. M. and A. J. Smith. (2003). Transparency, Financial accounting information, and corporate governance. *Economic Policy Review* 9: 65-87.
- Desai, M. and D. Darmapala. (2009). Corporate tax avoidance and firm value. *Review of Economics and Statistics*, 91: 537-546.

- Diamond, D. and R. Verrecchia. (1991). Disclosure, liquidity, and the cost of equity capital. *Journal of Finance (September)*: 1325-1360.
- Dyreg, S. , M. Hanlon and E. Maydew. (2008). Long-run corporate tax avoidance. *The Accounting Review* 83: 61-82.
- Francis, J. R. and X. Martin. (2010). Acquisition profitability and timely loss recognition. *Journal of Accounting and Economics* 49: 161-178.
- Gupta, S. and K. Newberry. (1997). Determinants of the variability in corporate effective tax rates: evidence from longitudinal data. *Journal of Accounting and Public Policy* 16: 1-34.
- Hanlon, M. and S. Heitzman. (2009). A review of tax research. Working Paper. Massachusetts Institute of Technology.
- Healy, P. M. and K. G. Palepu. (2001). Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature. *Journal of Accounting and Economics* 31: 405-440.
- Hopkins,P. (1996). The Effect of Financial Statement Classification of Hybrid Financial Instruments on Financial Analyst's Stock Price Judgments. *Journal of Accounting Research*, 34: 33-50.
- Jensen Michael C. and William H. Meckling, (1976). Theory of the Firm: Managerial Behaviour, Agency Costs, and Ownership Structure, *Journal of Financial Economics* 3, 305-360.
- Kothari,S. (2000). *Role of Financial Reporting in Reducing Financial Risks in the Market*. In Eric Rosengren and John Jordan, eds: Building an Infrastructure for Financial Stability (Federal Reserve Bank of Boston: 89-102).
- Lobo,G. J. and J. Zhou. (2001). Disclosure Quality and Earning Management. *Asia-Pacific Journal of Accounting and Economics*, 8, 1: 1-20.
- McNichols M. and S. Stubben. (2008). Does earnings management affect firms' investment decisions? *The Accounting Review* 83: 1571-1603.
- Medeiros,O,R. , and L. G. Quinteiro. (2005). Disclosure of Accounting Information and Stock Return Volatility in Brazil. SSRN. Com, Working Paper.
- Pownall,G. , and K. Schipper. (1999). Implications of Accounting Research for the SEC's Consideration of Internal Accounting Standard for U. S Securities Offerings. *Accounting Horizons*, 13: 259-80.
- Rego, S. O. (2003). Tax-avoidance activities of U. S. multinational corporations. *Contemporary Accounting Research* 20: 805-833.
- Scott,W. R. (2003). *Financial Accounting Theory*. Third Edition. Pears Education. Canada.
- Sengupta, P. (1998). Corporate disclosure quality and the cost of debt. *The Accounting Review*, 73: 459-474.

- Singhavi, S. S. and Deesai, H. B. (1971). An Empirical Analysis of the Quality of Corporate Financial Disclosure. *The Accounting Review*, 46, 1: 129-138.
- Wang, x. (2010). Tax Avoidance, Corporate Transparency, and Firm Value. Available at www.ssrn.com.
- Zimmerman, J. (1983). Taxes and firm size. *Journal of Accounting and Economics* 5: 119-149

تأثیر زبان گزارشگری مالی گسترش‌پذیر (XBRL) بر حسابرسی: فرصت یا چالش

مسعود عزیزخانی*، محمد ایمانی برندق**، حمیدرضا مردانی***

تاریخ دریافت: ۹۴/۰۳/۱۵

تاریخ پذیرش: ۹۴/۰۶/۲۱

چکیده

تکنولوژی XBRL می‌تواند زمینه گزارشگری مالی مستمر یکپارچه را فراهم و باعث افزایش دقت در گزارشگری آنلاین اطلاعات مالی گردد. در آمریکا، هیئت نظارت بر حسابداری شرکتهای سهامی عام (PCAOB) رهنمودی را در خصوص خدمات حسابرسی (اعتباردهی به) گزارش‌های مالی مبتنی بر XBRL منتشر نموده است. با توجه به برنامه سازمان بورس و اوراق بهادار ایران در جهت استفاده از XBRL برای گزارشگری مالی در بازار سرمایه، این تحقیق به بررسی فرصت‌ها و چالش‌های مرتبط با بکارگیری XBRL در بازار سرمایه ایران برای حرفه حسابرسی می‌پردازد. با استفاده از پرسشنامه توزیع شده میان حسابداران رسمی، نتایج تحقیق نشان می‌دهد که بکارگیری XBRL در سه حوزه قابلیت مقایسه، صحت اطلاعات و شکل ارائه اطلاعات برای حرفه حسابرسی باعث ایجاد فرصت شده و می‌تواند باعث بهبود در کیفیت حسابرسی شود. از سوی دیگر، ریسک وجود اشتباه در واژه نامه XBRL و همچنین ضرورت تغییر در فرایندهای حسابرسی لازم برای حسابرسی اطلاعات XBRL بعنوان چالش‌های حرفه حسابرسی در صورت بکارگیری XBRL در بازار سرمایه معرفی گردیده‌اند.

واژه‌های کلیدی: زبان گزارشگری مالی گسترش‌پذیر، حسابرسی مستمر، کیفیت حسابرسی.

طبقه‌بندی موضوعی: M41، M42

* استادیار حسابداری، دانشگاه ملی استرالیا، (m.azizkhani53@yahoo.com).

** استادیار حسابداری، دانشگاه ارومیه، (Imani_barandagh@yahoo.com).

*** کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه ارومیه، (نویسنده مسئول)، (Hamid5972@yahoo.com).

مقدمه

بازارهای تجاری و استفاده‌کنندگان اطلاعات، نیازمند تمهیدات و شرایطی هستند تا شفافیت مراحل گزارشگری را بهبود بخشند. زیرا امروزه گزارشگری تجاری با انبوهی از مشکلاتی چون عدم کارایی، تحلیل نامناسب، انتشار نامناسب اطلاعات در بین استفاده‌کنندگان، روبرو است. بنابراین دستیابی به یک سامانه گزارشگری تجاری مناسب برای حل این مسائل بسیار مهم است که زبان گزارشگری تجاری توسعه‌پذیر (XBRL)^۱ (بخشی از این نیاز را پاسخ می‌دهد) بزرگ‌اصل و همکاران، (۱۳۸۸).

در دسامبر سال ۲۰۰۸، کمیسیون بورس اوراق بهادار آمریکا (SEC) به ضرورت تهیه صورت‌های مالی با استفاده از XBRL رای داد. طبق این ضرورت، از ژوئن ۲۰۰۹ نزدیک به ۵۰۰ شرکت بزرگ (براساس ارزش بازار) ملزم به انجام این الزام جدید شدند و استفاده از این الزام برای دیگر شرکتها در ژوئن ۲۰۱۱ کامل شد. هرچند تا این مقطع الزامی برای حسابرسی اسناد XBRL وجود ندارد، لیکن تلاشهایی در میان مجامع حرفه‌ای و دانشگاهی مبنی بر ضرورت حسابرسی و اعتباربخشی به مستندات گزارش‌های مبتنی بر XBRL شکل گرفته است. با این وجود، PCAOB^۲ رهنمودی را برای خدمات حسابرسی گزارش‌های مالی مبتنی بر XBRL که در قالب الزامات گزارشگری SEC^۳ (بصورت داوطلبانه و یا اجباری) انجام شده است، منتشر نموده است. بطور مثال، موسسه حسابرسی دیلویت و همکاران^۴ در پاسخ به نظرخواهی کمیسیون اوراق بهادار آمریکا عنوان نموده است که در صورت استفاده از XBRL برای کدگذاری اطلاعات مالی، حسابرسی این فرایند و داده‌ها مناسب بوده و ضروری به نظر می‌رسد (پلاملی و همکاران ۲۰۰۸). در نظرخواهی از اعضای انجمن مدیران مالی آمریکا، ۶۹٪ از پاسخ‌دهندگان، استفاده از حسابرسی مستقل و یا حسابرسی سیستمی را مناسب برای ارایه اعتباربخشی به گزارش‌های مبتنی بر XBRL عنوان نمودند (انجمن مدیران مالی آمریکا، ۲۰۰۹).

اگرچه تلاشهای زیادی توسط دانشگاهیان و شاغلان در حرفه برای مشکلات موجود در حسابرسی اسناد XBRL صورت گرفته ولی این تلاشها بیشتر مختص مشکلات فرایند حسابرسی اسناد XBRL و پیچیدگی‌های موجود در آن است و به تهیه یک چارچوب مفهومی در این زمینه توجهی نشده است. اخیراً انجمن حسابداران رسمی آمریکا، با انتشار بیانیه‌ای، فهرست

شرایط لازم برای جابه‌جایی در برچسب‌های XBRL را منتشر نموده است. در فقدان یک چارچوب مفهومی، فرآیند حسابرسی اسناد XBRL فاقد ساختار بوده و فرایند اعتباربخشی به این گزارش‌ها نظام‌مند نبوده و از انسجام لازم برخوردار نیست (سیرواستاوار و همکاران ۲۰۱۰). عملکرد XBRL را می‌توان به یک سیستم بارکد کالا (برای صورت‌های مالی) تشبیه کرد که به کاربران اجازه می‌دهد تا از برچسب‌های متداول ملی یا بین‌المللی برای مشخص کردن مفاهیم گزارشگری یک شرکت (بر اساس ویژگی‌های آن شرکت) استفاده کرده و به صورت زنده و با دقت بالا، اطلاعات کدگذاری شده را با نهادهای مالی یا تجاری دیگر مبادله نمایند. چارچوب این زبان مبتنی بر زبان علامت‌گذاری گسترش‌پذیر XML^۵ است که توسط انجمن حسابداران آمریکا جهت ایجاد، تبدیل و تحلیل اطلاعات تجاری استفاده شده و می‌تواند دقت، صحت، کارایی و شفافیت گزارشگری مالی را افزایش دهد. این زبان را می‌توان یک برنامه استاندارد برای حذف ساختار و اصطلاحات ناسازگار و نیز یک روش جاری در فناوری دانست که به عنوان زبان گزارشگری واحد تجاری با قابلیت گسترش میان شرکت‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد. با طراحی این چارچوب و استانداردها در نرم افزارهای مناسب، امکان پردازش و مبادله الکترونیکی اطلاعات مالی فراهم می‌گردد. از آنجا که زبان مذکور بر اساس اصول زبان علامت‌گذاری گسترش‌پذیر پایه‌گذاری شده، امکان خودتشریحی بودن داده‌ها را فراهم می‌کند. به همین دلیل XBRL فقط بر ارزیابی و تشریح ساختار داده‌ها برای گزارشگری تمرکز می‌کند (زاچاری و همکاران، ۲۰۰۲). البته XBRL، نمودار استاندارد حساب‌ها نیست، بلکه امکان استاندارد کردن مفاهیم گزارشگری تجاری متداول را همزمان با انعطاف‌پذیر نمودن لغت‌نامه به منظور مواجهه با شرایط خاص، ایجاد می‌کند. شرکت‌ها می‌توانند از این زبان به عنوان قالب جهانی مبادله اطلاعات برای افزایش در کارایی و بهبود گزارشگری داخل شرکت و ارتباط با استفاده‌کنندگان خارجی اطلاعات تجاری، استفاده کنند. در صورت وجود نیاز به استفاده از یک برچسب (tag) منحصر به فرد برای واحدهای تجاری، این امکان برای واحدهای گزارشگر وجود دارد تا در قالب چارچوب مفهومی XBRL این برچسبها را ایجاد نماید. این انعطاف‌پذیری در استفاده از XBRL امکان به کارگیری استانداردهای متفاوت حسابداری برای گزارشگری مالی را فراهم آورده و می‌تواند پاسخگوی نیازهای متنوع استفاده‌کنندگان مختلف باشد (بوریتز و همکاران، ۲۰۰۳).

بخش ۴۰۹ قانون سارینز آکسلی لزوم ارایه خدمات اطمینان‌بخشی نسبت به صحت گزارش‌های آنلاین موجود را مطرح می‌نماید. به‌رغم این پیشرفتهای فناوری اطلاعات برای تهیه گزارش‌ها و اطلاعات مالی آنلاین، حرفه حسابرسی هنوز قادر به ارایه خدمات اطمینان‌بخشی به این نوع گزارش‌های آنلاین نگردیده است. XBRL، قابلیت فراهم نمودن زمینه گزارشگری مالی مستمر را که می‌تواند باعث افزایش دقت در گزارشگری آنلاین گزارش‌های مالی شود، دارا می‌باشد. XBRL، اقدامات مربوط به تهیه، انتقال، تحویل و تحلیل اطلاعات حسابداری و تجاری را آسان‌تر کرده است. اگرچه بکارگیری XBRL می‌تواند مزایای زیادی را به‌همراه داشته باشد ولی ریسک ارایه اطلاعات غیرقابل‌اتکا و دارای اشتباه در آن نهفته است. علاوه‌براین، XBRL دارای قابلیت ارایه اطلاعات مورد نیاز برای ارزیابی به‌هنگام توسط حساب‌برسان مستقل می‌باشد (رچمن، ۲۰۰۴). به‌طورمثال، امکان استفاده از روش‌های آماری مانند داده‌کاوی^۶ برای تعیین معاملات با ریسک بالا وجود دارد. علیرغم مزایای ذکر شده برای استفاده از XBRL، ریسک ارایه اطلاعات غیرقابل‌اتکا و اشتباه بدلیل امکان وجود اشتباه (خطا) در واژه‌نامه XBRL وجود دارد. بر این اساس، موضوع حسابرسی گزارش‌های مالی مبتنی بر XBRL مورد توجه سیاست‌گذاران و مجامع حرفه‌ای قرار گرفته است.

در سال ۲۰۰۱ سازمان بین‌المللی XBRL واژه‌نامه رسمی "C1 - V1" را منتشر کرد. در سال ۲۰۰۲ و بدلیل تغییرات در استانداردهای حسابداری، سازمان مزبور واژه‌نامه "C1 - V2" را جایگزین واژه‌نامه اولیه نمود. تغییر در استانداردهای حسابداری یکی از مشکلاتی است که می‌تواند در استفاده از واژه‌نامه‌های XBRL بوجود آید. علاوه‌براین، استفاده نادرست از عناصر و برچسب‌های واژه‌نامه یکی دیگر از مشکلات بالقوه است. به‌طورمثال، شرکتی ممکن است از برچسب‌هایی استفاده کند که در آن وجه نقد به صورت نقد و معادل آن تعریف شده باشد و شرکتی دیگر ممکن است از برچسبی استفاده کند که وجه نقد تنها به صورت وجه نقد تعریف شده است. این عدم یکنواختی منجر به محاسبه غلط نسبت‌های مالی و در نتیجه اشتباه در مقایسه عملکرد شرکتها می‌شود (بوریتز و همکاران، ۲۰۰۳). کنسرسیوم ملی XBRL آمریکا لیستی از ۱۸۰۰۰ خطای پیش آمده از بابت برچسب‌گذاری در واژه‌نامه را در طبقات ذیل ارائه داد که در نگاره ۱، آمده است (مک کین، ۲۰۱۰). این نتایج نشان می‌دهد که استفاده از گزارشگری مالی مبتنی بر XBRL می‌تواند باعث ارایه اطلاعات غیرقابل‌اتکا و اشتباه گردد.

نگاره (۱): طبقه‌بندی خطاهای پیش آمده از بابت برچسب‌گذاری غلط در واژه‌نامه

تعداد خطا	نوع خطا
۱۲۵۵۰	ارزش منفی برای یک عنصر که می‌بایست ارزش مثبت داشته باشند.
۲۵۸۲	مبالغی که باید گزارش می‌شدند ولی گزارش نشدند.
۱۵۳۰	مبالغی برای یک عنصر که باید صفر و یا خالی گزارش می‌شدند.
۶۱۱	عناصری که در واژه نامه قبلی بوده‌اند ولی باید حذف می‌شدند.
۳۹۸	مقادیری برای یک عنصر، که در جای دیگری و برای عنصر دیگری گزارش شده‌اند.
۳۵۸	خطای محاسباتی
۳۱۵	ارزش مثبت برای یک عنصر که می‌بایست ارزش منفی داشته باشند.

با توجه به فقدان تحقیقات قبلی در زمینه اثرات بکارگیری XBRL بر حرفه حسابرسی در ایران، تحقیق حاضر تأثیر XBRL را بر حسابرسی صورت‌های مالی مورد بررسی قرار می‌دهد و به دنبال پاسخ به این سوال‌ها است که: (۱) آیا XBRL برای حسابرسی صورت‌های مالی بعنوان یک فرصت است و یا یک چالش؟ (۲) چالش‌ها و فرصت‌هایی که در اثر استفاده از XBRL برای حرفه حسابرسی در حسابرسی صورت‌های مالی بوجود می‌آید، کدامند؟

مروری بر پیشینه

با توجه به نوپا بودن استفاده از XBRL برای گزارشگری مالی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار، تاکنون تحقیقات داخلی بسیار کمی در رابطه با فرصت‌ها و چالش‌های استفاده از XBRL در چرخه گزارشگری مالی در ایران انجام شده است. با این وجود، با عنایت به استفاده گسترده از این تکنولوژی در کشورهای دیگر در سال‌های اخیر (بطور مثال، الزام استفاده از XBRL در آمریکا از سال ۲۰۱۱)، تحقیقات اندکی در این رابطه انجام شده است که در زیر به آنها اشاره میشود.

دیوید و همکاران (۲۰۰۰) اعتقاد دارند که کیفیت و کارایی حسابرسی با کاهش زمان مورد نیاز برای دسترسی به داده و تحلیل آنها با استفاده از پایگاه‌های داده بهبود می‌یابد. بهبود در کیفیت منجر به کشف تحریف و حتی المقدور پیشگیری از گزارشگری مالی متقلبانه می‌شود. همچنین در دعاوی حقوقی ممکن است از پایگاه‌های داده علیه حسابرس به‌عنوان شواهد و مدارک به منظور ارزیابی درستی معاملات و مناسب بودن کار حسابرس در ارزیابی معاملات

استفاده شود. با وجود مناسب بودن تکنیک‌های داده‌کاوی برای ارزیابی حسابرسی مستمر پایگاه‌های داده ایجاد شده، پیشرفت در روش‌ها و برنامه‌های حسابرسی برای رسیدگی به گزارشگری مالی مبتنی بر استفاده از پایگاه‌های داده امری ضروری است (دیوید و همکاران، ۲۰۰۰). براین اساس، می‌توان گفت که استفاده از تکنولوژی XBRL برای مقاصد گزارشگری مالی بدون در نظر گرفتن قابلیت اتکای این اطلاعات (عدم حسابرسی مناسب) می‌تواند تهدید جدی برای کیفیت و قابلیت اتکای اطلاعات مبادله شده توسط این تکنولوژی باشد (بوریتز و همکاران، ۲۰۰۳).

جیمز (۲۰۱۱) به بررسی فرصت‌ها و چالش‌های گزارشگری مالی و حسابرسی مالی XBRL پرداخت و نتیجه گرفت که، به موازات افزایش استفاده از سیستم‌های حسابداری همزمان، حسابرسی همزمان نیز متداول خواهد شد. تغییرات در فرایند گزارشگری مالی نیازمند ایجاد رویه‌های جدید برای اجرای عملیات حسابرسی است و این تغییرات منجر به تغییر در هدف اصلی حسابرسی مالی و استانداردهای حسابرسی نمی‌گردد. با این وجود، اسناد، مدارک و گزارش‌های الکترونیکی که در قالب حسابداری همزمان تهیه می‌شود، نقش حسابرسان مستقل در فرایند گزارشگری مالی از جمله مقطع خطر حسابرسی و ماهیت تهدیدات را تغییر می‌دهد. به طوری که برای حسابرسان مستقل استفاده از XBRL باعث تسریع فرآیندهای اجرای عملیات حسابرسی خواهد شد. از سوی دیگر، حسابرسان نیازمند فراگیری مسائل مرتبط با پردازش‌های کامپیوتری و مسائل مرتبط با XBRL هستند. اگر چه تغییرات ایجاد شده در این فرآیندها، متفاوت با فرایند عملیات حسابرسی سنتی است، لیکن عدم حرکت حسابرسان در یادگیری این فرایندهای عملیاتی و آشنایی با محیط حسابرسی مربوطه تا حدود زیادی فاصله حسابرسی و حسابداری را زیاد خواهد کرد (جیمز، ۲۰۱۱).

بسیاری بر این باور هستند که استفاده از XBRL می‌تواند زمینه پیاده‌سازی حسابرسی مستمر را فراهم آورد (داو و روحانی ۲۰۰۷). در حسابرسی مستمر، حسابرس به صورت مستمر و از طریق دسترسی آنلاین به سیستم‌های حسابداری صاحبکار، می‌تواند بر جریان پردازش رویدادهای تجاری صاحبکار نظارت نماید. امری که در حسابرسی سنتی بدلیل زمان‌بر بودن و هزینه زیاد مقدور نمی‌باشد (داو و روحانی ۲۰۰۷). استفاده از رویه‌های حسابرسی خودکار (سیستمی) در حسابرسی مستمر، افزایش دقت و صرفه‌جویی در زمان انجام رسیدگی‌ها را بدنبال خواهد داشت. با این وجود، طراحی و بکارگیری چنین رویه‌هایی زمان‌بر می‌باشد. علاوه بر این،

لزوم استفاده از قضاوت و تردید حرفه‌ای حسابرس در بکارگیری رویه‌های حسابرسی، امری است که باید به آن در حسابرسی مستمر توجه شود (کوگان و همکاران ۲۰۰۸).

پاکروان (۱۳۹۱) نشان داد که فناوری اطلاعات، شیوه تهیه صورت‌های مالی، گزارشگری شرکتها و نحوه حسابرسی و استفاده از این اطلاعات را به شدت دچار تغییر کرده است. این تغییرات از یک طرف باعث دقت و سرعت در ارائه اطلاعات مربوط برای استفاده کنندگان شده و از طرفی دیگر، تهدیدی جدی برای توجیه اقتصادی فرایند حسابرسی و مشکلات ناشی از عدم تخصص حرفه‌ای حسابرسان برای بررسی صحت و تمامیت و دستیابی به اطمینان‌بخشی نسبت به رویدادهای انعکاس یافته به عنوان اطلاعات مالی شرکتها می‌باشد (پاکروان، ۱۳۹۱).

بطور کلی آنچه از نتایج تحقیقات محدود قبلی می‌توان برداشت نمود این است که یکی از ابزارهای لازم برای دستیابی به اهداف بکارگیری XBRL در فرایند گزارشگری مالی، ضرورت توجه به ارائه خدمات اعتباربخشی به این گزارش‌ها توسط حسابرسان می‌باشد. آنچه که در تحقیقات قبلی به آن پرداخته نشده این موضوع است که این خدمات اعتباربخشی (حسابرسی) چه چالش‌ها و فرصت‌هایی را برای حرفه حسابرسی بوجود خواهد آورد، که موضوع این تحقیق می‌باشد.

فرضیه‌های پژوهش

فرضیه اصلی اول: استفاده از XBRL برای حسابرسی صورت‌های مالی، یک فرصت ایجاد می‌نماید.

فرضیه فرعی اول: قابلیت مقایسه اسناد نمونه XBRL سرعت و دقت بررسی‌های حسابرسی را افزایش می‌دهد.

فرضیه فرعی دوم: صحت اطلاعات موجود در اسناد نمونه XBRL کیفیت بررسی‌های حسابرسی را افزایش می‌دهد.

فرضیه فرعی سوم: شکل ارائه اطلاعات در اسناد نمونه XBRL دقت بررسی‌های حسابرسی را افزایش می‌دهد.

فرضیه اصلی دوم: استفاده از XBRL برای حسابرسی صورت‌های مالی چالش ایجاد می‌نماید.

فرضیه فرعی اول: استفاده از XBRL، ریسک حسابرسی را، به دلیل وجود واژه‌نامه غلط، افزایش می‌دهد.

فرضیه فرعی دوم: استفاده از XBRL، پیچیدگی کار حسابرسی را، بدلیل پیچیدگی طراحی نرم‌افزار XBRL، افزایش می‌دهد.

فرضیه فرعی سوم: با استفاده از XBRL، تغییر گسترده وظایف حسابرسی باعث کاهش کیفیت حسابرسی می‌شود.

برای روشنی فرضیات فوق، در ادامه بطور خلاصه به متغیرهای مورد استفاده در فرضیه‌های فوق پرداخته می‌شود.

فرضیه اصلی اول: در فرضیه فرعی اول، به قابلیت مقایسه صورت‌های مالی در دوره‌های مالی مختلف واحد تجاری و در یک دوره مالی، به قابلیت مقایسه بین اقلام و عناصر صورت‌های مالی بین صنایع مختلف پرداخته می‌شود. در فرضیه فرعی دوم، به صحت ماهیت بدهکار و بستانکار عناصر، صحت ثبت رویدادهای مالی، صحت ادغام و طبقه‌بندی و صحت محاسبات پرداخته می‌شود. در فرضیه فرعی سوم، نوع طبقه‌بندی عناصر، فرمت الکترونیکی اطلاعات، به‌روز شدن مستمر اطلاعات، به‌موقع بودن اطلاعات و انعطاف‌پذیری اطلاعات ارائه شده الکترونیکی مورد بررسی قرار می‌گیرد.

فرضیه اصلی دوم: در فرضیه فرعی اول، پیچیدگی‌های استانداردهای حسابداری و افزایش احتمال وجود خطا در واژه‌نامه، در نظر نگرفتن برخی از ویژگی‌های کیفی، عدم تجربه کافی در زمینه طراحی اسناد نمونه XBRL و استفاده از یک واژه‌نامه کلی برای تمامی صنایع، مورد بررسی قرار گرفته است. در فرضیه فرعی دوم، به مقررات و الزامات ثبت داده و عدم استفاده کامل از برخی از ابزارهای XBRL پرداخته شده است. در فرضیه فرعی سوم، تغییرات اساسی در فرایند حسابرسی و عدم وجود آمادگی کافی در حرفه حسابرسی در پذیرش XBRL مورد بحث بررسی قرار گرفته است.

روش پژوهش

این تحقیق یک تحقیق توصیفی، پیمایشی است که مبتنی بر تحقیقات میدانی و کتابخانه‌ای (از نظر روش گردآوری اطلاعات) است. روش‌های گردآوری اطلاعات در این تحقیق،

آمیزه‌ای از روش‌های تحقیق کتابخانه‌ای و میدانی است. در روش کتابخانه‌ای از طریق مطالعه ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق، چارچوب مناسبی برای موضوع فراهم شد. در روش میدانی تحقیق، از طریق پرسش‌نامه، داده‌های موردنیاز برای تایید و یا رد فرضیه‌های تحقیق گردآوری شد.

این تحقیق بر مبنای پرسشنامه صورت گرفته که بر اساس مبانی نظری و پس از مشورت با متخصصان امر (دو نفر استاد دانشگاه، دو نفر از اعضای جامعه حسابداری رسمی و دو نفر متخصص تکنولوژی اطلاعات) و حذف و یا تعدیل سؤالات نامفهوم، پرسشنامه نهایی تدوین و برای جامعه آماری مورد نظر ارسال شده است.

به منظور کسب پایایی پرسشنامه از روش ضریب آلفای کرونباخ استفاده گردیده است. بدین صورت که در ابتدا ۲۵ پرسشنامه بین پرسش‌شوندگان توزیع و پاسخ‌ها جمع‌آوری شد. آلفای کرونباخ محاسبه شده (۰/۷۸) نشان می‌دهد که پرسشنامه از پایایی و قابلیت اعتماد بالایی برخوردار است.

در صورتی که X_1, X_2, \dots, X_n نمونه مستقل n تایی از جامعه باشد آنگاه آماره آزمون با توجه به حالات مختلف برآورد، دارای توزیع Z یا t است. اگر جامعه نرمال و σ^2 نامعلوم باشد توزیع \bar{X} به n وابسته بوده و درحالی که $n > 30$ باشد ملاک آزمون عبارتست از:

$$t = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S_{\bar{X}}} = \frac{S}{\sqrt{n}}$$

با توجه به آماره آزمون تعیین شده، در تحقیق حاضر جهت اجتناب از خطای انسانی از نرم‌افزارهای آماری همچون SPSS برای محاسبات فوق استفاده شده است. طبق تعاریف بیان شده برای متغیرها و مشخص شدن رابطه بین متغیرهای مستقل و وابسته، باید از آزمون T تک‌نمونه‌ای^۷ استفاده کرد. آزمون T از پرکاربردترین روش‌های بررسی میانگین جامعه می‌باشد. این آزمون به شکل‌های مختلف، میانگین جامعه را مورد بررسی قرار می‌دهد. در بررسی‌های تک‌نمونه‌ای با آزمون T ، محقق میانگین جامعه را با یک مقدار مشخص مقایسه می‌کند. هدف این آزمون بررسی اختلاف معنی‌دار بین میانگین یک جامعه با مقدار یا عددی ثابت است (اسدی و همکاران، ۱۳۸۸).

از آنجا که دانشگاهیان، جامعه حسابداران رسمی، کارشناسان مالی و متخصصین رشته IT با موضوع XBRL ارتباط بیشتری دارند، لذا در این تحقیق به دلایل زیر جامعه مورد بررسی از بین گروه‌های فوق انتخاب شده است:

- مبحث XBRL به صورت آکادمیک در سطوح بالای دانشگاهی تدریس می‌شود و انتظار می‌رود اساتید دانشگاه به عنوان بسترسازان حرفه حسابداری و حسابرسی از روابط بین متغیرهای تعریف شده در پژوهش حاضر، اطلاعات جامع‌تری داشته باشند.
- استفاده از XBRL در بورسهای اوراق بهادار کشورهای پیشرفته موجب شده تا انتظار رود که حسابداران رسمی و حسابرسان جهت اطمینان‌دهی به اسناد منتشره، اطلاعات خود را به روز کرده و نسبت به اسناد مذکور آشنایی قابل قبولی داشته باشند. لذا حسابداران رسمی نیز می‌توانند گروه مناسبی برای سوالات تحقیق حاضر باشند.^۷
- کارشناسان مالی و متخصصین رشته IT نیز به عنوان افرادی که در این زمینه در شرکتها و سازمانها مشغول به فعالیت هستند و بطور مستقیم از نرم‌افزارها و ابزارهای منتج شده از XBRL استفاده می‌کنند، می‌توانند گروه مناسبی برای پاسخگویی به سوالات این پرسشنامه باشند.

در این پژوهش با توجه به این که داده‌ها کیفی هستند، برای محاسبه حجم نمونه از رابطه کوکران که در تحقیقات قبلی برای تعیین حجم نمونه در داده‌های کیفی بکار رفته، استفاده شده است. بر این اساس، اندازه نمونه، تحت تأثیر نسبت موفقیت (p) تعریف می‌شود (سرمد و همکاران، ۱۳۸۸).

با در نظر گرفتن سطح اطمینان ۹۵٪، از رابطه زیر استفاده می‌گردد:

$$n = \frac{Z_{\alpha/2}^2 \cdot p(1-p)}{\varepsilon^2} \quad Z_{\alpha/2} = Z_{0/025} = 1/96$$

نمونه نهایی پرسش‌نامه‌های جمع‌آوری شده شامل ۶۱ پرسش‌نامه قابل استفاده می‌باشد که فراوانی نمونه بر اساس پراکنندگی پاسخ‌دهندگان در نگاره شماره ۲ ارایه گردیده است. همانطور که در این نگاره آمده است، ۶۱٪ از پاسخ‌دهندگان اعضای هیئت علمی دانشگاه بوده و ۲۵٪ حسابرس بوده‌اند.

نگاره (۲): فراوانی تعداد پرسشنامه ارسال شده و دریافت شده صحیح

تعداد ایمیل دریافت شده صحیح		تعداد ایمیل ارسال شده	سمت شغلی
نسبت دریافت شده به ارسال شده (%)	فراوانی (%)		
۱۴٪	۳۷ (۶۱)	۲۵۰	دانشگاهی
۶٪	۱۵ (۲۵)	۲۵۰	حسابرس
۴٪	۹ (۱۴)	۲۵۰	حسابدار
۸٪	۶۱ (۱۰۰)	۷۵۰	جمع

یافته‌های پژوهش

در نگاره (۳) نتایج آزمون فرضیه‌های فرعی مربوط به فرضیه اصلی اول تحقیق ارایه گردیده است.

تأثیر متغیرهای قابلیت مقایسه، صحت اطلاعات و شکل ارائه اطلاعات بر کیفیت و کارایی حسابرسی از نظر پاسخ‌دهندگان مثبت ارزیابی شده است و لذا می‌توان گفت XBRL در سه حوزه ذکر شده برای حسابرسی فرصت ایجاد کرده است.

نگاره (۳): تجزیه و تحلیل داده‌ها، فرضیه اصلی اول

نتیجه	مقایسه	P-value	فرض‌های آماری	فرضیه
در سطح اطمینان ۹۵٪، H_0 رد می‌شود، پس فرضیه فرعی اول پذیرفته می‌شود.	$P\text{-value} < 0/05$	۰/۰۰۱	نقیض ادعا $H_0: \mu \leq 3$ ادعا $H_1: \mu > 3$	فرعی اول: قابلیت مقایسه
در سطح اطمینان ۹۵٪، H_0 رد می‌شود، پس فرضیه فرعی دوم پذیرفته می‌شود.	$P\text{-value} < 0/05$	۰/۰۰۱	نقیض ادعا $H_0: \mu \leq 3$ ادعا $H_1: \mu > 3$	فرعی دوم: صحت اطلاعات
در سطح اطمینان ۹۵٪، H_0 رد می‌شود، پس فرضیه فرعی سوم پذیرفته می‌شود.	$P\text{-value} < 0/05$	۰/۰۰۱	نقیض ادعا $H_0: \mu \leq 3$ ادعا $H_1: \mu > 3$	فرعی سوم: شکل ارائه
در سطح اطمینان ۹۵٪، H_0 رد می‌شود، پس فرضیه اصلی اول پذیرفته می‌شود.	$P\text{-value} < 0/05$	۰/۰۰۱	نقیض ادعا $H_0: \mu \leq 3$ ادعا $H_1: \mu > 3$	اصلی اول: فرصت حسابرسی

تکراه (۴): تجزیه و تحلیل داده‌ها، فرضیه اصلی دوم

فرضیه	فرض‌های آماری	P-value	مقایسه	نتیجه
فرعی اول: واژه نامه غلط	ادعا $H_0: \mu \leq 3$ ادعا $H_1: \mu > 3$	۰/۰۰۱	P-value < 0/05	در سطح اطمینان ۹۵٪، H_0 رد می‌شود، پس فرضیه فرعی اول پذیرفته می‌شود.
فرعی دوم: پیچیدگی نرم افزار	ادعا $H_0: \mu \leq 3$ ادعا $H_1: \mu > 3$	۰/۰۹	P-value > 0/05	در سطح اطمینان ۹۵٪، H_0 پذیرفته می‌شود، پس فرضیه فرعی دوم پذیرفته نمی‌شود.
فرعی سوم: تغییر وظایف حسابرسان	ادعا $H_0: \mu \leq 3$ ادعا $H_1: \mu > 3$	۰/۰۰۱	P-value < 0/05	در سطح اطمینان ۹۵٪، H_0 رد می‌شود، پس فرضیه فرعی سوم پذیرفته می‌شود.
اصلی دوم: چالش حسابرسی	ادعا $H_0: \mu \leq 3$ ادعا $H_1: \mu > 3$	۰/۰۰۱	P-value < 0/05	در سطح اطمینان ۹۵٪، H_0 رد می‌شود، پس فرضیه اصلی اول پذیرفته می‌شود.

تأثیر نامطلوب متغیرهای واژه‌نامه غلط و تغییر وظایف حسابرسی بر کیفیت و ریسک حسابرسی مثبت ارزیابی شده است. ولی تأثیر پیچیدگی طراحی نرم افزار XBRL بر کیفیت حسابرسی از نظر پاسخ‌دهندگان مورد تأیید قرار نگرفته، لذا پاسخ‌دهندگان اعتقاد دارند که پیچیدگی در طراحی نرم افزار XBRL نمی‌تواند بعنوان یک چالش برای حرفه حسابرسی تلقی شود. این نتایج نشان می‌دهد که از نظر پاسخ‌دهندگان، بکارگیری XBRL در بازار سرمایه در کنار ایجاد فرصت‌هایی برای حرفه حسابرسی، می‌تواند چالش‌هایی نیز برای حرفه داشته باشد.

نتیجه‌گیری و بحث

نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که قابلیت مقایسه، صحت اطلاعات و شکل ارائه اطلاعات در اسناد نمونه XBRL، بر کیفیت و کارایی حسابرسی تأثیر می‌گذارد. این نتایج با این نظر طرفداران XBRL برای گزارشگری مالی که اعتقاد دارند استفاده از XBRL می‌تواند باعث افزایش در کارایی حسابرسی و همچنین کاهش زمان حسابرسی شود، همخوانی دارد. این نتایج با نتایج دیوید و استینبارت (۲۰۰۰) که نشان می‌دهد استفاده از XBRL با کاهش زمان مورد نیاز برای دسترسی و تحلیل داده‌ها با استفاده از داده‌های بایگانی شده در پایگاه داده‌ها (قابلیت

مقایسه) باعث بهبود در کیفیت حسابرسی و در نتیجه، کشف تحریف و حتی المقدور پیشگیری از گزارشگری مالی متقلبانه می‌شود.

نتایج آزمون فرضیه دوم تحقیق نشان می‌دهد که احتمال وجود خطا در واژه‌نامه XBRL و تغییر گسترده در وظایف حسابرسی مربوط به اسناد نمونه XBRL، باعث کاهش کارایی و افزایش ریسک حسابرسی می‌شود. وجود واژه‌نامه غلط می‌تواند بر بسیاری از محاسبات و شواهد حسابرسی تأثیر منفی داشته و در نهایت باعث ایجاد خدشه در اعتباردهی حسابرسان به گزارش‌های مبتنی بر XBRL گردد. از طرفی تغییرات گسترده در وظایف حسابرسان بدون وجود پیش‌زمینه و دانش موردنیاز در حسابرسان، می‌تواند بر کیفیت حسابرسی تأثیر نامطلوب گذاشته و ریسک حسابرسی را افزایش دهد. این نتایج با نتایج پاکروان (۱۳۹۱) که نشان می‌دهد به کارگیری XBRL برای گزارشگری مالی، علی‌رغم بهبود در دقت و سرعت ارائه صورت‌های مالی، باعث ایجاد مشکلاتی در توجیه اقتصادی فرآیند حسابرسی و مشکلات ناشی از عدم تخصص حرفه‌ای حسابرسان برای بررسی صحت و تمامیت اطلاعات گزارش شده و دستیابی به اطمینان‌بخشی نسبت به رویدادهای انعکاس یافته در صورت‌های مالی می‌گردد، همخوانی دارد.

با توجه به نتایج این تحقیق و در راستای استفاده از مزیت‌های XBRL ناشی از تأثیر مثبت آن بر قابلیت مقایسه، صحت اطلاعات و نحوه ارائه اطلاعات در صورت‌های مالی، به حسابرسان پیشنهاد می‌گردد که در جهت استفاده از این امکان XBRL، موضوع ضرورت بازنگری در برنامه‌های رسیدگی بخصوص بازنگری در برنامه‌های رسیدگی حسابرسی جهت پوشش ریسک‌های مرتبط با به کارگیری XBRL مانند ریسک وجود واژه‌نامه غلط را مورد توجه قرار دهند. سازمان حسابرسی به‌عنوان متولی تدوین استانداردهای حسابرسی می‌تواند با تدوین دستورالعمل‌های مناسب برای حسابرسی مدارک مبتنی بر XBRL (همانند PCAOB در آمریکا) به حسابرسان در زمینه آمادگی جهت حسابرسی گزارش‌های مبتنی بر XBRL کمک نماید.

علاوه بر این، از آنجا که یکی از چالش‌های XBRL برای حرفه حسابرسی احتمال اشتباه در واژه‌نامه XBRL می‌باشد، به سازمان بورس و اوراق بهادار به‌عنوان متولی پیاده‌سازی XBRL در بازار سرمایه پیشنهاد می‌شود که فرایند تهیه و بررسی واژه‌نامه XBRL و همچنین به‌روزرسانی این واژه‌نامه با همکاری نزدیک با سازمان حسابرسی و جامعه حسابداران رسمی

ایران صورت گیرد تا از احتمال وجود خطا و اشتباه در واژه‌نامه جلوگیری شود. با توجه به روند فراگیر استفاده از XBRL در دنیا و به تبع آن ایران، و نیز عدم آموزش مدون مباحث مربوط به XBRL در آموزش رشته حسابداری در دانشگاه‌ها و موسسه‌های آموزش عالی کشور، موضوع لحاظ نمودن این مبحث در آموزش رشته حسابداری برای دانشجویان از اهمیت زیادی برخوردار است که شایسته است مورد توجه گروه‌های آموزشی حسابداری دانشگاه‌ها قرار گیرد.

این پژوهش همانند سایر پژوهش‌ها دارای محدودیت‌هایی بدین شرح بوده است: داده‌های این پژوهش از طریق پرسش‌نامه جمع‌آوری گردیده است که نتایج این تحقیق را مشمول محدودیت‌های ذاتی حاکم بر پرسش‌نامه می‌نماید. علاوه بر این، به دلیل عدم استفاده عملیاتی از XBRL در ایران در زمان انجام این پژوهش، ممکن است که نظرات پاسخ‌دهندگان در خصوص چالش‌های استفاده از XBRL برای حرفه حسابرسان برای پاسخ‌دهندگان بخصوص حسابرسان، در زمان قبل و بعد از پیاده‌سازی XBRL دارای تفاوت‌هایی باشد. با توجه به اینکه فاز اول گزارشگری مبتنی بر XBRL در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس و اوراق بهادار در سال ۱۳۹۲ اجرایی گردیده است، تحقیقات آتی می‌توانند با بررسی مجدد این موضوع، به ارزیابی نتایج این تحقیق و یا شناسایی چالش‌های جدیدی که ممکن است بعد از استفاده از XBRL بروز نمایند، پردازند. همچنین، موضوع بررسی مزایای ناشی از استفاده از XBRL برای ناشران و استفاده‌کنندگان اطلاعات مالی می‌تواند مورد توجه پژوهش‌های آتی قرار گیرد.

پی‌نوشت

- | | | | |
|---|---------------------------------------|---|---|
| ۱ | eXtensible Business Reportin language | ۲ | Public Company Accounting Oversight Board |
| ۳ | Security & Exchange Commission | ۴ | Deloitte and Touche |
| ۵ | eXtensible Markup Language | ۶ | Data Mining |

۷ انجمن‌های حرفه‌ای حسابداری (مانند جامعه حسابداران خبره و جامعه حسابداران رسمی) و همچنین سازمان بورس و اوراق بهادار دوره‌های آموزشی متعددی برای آشنایی افراد با موضوع XBRL برگزار نموده‌اند.

منابع

اسدی، غلام‌حسین؛ جمالی، حسن خان. (۱۳۸۸). روش تحقیق در مطالعات مالی و اقتصادی با رویکرد تحلیل داده، تهران: دانشکده امور اقتصادی.

بزرگ اصل، موسی؛ ولی پور کنی، جمال. (۱۳۸۵). آشنایی با مفاهیم و کاربرد زبان گزارشگری تجاری گسترش‌پذیر، فصل‌نامه حسابدار رسمی شماره ۹، ۸.
پاکروان، لقمان. (۱۳۹۱). حسابرسی زبان گزارشگری مالی گسترش‌پذیر، روزنامه دنیای اقتصاد، مهرماه ۹۱.

سرمد، زهره؛ عباس، بازرگان؛ حجازی، الهه. (۱۳۸۸). روش‌های تحقیق در علوم رفتاری، تهران: انتشارات آگه.

- Alles MG. , Kogan A. and Vasarhelyi, MA. (2008). Putting continuous auditing theory into practice: lessons from two pilot implementations. *J InfSyst a*.
- Boritz, J. E. and W. G. (2003). *Assurance Reporting for XBRL: XARL (eXtensible Assurance Reporting Language)*.
- CFA Institute Member Survey: XBRL. (2009). *CFA Institute Market Research*.
- David, J. S. and Steinbart, P. J. (2000). *Data Warehousing and Data Mining: Opportunities for Internal Auditors*. Altamonte Springs, FL: The Institute of Internal Auditors Research Foundation.
- Du H. and Roohani, S. (2007). Meeting challenges and expectations of continuous auditing in the context of independent audits of financial statements. *Int J Auditing*, 11, (2): 133.
- James ,G. (2007). XBRL: Opportunities and challenges in Enhancing financial reporting and Assurance Processes, Current Issues in auditing.
- McCaan, D. (2010). XBRL Error. Available at <http://www.cfo.com/article.cfm/14529555>
- Plumlee, D. and Plumlee, M. (2008). Assurance on XBRL financial reporting. Working Paper: University of Utah.
- Rechtman, Y. (2004). Continuous auditing and XBRL. *The Trusted Professional, NYSSCPA 7 (8)*. 22. Z.
- Srivastava, R. P. and Kogan, A. (2010). Assurance on XBRL Instance Document: A Conceptual Framework of Assertions. *International Journal of Accounting Information information systems*.
- XBRL Foundation Certificate Holders available at: <http://xbml.org/certification-holders>
- Zachary Coffin -Mike Willis. (2002). Corporate Reporting and the Internet: Understanding-and Using-XBRL.

بررسی تأثیر نظام راهبری شرکتی بر رابطه بین اجتناب مالیاتی و ارزش و میزان نگهداشت وجه نقد

زهرا دیان‌تی دیلمی*، پریسا شکراللهی**

تاریخ دریافت: ۱۰/۱۱/۹۳

تاریخ پذیرش: ۱۴/۰۲/۹۴

چکیده

عدم وجود سازوکارهای نظام راهبری مناسب، می‌تواند زمینه را برای اقدامات فرصت طلبانه مدیران فراهم سازد مبنی بر اینکه فعالیت‌های اجتناب مالیاتی را در جهت منافع خود انجام دهند و موجب اتلاف منابع اجتناب مالیاتی شوند. اگر سرمایه‌گذاران اجتناب مالیاتی را به عنوان انحراف از منابع شرکت تلقی کنند، ارزش وجه نقد نگه‌داری شده در شرکت را کمتر از ارزش واقعی ارزیابی خواهند نمود. در این پژوهش اثر سازوکارهای نظام راهبری بر ارتباط بین اجتناب مالیاتی و میزان و ارزش وجوه نقد نگه‌داری شده در شرکت، بررسی شده است. به این منظور داده‌های استخراج شده از ۶۸ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۰ از طریق مدل رگرسیون با استفاده از داده‌های ترکیبی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که سازوکارهای نظام راهبری قوی موجب می‌شوند که رابطه بین اجتناب مالیاتی و سطح نگهداشت وجه نقد و ارزش وجه نقد نگه‌داری شده در شرکت ضعیف شود.

واژه‌های کلیدی: اجتناب مالیاتی، سطح نگهداشت وجه نقد، ارزش وجه نقد نگه‌داری شده در شرکت، نظام

راهبری شرکتی

طبقه‌بندی موضوعی: M41، N25، H26

*استادیار دانشگاه خوارزمی، (dianati@ues.ac.ir)

**کارشناس ارشد حسابداری دانشگاه خوارزمی، (نویسنده مسئول)، (p.shokrollahi@yahoo.com)

مقدمه

در شرکت‌ها هزینه‌های مالیات بر درآمد از مهم‌ترین هزینه‌ها است و معمولاً شرکت‌ها آن را به عنوان هزینه‌ای که نباید پرداخت نمایند تلقی می‌کنند؛ زیرا با پرداخت مالیات نقدینگی بیشتری از شرکت خارج می‌شود و سود و وجوه نقد باقیمانده برای سایر ذینفعان شرکت از جمله سهامداران کاهش می‌یابد. از این رو به طور طبیعی این انگیزه وجود دارد تا شرکت و سهامداران آن از طریق مدیران خود اقدام به اجتناب از پرداخت مالیات نمایند (هانلون و هیتزمن، ۲۰۰۹).

اگرچه اجتناب از پرداخت مالیات یا به عبارتی حداقل سازی مالیات، منجر به افزایش وجوه باقیمانده برای سهامداران شرکت می‌شود، اما بر اساس شواهد، فعالیت‌های مربوط به اجتناب مالیاتی^۱ می‌تواند این فرصت را برای مدیران فراهم سازد که فعالیت‌های اجتناب مالیاتی را در جهت افزایش ارزش شرکت انجام ندهند و اقدامات فرصت طلبانه خود را به منظور عدم افشاء این اخبار در داخل شرکت توسعه دهند (دسای و دارماپالا، ۲۰۰۹). بر اساس مطالعات، اجتناب مالیاتی زمانی سودمند است که در جهت افزایش ارزش شرکت انجام شود (مشایخ و همکاران، ۱۳۹۲).

یکی از چالش‌هایی که در پی پدیده اجتناب مالیاتی شرکت‌ها به وجود می‌آید مربوط به وجوهی است که در نتیجه‌ی اجتناب از پرداخت مالیات حاصل می‌شود. این که مدیران منفعت طلب، چگونه بین مصرف یا نگهداشت وجه نقد، یکی را انتخاب می‌کنند، موضوع مبهمی است.

نظریه‌های مختلفی در ارتباط با سطح نگهداشت وجه نقد و عوامل موثر بر سطح نگهداشت وجه نقد توسط شرکت‌ها وجود دارد (بولو و همکاران، ۱۳۹۰). نظریه نمایندگی نمونه‌ای از این نظریه‌ها است. طبق نظریه نمایندگی، تضادهایی که منجر به شناسایی هزینه‌های نمایندگی می‌شوند، می‌توانند در توجیه رفتار نگهداری وجه نقد توسط مدیریت به کار روند.

بنابراین، مدیرانی که به دنبال حداکثر کردن ارزش شرکت هستند (یعنی زمانی که بین مدیران و ذینفعان تضاد منافی وجود ندارد) وجه نقد در یک سطح بهینه نگهداری می‌شود. سطح بهینه سطحی است که در آن سود حاشیه‌ای آخرین واحد از پول با هزینه حاشیه‌ای نگهداشت آن برابر باشد (اوپلر و همکاران، ۲۰۰۱). نکته اساسی این جا است که در این چارچوب، رابطه‌ای

بین اجتناب مالیاتی و وجه نقد نگهداری شده در شرکت پیش بینی نمی‌شود؛ زیرا سطح بهینه نگهداشت وجه نقد بر اساس سنجش هزینه و منافع نگهداشت وجه نقد تعیین می‌شود. اما زمانی که منافع مدیر و ذینفعان همسو نباشد، دیدگاه نمایندگی مطرح می‌شود. مدیران ممکن است تصمیماتی بگیرند که با منافع ذینفعان در تضاد باشد و به عبارتی دیگر از منابع شرکت برای دستیابی به منافع شخصی خود استفاده کنند. این تضادهای نمایندگی منجر به اتلاف و پراکندگی سریعتر وجوه نقد نگهداری شده در شرکت می‌شود و به این ترتیب وجوه نقد نگهداری شده در شرکت از سطح بهینه خود خارج می‌شود (مایرز و راجرام، ۱۹۹۸).

بنابراین، در این پژوهش تمرکز بر دیدگاه نمایندگی اجتناب مالیاتی است. بر اساس این دیدگاه، مدیران فرصت طلب، روش‌ها و تکنیک‌های اجتناب مالیاتی را بیشتر با هدف افزایش منافع مدیریتی انجام می‌دهند تا افزایش منافع سهامداران.

از طرف دیگر، بر طبق مطالعات اخیر، هنگامی که تضاد منافع مدیران و ذینفعان زیاد باشد و نگرانی قابل توجهی در خصوص انتقال و انحراف وجه نقد وجود داشته باشد، یک دلار از وجه نقد شرکت کمتر از یک دلار در بازار سرمایه ارزشگذاری خواهد شد (پینکوئیتز و همکاران، ۲۰۰۶). از این رو، پیش‌بینی می‌شود که سرمایه‌گذاران در چنین مواقعی وجوه نقد شرکت را کمتر ارزشگذاری کنند.

از سوی دیگر، به اعتقاد جنسن (۱۹۸۶)، اگر نظارت بر اقدامات مدیران اعمال نشود، مدیران فرصت طلب ممکن است که جریان وجه نقد آزاد شرکت را هدر دهند. دیتمار و مارت اسمیت (۲۰۰۷) نیز این دیدگاه را در خصوص ذخایر وجه نقد (وجوه نقد نگهداری شده در شرکت) توسعه دادند و شواهد تجربی در خصوص تأثیر نظام راهبری شرکتی بر ارزش وجه نقد شرکت ارائه دادند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که ارزش وجه نقد در شرکت‌هایی که نظام راهبری ضعیفی دارند به طور معناداری کمتر از ارزش وجه نقد در شرکت‌های دارای نظام راهبری قوی می‌باشد. زیرا شرکت‌هایی که نظام راهبری ضعیف دارند وجوه نقد شرکت را بیشتر مصرف و اسراف می‌کنند و آن‌ها را در پروژه‌ها و سرمایه‌گذاری‌های کم بازده و غیرسودآور (که احتمالاً دارای مزایایی برای مدیران آن‌ها می‌باشد)، به مصرف می‌رسانند. عدم وجود سازوکارهای نظارتی مناسب می‌تواند زمینه‌ای برای مدیران فرصت طلب فراهم کند تا به هزینه سهامداران به منافع شخصی خود دست پیدا کنند. لذا در این پژوهش اثر سازوکارهای نظام راهبری شرکتی

بر فرصت‌طلبی مدیران در خصوص منابع حاصل از اجتناب مالیاتی سنجیده می‌شود. در ادامه، پژوهش‌ها انجام شده در این زمینه مورد بررسی قرار گرفته و فرضیه‌های پژوهش طراحی می‌شوند. سپس روش پژوهش و یافته‌های پژوهش ارائه خواهد شد.

مروری بر پیشینه

خلبادالو (۲۰۱۲)، در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین اجتناب مالیاتی و هزینه بدهی و تأثیر سطح مالکیت نهادی بر این ارتباط، پرداخت. نتایج این مطالعه نشان‌دهنده ارتباط منفی بین اجتناب مالیاتی و هزینه بدهی شرکت‌ها است و این که اجتناب مالیاتی می‌تواند هزینه بدهی شرکت را کاهش دهد؛ زیرا از اثرات مثبت اجتناب مالیاتی این است که می‌توان آن را به عنوان جانشینی برای کاربرد بدهی به کار برد. همچنین شواهد تجربی نشان دادند که مالکیت نهادی اثر معناداری بر ارتباط بین اجتناب مالیاتی و هزینه بدهی ندارد.

دالیوال و همکاران (۲۰۱۱)، در تحقیقی به بررسی رابطه بین اجتناب مالیاتی و میزان وجه نقد نگهداری شده در شرکت پرداختند. نتایج بررسی‌های آن‌ها نشان داد که بین اجتناب مالیاتی و میزان وجه نقد شرکت‌ها رابطه منفی وجود دارد. همچنین آن‌ها دریافتند که این رابطه منفی در شرکت‌هایی که از نظام راهبری قوی‌تری برخوردارند، ضعیف‌تر است.

کورانا و موسر (۲۰۱۱)، در مطالعه‌ای تحت عنوان «سرمایه‌گذاری بلندمدت سهامداران نهادی و اجتناب مالیاتی»، به بررسی این موضوع پرداختند که چگونه سطح مالکیت سهامداران نهادی با فعالیت‌های اجتناب مالیاتی در ارتباط است. اجتناب مالیاتی ارزش شرکت را از طریق ذخایر مالیاتی افزایش می‌دهد، اما با این حال، سرمایه‌گذاران نهادی با هدف سرمایه‌گذاری بلندمدت، در صورتی که تشخیص دهند فعالیت‌های اجتناب مالیاتی فرصت‌طلبی مدیران را تقویت می‌کند و شفافیت را کاهش می‌دهد، احتمالاً این فعالیت‌های اجتناب مالیاتی را خنثی خواهند نمود. به این ترتیب، آن‌ها با این نتیجه رسیدند که در شرکت‌هایی که دارای مالکیت نهادی بلندمدت هستند، اجتناب مالیاتی کمتر است.

هارفرد و همکاران (۲۰۰۸)، در پژوهشی سطح نگهداشت وجه نقد و نیز ارزش‌گذاری آن را از دیدگاه نمایندگی مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها نشان دادند که ذخایر وجه نقد در شرکت‌هایی که نظام راهبری شرکتی ضعیفی دارند، کمتر است. به عبارت دیگر، مدیران بدنام

و فرصت طلب از وجوه برای دستیابی به اهداف شخصی خود استفاده می‌کنند. آن‌ها ادعا کردند که تضادهای نمایندگی منجر به اتلاف و پراکندگی سریعتر وجوه نقد نگهداری شده در شرکت می‌شود. همچنین لی و لی (۲۰۰۹) در پژوهش خود به نتیجه مشابه دست یافتند.

فروغی و محمدی (۱۳۹۲)، در تحقیقی رابطه بین اجتناب مالیاتی و میزان و ارزش نگهداشت وجه نقد را مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها با بررسی ۱۰۳ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، به رابطه منفی بین این متغیرها دست یافتند و به این نتیجه رسیدند که با افزایش اجتناب مالیاتی، میزان و ارزش نگهداشت وجه نقد کاهش می‌یابد.

ایزدی‌نیا و رسائیان (۱۳۸۹)، رابطه برخی از سازوکارهای نظام راهبری شرکتی شامل درصد اعضای غیرموظف هیأت‌مدیره و درصد سرمایه‌گذاران نهادی و سطح نگهداشت وجه نقد به عنوان متغیرهای مستقل و Q توبین به عنوان معیار ارزش شرکت و متغیر وابسته را در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار دادند. نتایج پژوهش آن‌ها بیانگر آن است که بین درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی و ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. اما بین درصد اعضای غیرموظف هیأت‌مدیره و ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار، رابطه معناداری وجود ندارد. سطح نگهداشت وجه نقد نیز رابطه مثبت و معناداری با ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران دارد.

فرضیه‌های پژوهش

براساس مبانی نظری، ساختار نظام راهبری شرکتی قوی می‌تواند اتلاف و مصرف نامناسب وجوه نقد نگهداری شده در شرکت را محدود کند و به میزانی که شرکت‌ها از نظام راهبری قوی‌تری برخوردار باشند، بیشتر می‌توانند در برابر اقدامات سودجویانه مدیران محافظت شوند. به این ترتیب انتظار می‌رود که ارتباط بین اجتناب مالیاتی و میزان و ارزش وجوه نقد نگهداری شده در شرکت‌ها تحت تأثیر سازوکارهای نظام راهبری شرکتی قرار داشته باشد. بنابراین فرضیه‌های پژوهش حاضر به صورت زیر طراحی می‌شوند:

فرضیه ۱: در شرایط نظام راهبری شرکتی قوی، ارتباط بین اجتناب مالیاتی شرکت‌ها و میزان وجه نقد نگهداری شد در شرکت، ضعیف می‌شود.

فرضیه ۲: در شرایط نظام راهبری شرکتی قوی، ارتباط بین اجتناب مالیاتی شرکت‌ها و ارزش وجه نقد نگهداری شده در شرکت، ضعیف می‌شود.

روش پژوهش

این پژوهش از نوع پژوهش‌های توصیفی و از لحاظ روش پژوهش، از نوع همبستگی است؛ زیرا رابطه بین متغیرهای وابسته و مستقل را بررسی می‌کند. برای این منظور، ابتدا داده‌های مربوط به متغیرهای پژوهش جمع‌آوری و محاسبات مربوط به متغیرها از جمله نرخ مؤثر مالیاتی انجام می‌شود. سپس مفروضات مدل رگرسیون خطی از جمله نرمال بودن توزیع داده‌ها، عدم خودهمبستگی، عدم همخطی و عدم ناهمسانی واریانس مورد بررسی قرار می‌گیرد و بعد از مشخص شدن نوع مدل مناسب برای تخمین مدل‌های رگرسیون، فرضیات پژوهش با استفاده از نرم افزار Eviews ۷ مورد آزمون قرار می‌گیرند.

جامعه و نمونه آماری

قلمرو مکانی این پژوهش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. قلمرو زمانی این پژوهش به دلیل ضرورت و محدودیت مربوط به برخی از متغیرهای پژوهش، سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۰ انتخاب شده است. برای محاسبه یکی از متغیرهای پژوهش نیاز به جریان نقد عملیاتی ۵ سال گذشته و برای محاسبه نرخ مؤثر مالیاتی بلندمدت در هر سال به مجموع مالیات نقدی پرداختی در طول ۵ سال گذشته نیاز می‌باشد. از آنجا که میزان مالیات پرداخت شده در هر سال دقیقاً مطابق با میزان مالیات واقعی تعلق گرفته آن سال نمی‌باشد، در محاسبه متغیر موردنظر (اجتناب مالیاتی) از مجموع مالیات‌های پرداخت شده در طی ۵ سال هر شرکت استفاده می‌شود. درضمن به دلیل ملزم شدن شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به بکارگیری استاندارد حسابداری شماره ۲ از سال ۱۳۸۰، ابتدای دوره مورد بررسی این پژوهش سال ۱۳۸۳ انتخاب شده است. نمونه‌گیری به روش حذفی انجام شده است، به این ترتیب که کلیه شرکت‌های حاضر در جامعه آماری که حائز معیارهای زیر باشند در نمونه انتخاب شده‌اند:

۱. شرکت‌ها قبل از شروع سال ۱۳۸۰ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند و تا پایان سال ۱۳۹۰ نیز از بورس خارج نشده باشند.

۲. به منظور قابل مقایسه بودن اطلاعات، پایان سال مالی آن‌ها منتهی به ۲۹ اسفند باشد.
۳. شرکت‌های مورد مطالعه جزء بانک‌ها و مؤسسات مالی (شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی) و نیز صنایع تامین آب و برق و گاز نباشند. زیرا سیاست نگهداری وجه نقد و اقباض مالی این شرکت‌ها متفاوت با شرکت‌های دیگر است و همچنین ممکن است به دلیل ماهیت فعالیت خاص آنها نتایج پژوهش قابل تعمیم نباشد.
۴. به دلیل لزوم محاسبه معیار نرخ مؤثر مالیاتی بلندمدت (۵ ساله)، شرکت‌هایی در نمونه قرار می‌گیرند که مجموع سود قبل از مالیات آنها در طی ۵ سال مثبت باشد. زیرا نرخ مؤثر مالیاتی شرکت‌هایی که در طی این دوره زیان‌ده هستند، تحریف شده و قابل تفسیر نمی‌باشد.
۵. اطلاعات مربوط به متغیرهای این پژوهش در سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰ در دسترس باشد.
۶. در دوره مورد بررسی تغییر فعالیت یا دوره مالی نداده باشند.
- بر این اساس، پس از اعمال محدودیت‌های فوق، تعداد ۶۸ شرکت شرایط فوق را دارا بوده و به این ترتیب تعداد کل داده‌ها شامل ۵۴۴ سال-شرکت می‌باشد. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش، لازم است شرکت‌های نمونه بر اساس معیارهای تعیین مطلوبیت نظام راهبری شرکتی به دو دسته طبقه‌بندی شوند که در ادامه شیوه طبقه‌بندی و معیارهای مورد استفاده شرح داده می‌شود.

روش انتخاب نمونه شرکت‌های با نظام راهبری شرکتی قوی و ضعیف

برای آزمون فرضیه‌ها لازم است که شرکت‌های نمونه بر اساس معیارهای تعیین مطلوبیت نظام راهبری شرکتی به دو گروه شرکت‌های دارای نظام راهبری قوی و شرکت‌های دارای نظام راهبری شرکتی ضعیف طبقه‌بندی شوند. براساس پژوهش‌های داخلی از جمله پژوهش‌های انجام شده توسط ولی‌پور و خرم (۱۳۹۰) و رسائیان و همکاران (۱۳۸۹)، از معیار درصد سهامداران نهادی و درصد اعضای غیرموظف هیأت‌مدیره به عنوان معیارهای سازوکار نظام راهبری شرکتی استفاده می‌شود. دلیل استفاده از این دو معیار این است که در پژوهش‌های متعدد داخلی، این دو معیار در بین عوامل نظام راهبری شرکتی به عنوان دو عامل مؤثر در کاهش هزینه‌های نمایندگی و افزایش ارزش شرکت مورد تأیید قرار گرفته‌اند. در این خصوص، درصد

سهامداران نهادی (مالکیت نهادی) و درصد اعضای غیرموظف هیأت‌مدیره به شرح زیر تعیین می‌شوند:

درصد سهامداران نهادی: بر اساس تعریف سرمایه‌گذار نهادی موضوع بند ۲۷ ماده ۱ یک قانون بازار اوراق بهادار ج. ا.، سرمایه‌گذاران نهادی عبارتند از بانک‌ها و بیمه‌ها، هلدینگ‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، صندوق بازنشستگی، تأمین سرمایه و صندوق‌های سرمایه‌گذاری ثبت شده نزد سازمان بورس و اوراق بهادار، هر شخص حقیقی یا حقوقی که بیش از ۵ درصد یا بیش از ۵ میلیارد ریال از ارزش اسمی اوراق بهادار در دست انتشار ناشر را خریداری کند، سازمان‌ها و نهادهای دولتی و عمومی، شرکت‌های دولتی، اعضای هیأت‌مدیره و مدیران ناشر یا اشخاصی که کارکرد مشابه دارند. لذا با بررسی یادداشت‌های همراه در صورت‌های مالی درصد مالکیت این سرمایه‌گذاران از سهام شرکت مشخص گردیده است (تعداد سهام متعلق به سهامداران نهادی تقسیم بر کل تعداد سهام عادی شرکت).

درصد اعضای غیرموظف هیأت‌مدیره: برابر است با تعداد اعضای غیرموظف در ترکیب هیأت‌مدیره تقسیم بر تعداد کل اعضای هیأت‌مدیره. اطلاعات مورد نیاز برای محاسبه این معیارها با مراجعه به سایت سازمان بورس و اوراق بهادار، از گزارش هیأت‌مدیره به مجمع عمومی سهامداران شرکت‌ها استخراج شده است.

بعد از محاسبه این معیارها، شرکت‌ها بر اساس درصد سهامداران نهادی به صورت صعودی مرتب می‌شوند، سپس از آن‌ها دو نمونه کاهش یافته‌ی دارای درصد سهامداران نهادی زیاد و سهامداران نهادی کم استخراج می‌شود (ابراهیمی کردلر، ۱۳۸۴). به این ترتیب، در مورد معیار درصد اعضای غیرموظف شرکت‌ها نیز همین اقدامات انجام می‌شود. سپس شرکت‌هایی که همزمان دارای درصد سهامداران نهادی زیاد و درصد اعضای غیرموظف بالا هستند، به عنوان شرکت‌های دارای نظام راهبری شرکتی قوی و شرکت‌هایی که دارای سهامداران نهادی کم و درصد اعضای غیرموظف پایین هستند، به عنوان شرکت‌های دارای نظام راهبری شرکتی ضعیف طبقه‌بندی می‌شوند و به این ترتیب دو نمونه تشکیل می‌شود. برای بررسی فرضیه‌های پژوهش، هر یک از مدل‌های اول و دوم بر روی هریک از این نمونه‌ها مورد آزمون قرار می‌گیرد. براساس این طبقه‌بندی، تعداد ۱۷ شرکت (۱۳۶ سال- شرکت) به عنوان شرکت‌های دارای نظام راهبری

شرکتی قوی و تعداد ۳۴ شرکت (۲۷۲ سال-شرکت) به عنوان شرکت‌های دارای نظام راهبری شرکتی ضعیف طبقه‌بندی می‌شوند.

مدل‌های پژوهش

در پژوهش حاضر، برای آزمون فرضیه اول و بررسی اثر نظام راهبری شرکتی بر رابطه بین اجتناب مالیاتی و میزان وجه نقد نگهداری شده در شرکت، از مدل اپلر و همکاران (۱۹۹۹) استفاده می‌شود که با وارد کردن متغیر اجتناب مالیاتی گسترش یافته است:

$$\begin{aligned} \ln(Cash_{i,t}/NetAssets_{i,t}) &= \alpha_0 + \beta_1 MBratio_{i,t} + \beta_2 \ln Assets_{i,t} \\ &+ \beta_3 (NWC_{i,t}/NetAssets_{i,t}) \\ &+ \beta_4 (CapExp_{i,t}/NetAssets_{i,t}) \\ &+ \beta_5 (Debt_{i,t}/Assets_{i,t}) \\ &+ \beta_6 (sales\ growth_{i,t}) + \beta_7 (Dividend_{i,t}) \\ &+ \beta_8 (CFO_{i,t}/NetAssets_{i,t}) \\ &+ \beta_9 (IndustrySigma_{i,t}) + \beta_{10} (Tax\ agg_{i,t}) \end{aligned} \quad (۱)$$

متغیر وابسته در این مدل، میزان وجه نقد که طبق استاندارد حسابداری شماره ۲، موجودی نقد و سپرده‌های دیداری نزد بانکها و مؤسسات مالی اعم از ریالی و ارزی (شامل سپرده‌های سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت بدون سررسید) اطلاق می‌گردد، به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده که برای یکسان‌سازی تقسیم بر خالص دارایی‌ها شده است. ضمناً به منظور نرمال کردن داده‌های مربوط به این متغیر، از لگاریتم طبیعی آن استفاده می‌شود.

متغیر مستقل اجتناب مالیاتی ($Tax\ agg_{i,t}$) متغیر مستقل این پژوهش است که با استفاده از معیار نرخ مؤثر مالیاتی نقدی بلندمدت^۲ محاسبه می‌شود و طبق مدل (۲) برابر است با مجموع مالیات نقدی پرداختی در طول دوره N ساله تقسیم بر مجموع سود قبل از مالیات در طول همان دوره:

$$LCETR_i = \left(\sum_{t=1}^N CashTaxesPaid_{i,t} / \sum_{t=1}^N PreTaxIncome_{i,t} \right) \quad (۲)$$

$CashTaxesPaid_{i,t}$ معرف میزان مالیات پرداختی شرکت i در دوره t و $PreTax\ Income_{i,t}$ به معنای سود قبل از مالیات شرکت i در دوره t می‌باشد. دایرنگ و

همکاران (۲۰۰۸)، نرخ مؤثر مالیاتی نقدی یک ساله، ۵ ساله و ۱۰ ساله را به عنوان معیار اندازه گیری اجتناب مالیاتی معرفی نمودند و به این نتیجه رسیدند که با افزایش طول دوره، نرخ مؤثر مالیاتی از پایداری بیشتری برخوردار خواهد بود. در این پژوهش، به دلیل ملزم شدن شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به بکارگیری استاندارد حسابداری شماره ۲ از سال ۸۰ و نیاز به میزان مالیات پرداختی شرکت ها، و با توجه به قلمرو زمانی پژوهش، طول دوره زمانی حداکثر ۵ ساله برای محاسبه نرخ مؤثر مالیاتی امکان پذیر خواهد بود. هرچه نرخ مؤثر مالیاتی شرکت کمتر باشد، میزان اجتناب مالیاتی آن شرکت بیشتر است. از این رو، نرخ های مؤثر مالیاتی محاسبه شده، در عدد منفی یک (۱-) ضرب می شود تا نتایج آزمون فرضیه ها نشان دهنده ارتباط اجتناب مالیاتی و میزان و ارزش وجه نقد نگهداری شده در شرکت باشد.

لازم به توضیح است که در ایران، قبل از اصلاح قانون مالیات های مستقیم در تاریخ ۱۳۸۰/۱۱/۲۷، مالیات بر درآمد شرکت ها طبق ماده ۱۳۱ قانون مزبور محاسبه می شد. لیکن پس از اصلاح قانون مزبور در تاریخ ۱۳۸۰/۱۱/۲۷، مالیات بر درآمد شرکت ها با نرخ مقطوع ۲۵٪ محاسبه می شود و بر اساس ماده ۱۴۳ این قانون، شرکت های بورسی از معافیت ۱۰ درصدی برخوردار هستند. این پژوهش درصدد است تا با محاسبه نرخ مؤثر مالیات، میزان نزدیکی این نرخ را با نرخ قانونی ۲۲/۵٪ بسنجد. اگر نرخ مؤثر مالیاتی شرکتی پایین تر از نرخ قانونی مالیات باشد، حاکی از اجتناب مالیاتی آن شرکت می باشد (حساس یگانه و گل محمدی، ۱۳۹۰).

متغیرهای کنترلی بر اساس مدل اپلر و همکاران (۱۹۹۹) به شرح زیر محاسبه می شوند:

$MBratio$: نسبت ارزش بازار دارایی ها به ارزش دفتری دارایی ها

$\ln Assets_{i,t}$: لگاریتم طبیعی ارزش دفتری دارایی ها

$NWC_{i,t}/NetAssets_{i,t}$: سرمایه در گردش خالص شرکت (سرمایه در گردش منهای وجه نقد و سرمایه گذاری کوتاه مدت) تقسیم بر خالص دارایی ها

$CapExp_{i,t}/NetAssets_{i,t}$: مخارج سرمایه ای شرکت تقسیم بر خالص دارایی ها

$Debt_{i,t}/Assets_{i,t}$: بدهی های بلندمدت و کوتاه مدت تقسیم بر کل دارایی ها

$sales\ growth_{i,t}$: نرخ رشد فروش

$Dividend_{i,t}$: متغیر مجازی است و برای شرکت هایی که در سال t سود سهام پرداخت کرده اند عدد ۱ و

برای سایر شرکت ها عدد صفر در نظر گرفته می شود.

$CFO_{i,t}/NetAssets_{i,t}$: جریان نقد ناشی از عملیات تقسیم بر خالص دارایی‌ها

$IndustrySigma_{i,t}$: میانگین انحراف معیار جریان‌های نقدی عملیاتی در طی ۵ سال گذشته شرکت‌های

یک صنعت

برای آزمون فرضیه دوم، از مدل فولکندر و وانگ (۲۰۰۶)، که در سال ۲۰۰۷ توسط دیتمر و مارت اسمیت تعدیل شده است، استفاده می‌شود. فولکندر و وانگ به بررسی این موضوع پرداختند که سهامداران برای یک دلار اضافی نگهداری شده توسط شرکت، چه ارزشی را مدنظر قرار می‌دهند. به منظور تعیین ارزش وجه نقد، آن‌ها از مدلی استفاده کردند که در آن ارزش اضافی شرکت ناشی از تغییرات در وضعیت وجه نقد شرکت‌ها در طول سال مالی، تخمین زده می‌شود.

$$\begin{aligned}
 r_{i,t} - R_{i,t}^B = & \gamma_0 + \gamma_1(\Delta C_{i,t}/M_{i,t-1}) + \gamma_2(\Delta E_{i,t}/M_{i,t-1}) \\
 & + \gamma_3(\Delta NA_{i,t}/M_{i,t-1}) + \gamma_4 SG_{i,t} \\
 & + \gamma_5(\Delta I_{i,t}/M_{i,t-1}) + \gamma_6(\Delta D_{i,t}/M_{i,t-1}) \\
 & + \gamma_7(C_{i,t-1}/M_{i,t-1}) + \gamma_8 L_{i,t} \\
 & + \gamma_9(NF_{i,t}/M_{i,t-1}) \\
 & + \gamma_{10}((C_{i,t}/M_{i,t-1}) * (\Delta C_{i,t}/M_{i,t-1})) \\
 & + \gamma_{11}L_{i,t} * (\Delta C_{i,t}/M_{i,t-1}) + \gamma_{12}Tax\ agg_{i,t} \\
 & + \gamma_{13}Tax\ agg_{i,t} * (\Delta C_{i,t}/M_{i,t-1})
 \end{aligned}
 \tag{۳} \text{ مدل}$$

متغیر وابسته در این مدل مازاد بازده سهام شرکت در دوره t ($r_{i,t}$) بر بازده پرتفوی محک ($R_{i,t}^B$) محاسبه می‌شود. این تفاوت (مازاد) به عنوان معیاری از تغییر ارزش شرکت در نتیجه تغییرات وجه نقد ناشی از اجتناب مالیاتی مورد استفاده قرار می‌گیرد. بازده سهام شرکت به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$R_t = [(1 + \alpha)P_t + DPS_t - P_{t-1} - C]/P_{t-1} \tag{۴} \text{ مدل}$$

به این ترتیب R_t بازده سهام عادی در زمان t ، قیمت سهام عادی در زمان t ، P_t قیمت سهام عادی در زمان $t-1$ و DPS_t سود نقدی سهام عادی طی دوره t می‌باشد. همچنین α درصد افزایش سرمایه (از محل اندوخته یا آورده نقدی و مطالبات) و C آورده نقدی به هنگام افزایش سرمایه می‌باشد.

تعیین پرتفوی محک

همان‌طور که در ابتدای این بخش بیان شد، به منظور تعیین اثر تغییرات در وجه نقد ناشی از اجتناب مالیاتی بر ارزشی که ذینفعان برای وجه نقد شرکت در نظر می‌گیرند، لازم است که بازده سهام شرکت با یک معیار یا شاخص مناسب سنجیده شود. بر اساس مطالعات و پژوهش‌های انجام شده در تشکیل پرتفوی سهام توجه به ویژگی‌هایی چون اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار شواهد مؤثرتری را در خصوص میانگین بازده‌های سهام در اختیار قرار می‌دهد (مجتهدزاده، ۱۳۸۵). بنابراین در این پژوهش از ۲۵ پرتفوی اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار فاما و فرنچ (۱۹۹۳) به عنوان پرتفوی شاخص (معیار محک)^۳ استفاده می‌شود. به این ترتیب شرکت‌ها بر اساس اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (BE/ME) در پایان هر سال طبقه‌بندی می‌شوند. در این قسمت لازم است که متغیرهای اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار تعریف شوند:

اندازه: برابر است با لگاریتم طبیعی حاصلضرب تعداد سهام پایان دوره در میانگین قیمت سهام طی همان سال. بر اساس مدل فاما و فرنچ، شرکت‌ها بر اساس اندازه از کوچک به بزرگ مرتب و سپس به ۵ طبقه تقسیم می‌شوند. شرکت‌های با کوچکترین اندازه در طبقه یک پنجم پایین و شرکت‌های با بزرگترین اندازه در طبقه یک پنجم بالا قرار می‌گیرند.

نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار: برابر است با حاصلضرب تعداد سهام پایان دوره در ارزش دفتری سهام تقسیم بر حاصل ضرب تعداد سهام پایان دوره در آخرین قیمت بازار سهام در همان سال. سپس ارزش دفتری به ارزش بازار همه شرکت‌ها از بزرگ تا کوچک مرتب می‌شوند و در ۵ طبقه مقادیر بیشتر تا کمتر طبقه‌بندی می‌شوند.

بر طبق مدل فاما و فرنچ از ترکیب گروه‌هایی که بر اساس دو معیار فوق تشکیل می‌شوند، ۲۵ سبد سهام به شرح نگاره (۱) تشکیل می‌شود:

نگاره (۱): پرتفوی اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار فاما و فرنچ برای شرکت‌های نمونه

اندازه	BE/ME	پایین (L)	۲۰٪-۴۰٪	۴۰٪-۶۰٪	۶۰٪-۸۰٪	بالا (H)	جمع
کوچک (S)		S/L=۲	۴	۷	۷	S/H=۳۲	۵۲
	۲۰٪-۴۰٪	۶	۳۷	۵۱	۴۱	۹۲	۲۲۷
	۴۰٪-۶۰٪	۱۸	۶۴	۳۸	۲۲	۳۷	۱۷۹
	۶۰٪-۸۰٪	۱۳	۲۲	۹	۳	۱۵	۶۲
بزرگ (B)		B/L=۱	۷	۴	۷	B/H=۵	۲۴
جمع		۴۰	۱۳۴	۱۰۹	۸۰	۱۸۱	۵۴۴

به این ترتیب، برای هر یک از سبدهای سهام تشکیل شده به شرح نگاره (۱)، میانگین وزنی بازده سهام محاسبه می‌شود. به عبارت دیگر نرخ بازده هر سهم (هر شرکت) در هر سال در وزن آن ضرب شده و با بقیه اجزای سبد جمع می‌شود. از نسبت ارزش بازار هر سهم به ارزش بازار مجموع سبد سهام به عنوان وزن هر سهم در سبد استفاده می‌شود. بازده‌های به دست آمده برای هر سبد سهام، مقادیر متغیر $R_{i,t}^B$ (نرخ بازده پرتفوی شاخص شرکت در دوره t) در مدل دوم را تشکیل می‌دهند.

متغیر مستقل در این مدل، تغییرات وجه نقد ناشی از فعالیت‌های اجتناب مالیاتی می‌باشد. به عبارت دیگر، متغیر مستقل این مدل اثرات متقابل اجتناب مالیاتی و تغییرات وجه نقد شرکت را اندازه‌گیری می‌کند. براساس مبانی نظری انتظار بر این است که ضریب این متغیر، یعنی $(\Delta C_{i,t}/M_{i,t-1}) * Tax_{agg_{i,t}}$ منفی باشد و به این ترتیب فعالیت‌های اجتناب مالیاتی منجر به فرصت‌طلبی مدیران از وجوه حاصل از اجتناب مالیاتی و از این رو، موجب بازدهی کمتر شرکت شود. به عبارت دیگر، فعالیت‌های اجتناب مالیاتی موجب می‌شود که سهامداران، وجوه نقد شرکت را به میزان کمتری ارزشگذاری کنند.

متغیرهای کنترلی به کار رفته در این مدل برای کنترل مشخصات شرکت به کار می‌رود که می‌توانند هم بازده و هم وجوه نقد نگهداری شده در شرکت را تحت تأثیر قرار دهند. متغیرهای کنترلی مدل، مطابق با مدل فولکندر و وانگ (۲۰۰۶)، و دیتمار و مارت اسمیت (۲۰۰۷)، به کار گرفته شده‌اند و نمایانگر تغییرات در وجه نقد ناشی از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری (NA,SG) و تأمین مالی (I,D,NF) و سودآوری (E) می‌باشند.

در این مدل، C مانده وجه نقد در پایان سال، E سود قبل از مالیات، I هزینه بهره، NA خالص دارایی‌ها (دارایی‌های منهای وجه نقد و سرمایه‌گذاری کوتاه مدت)، SG نرخ رشد فروش، D سود تقسیمی سهام عادی، L نسبت بدهی شرکت (نسبت بدهی‌ها به دارایی‌ها)، NF تأمین مالی جدید یا همان سرمایه خالص تازه منتشر شده به علاوه بدهی خالص تازه منتشر شده می‌باشند، که داده‌های مربوط به این متغیرها با مراجعه به صورت جریان وجه نقد و یادداشت‌های همراه صورت‌های مالی، جمع‌آوری شده است.

به منظور اینکه اثر شرکت‌های بزرگ بر نتایج نهایی مدل تسلط نیابد و نتایج را تحریف نکند، فاکتورها و عوامل خاص شرکت (به جز اهرم مالی و نرخ رشد فروش) بر ارزش بازار سرمایه سال قبل شرکت ($M_{i,t-1}$) تقسیم شده‌اند. این استانداردسازی به ما اجازه می‌دهد که ضرایب را به این صورت تفسیر کنیم که یک واحد تغییر در ارزش ناشی از یک واحد تغییر در متغیر مستقل مدل می‌باشد.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی داده‌ها

نگاره‌های (۲) و (۳) ارائه‌کننده خلاصه آمار توصیفی مربوط به نمونه با توجه به مدل اول و دوم پژوهش می‌باشد. جداول ارائه‌کننده اطلاعات آماری توصیفی در برگزیده خلاصه اطلاعات آماری توصیفی مربوط به میانگین، میانه و انحراف معیار هر یک از متغیرهای پژوهش می‌باشد. مقادیر میانگین و میانه و انحراف معیار متغیرهای وابسته در هر دو مدل نشان می‌دهد که داده‌های این متغیرها از توزیع نرمال برخوردارند.

تکانه (۲): آمار توصیفی متغیرهای مدل اول پژوهش

متغیرها	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
وجه نقد	۰/۰۳۴	-۰/۰۰۵	۳/۱۹۹	-۲/۰۳۸	۰/۹۴۰
نسبت MB	-۰/۰۳۳۷	-۰/۰۱۱	۲/۹۰۸	-۳/۱۵۴	۰/۹۸۰
اندازه شرکت	۰/۰۲۳۳	۰/۰۴۳	۲/۵۳۲	-۳/۲۳۱	۱/۰۳
سرمایه در گردش خالص	۰/۰۵۹۱	۰/۰۷۱۷	۱/۱۰۸	-۵/۰۹۲	۰/۳۰۲۶
مخارج سرمایه ای	۰/۰۶۷۶	۰/۰۴۱۵	۰/۶۱۳	-۰/۱۲۲	۰/۰۸۴۶
نسبت بدهی	۰/۶۳۶۷	۰/۶۴۹۷	۰/۵۲۸۶	۰/۱۵۶۸	۰/۲۷۳۵
نرخ رشد فروش	-۰/۰۰۷	۰/۰۱۱۰	۳/۲۳۰	-۳/۳۵۲۸	۱/۰۱۴۱
سود تقسیمی	۰/۸۹۶۲	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۳۰۵۱
جریان وجه نقد عملیاتی	-۰/۰۲۲۴	-۰/۰۲۶۱	۲/۷۶۹۰	-۲/۹۵۵۱	۰/۹۸۶۵
Industry sigma	۳۴۷/۷۳	۲۲۳/۱۵	۱۶۳۹/۹۲۷	۵۲/۲۱۹	۲۸۷/۰۶
اجتناب مالیاتی	-۰/۱۵۰۹	-۰/۱۳۵۳	۰/۰۳۰۶	-۰/۹۶۹۳	۰/۱۱۶۹

تکانه (۳): آمار توصیفی متغیرهای مدل دوم پژوهش

متغیرها	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
بازده مازاد	-۰/۰۱۱۹	-۰/۰۵۵۴	۳/۱۶۰۸	-۲/۷۵۹۲	۰/۹۸۹۷
تغییرات در وجه نقد	۰/۰۱۴۲	۰/۰۰۴۲	۰/۷۵۱۴	-۰/۲۵۳۵	۰/۰۷۸۱
تغییرات در سود قبل از مالیات	۰/۰۱۶۹	۰/۰۳۲۱	۳/۵۴۴۷	-۳/۲۱۰۹	۱/۰۳۳۵
تغییرات در خالص دارایی ها	-۰/۰۰۵۶	-۰/۰۰۳۷	۳/۱۵۱۱	-۳/۶۲۸۴	۱/۰۵۰۷
نرخ رشد فروش	۰/۰۰۰۲	-۰/۰۰۱۹	۳/۹۹	-۳/۱۳۹۵	۱/۰۱۰۲
تغییرات در هزینه بهره	۰/۰۰۱۲	۰/۰۲۴۵	۲/۷۴۵۵	-۲/۶۳۰	۰/۹۹۲۸
تغییرات در سود تقسیمی	۰/۶۳۷۷	۰/۶۴۹۸	۵/۸۲۸۶	۰/۱۵۶۸	۰/۲۷۲۶
وجه نقد دوره قبل	۰/۰۱۰	۰/۰۰۲۸	۰/۳۳۸۷	-۰/۴۵۷۱	۰/۰۸۱۷
نسبت بدهی	۰/۰۰۷	۰	۰/۹۷۶۸	-۰/۶۷۵۱	۰/۱۴۶
کل تأمین مالی	-۰/۰۰۶	۰/۰۱۴۸	۳/۲۳۰۱	-۳/۳۵۲۸	۱/۰۱۴۴
تغییرات وجه نقد در وجه نقد دوره قبل	۰/۰۰۶۱	۰/۰۰۰۰۸	۰/۶۰۰۱	-۰/۰۳۳	۰/۰۳۸
اثر متقابل نسبت بدهی بر تغییرات وجه نقد	۰/۰۰۹	۰/۰۰۲	۰/۵۷۹۴	-۰/۴۳۱۶	۰/۰۶۰
اجتناب مالیاتی	-۰/۱۵۰۹	-۰/۱۳۵۳	۰/۰۳۰۶	-۰/۹۶۹۳	۰/۱۱۶۹
اثر متقابل اجتناب مالیاتی بر تغییرات وجه نقد	-۰/۰۰۲۱	-۰/۰۰۰۳۵	۰/۲۱۱۸	-۰/۰۶۵	۰/۰۸۳

آماره توصیفی متغیرها نشان می‌دهد که میانگین و میانه متغیر نرخ مؤثر مالیاتی به عنوان معیار اندازه‌گیری اجتناب مالیاتی، به ترتیب ۱۵/۱٪ و ۱۳/۵٪ است. بنابراین بیشتر شرکت‌های نمونه دارای نرخ مؤثر مالیات کمتر از نرخ قانونی (۲۲/۵٪) می‌باشند. در ادامه با توجه به برخی پژوهش‌های مشابه در زمینه نرخ مؤثر مالیات از قبیل پژوهش انجام شده توسط دایرننگ و همکاران (۲۰۰۸) و همچنین پژوهش حساس یگانه و گل محمدی (۱۳۹۰)، شرکت‌ها را به سه گروه کم مالیات و پرمالیات و شرکت‌های دارای نرخ مؤثر مالیاتی متوسط طبقه‌بندی می‌کنیم تا شرایط اجتناب مالیاتی شرکت‌های نمونه مشخص شود. برای این منظور شرکت‌های دارای نرخ مؤثر مالیاتی کمتر از ۱۰٪ به عنوان شرکت‌های کم مالیات، شرکت‌های دارای نرخ مؤثر مالیاتی بیشتر از ۲۲/۵٪ به عنوان شرکت‌های پرمالیات و بقیه شرکت‌ها در طبقه میانه قرار می‌گیرند. نتایج این طبقه‌بندی به شرح زیر قابل تحلیل است:

نگاره (۴): میزان اجتناب مالیاتی شرکت‌ها

درصد	فراوانی (سال-شرکت)	اجتناب مالیاتی	نرخ مؤثر مالیاتی
۳۴٪	۱۸۷	زیاد	کمتر از ۱۰٪
۵۳٪	۲۸۸	متوسط	بین ۱۰٪ و ۲۲/۵٪
۱۳٪	۶۹	کم	بیشتر از ۲۲/۵٪
۱۰۰٪	۵۴۴		جمع

همان‌طور که از نگاره فوق قابل مشاهده است، تقریباً بیش از نیمی از شرکت‌ها دارای نرخ مؤثر مالیاتی متوسط هستند. به این ترتیب، نتایج جدول فوق و نیز آماره‌های توصیفی حاکی از آن است که نرخ مؤثر مالیاتی شرکت‌های پژوهش از نرخ قانونی مالیات کمتر است.

بررسی مفروضات مدل رگرسیون

یکی از مفروضات مهم رگرسیون خطی این است که متغیر وابسته یا جملات خطا، به طور نرمال توزیع شده باشد. آزمون جارک-برا برای هر دو مدل پژوهش مورد بررسی قرار گرفت و از آنجا که احتمال آماره جارک-برا بزرگتر از ۰/۰۵ می‌باشد، فرض نرمال بودن توزیع داده‌ها تأیید می‌شود. اگر آماره دوربین واتسون بین ۱/۵ و ۲/۵ قرار گیرد، عدم وجود خودهمبستگی بین خطاها، یکی دیگر از مفروضات رگرسیون خطی تأیید می‌شود. با توجه به نگاره‌های (۵) و (۶) عدم وجود خودهمبستگی بین خطاها تأیید شده است.

از دیگر مفروضات رگرسیون خطی این است که هم خطی بین متغیرهای مدل وجود نداشته باشد. با توجه به میزان R^2 و آماره‌های t ، عدم هم خطی بین متغیرها در هر دو مدل تأیید می‌شود. با استفاده از آزمون وایت فرض عدم ناهمسانی واریانس بررسی شد. نتایج حاصل از آزمون نشان می‌دهد که در مدل‌های رگرسیون پژوهش، مشکل ناهمسانی واریانس وجود دارد (زیرا احتمال‌های محاسبه شده کوچک‌تر از ۰/۰۵ است). بنابراین تخمین نهایی این مدل‌ها با استفاده از تصحیح وایت صورت می‌گیرد تا مشکل ناهمسانی واریانس‌ها برطرف شود. معنادار بودن معادله رگرسیون نیز با استفاده از آماره F آزمون می‌شود. با توجه به نگاره‌های (۵) و (۶)، احتمال آماره F کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد و با توجه به درجه معنادار بودن آماره F ، الگوها معنادار می‌باشد. قبل از آزمون فرضیه‌های پژوهش باید مدل مناسب برای تخمین رگرسیون انتخاب شود. برای این منظور آزمون چاو برای تعیین نوع داده‌ها پنلی (Panel) یا ترکیبی (Pool) و آزمون هاسمن برای تعیین اثرات ثابت یا تصادفی انجام شده است و نتایج مبنی بر این است که در همه نمونه‌ها روش داده‌های پنل تأیید شده است به جز نمونه شرکت‌های دارای نظام راهبری شرکتی قوی در مدل دوم که روش داده‌های ترکیبی مورد تأیید قرار گرفته است.

آزمون فرضیه اول

فرضیه اول بیان می‌دارد که در شرایط نظام راهبری شرکتی قوی، ارتباط بین اجتناب مالیاتی شرکت‌ها و میزان نگهداشت وجه نقد ضعیف‌تر می‌شود. نتایج حاصل از الگوی رگرسیون خطی چندگانه مدل اول برای هر دو نمونه، در نگاره (۵) ارائه شده است.

آماره F در هر دو مدل نشان از معنادار بودن کل مدل رگرسیون می‌باشد. ضریب تعیین R^2 در نمونه شرکت‌هایی که نظام راهبری شرکتی ضعیف دارند بالاتر است. ضریب متغیر اجتناب مالیاتی در نمونه شرکت‌هایی که سازوکارهای نظام راهبری ضعیف‌تری دارند منفی است و سطح معناداری آن کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد. در حالی که در نمونه حاوی شرکت‌هایی که نظام راهبری قوی‌تری دارند، اگرچه ضریب این متغیر همچنان منفی است اما معنادار نمی‌باشد.

نگاره (۵): نتایج آزمون فرضیه اول

نمونه شرکت‌های با نظام راهبری شرکتی قوی			نمونه شرکت‌های با نظام راهبری شرکتی ضعیف			متغیرها
معناداری	آماره t	ضریب	معناداری	آماره t	ضریب	
۰/۷۹۰	-۰/۲۶۶	-۰/۱۴۶	۰/۰۰۰	-۵/۷۵۶	-۶/۱۱۶	Constant
۰/۶۱۴	-۰/۵۰۴	-۰/۰۴۳	۰/۰۰۶	۲/۷۷۲	۰/۲۱۷	MBratio
۰/۵۷۵	-۰/۵۶۱	-۰/۰۷۱	۰/۰۰۰	۶/۱۶۹	۰/۵۴۹	Lnassets
۰/۶۰۴	-۰/۵۱۹	-۰/۲۲۹	۰/۰۰۰۵	-۳/۵۲۱	-۲/۱۰۵	NWC
۰/۵۸۳	۰/۵۴۹	۰/۵۱۰	۰/۳۲۷	-۰/۹۸۱	-۰/۶۹۷	CapExp
۰/۵۹۴	۰/۵۳۳	۰/۳۸۷	۰/۰۰۰	-۴/۱۹۹	-۲/۵۹۷	Leverage
۰/۹۲۸	۰/۰۸۹	۰/۰۰۵	۰/۰۰۵	۲/۷۹۴	۰/۰۳۷	Sale growth
۰/۱۸۱	-۱/۳۴۴	-۰/۳۳۰	۰/۴۱۲	-۰/۸۲۰	-۰/۱۸۰	Dividend dummy
۰/۰۱۰	۲/۵۹۵	۰/۲۵۱	۰/۰۰۰	۵/۵۰۴	۲/۴۶۱	CFO
۰/۱۴۳	-۱/۴۷۲	-۰/۰۰۰۰۳	۰/۰۰۰	۸/۰۷۰	۰/۰۰۰۰۶	IndustrySigma
۰/۳۷۲	-۰/۸۹۵	-۱/۱۷۶	۰/۰۱۷	-۲/۳۹۰	-۰/۹۹۰	Tax agg
	۰/۱۳۹			۰/۵۵		ضریب تعیین (R ²)
	۰/۰۷۰			۰/۴۷۱		ضریب تعیین تعدیل شده
	۱/۴۶			۱/۸۶		دوربین واتسون
	۲/۰۲			۶/۵۹		آماره F
	۰/۰۳			۰/۰۰۰		سطح معناداری F

نتایج نشان می‌دهد که رابطه بین اجتناب مالیاتی و سطح نگهداشت وجه نقد در شرکت‌های با نظام راهبری قوی خنثی می‌شود. در حالی که در شرکت‌هایی که سازوکارهای حاکمیتی ضعیف‌تری دارند، اجتناب مالیاتی موجب می‌شود که سطح نگهداشت وجه نقد کاهش یابد. نتایج این پژوهش دیدگاه دسای و دارماپالا (۲۰۰۹) را تایید می‌کند و با یافته‌های پژوهش دالیول و همکاران (۲۰۱۱) مطابقت دارد.

آزمون فرضیه دوم

نتایج حاصل از الگوی رگرسیون چندگانه خطی مدل دوم بر اساس نمونه‌های شرکت‌های دارای نظام راهبری شرکتی ضعیف و قوی در نگاره (۶) ارائه شده است.

تکانه (۶): نتایج آزمون فرضیه دوم

شرکت‌های دارای نظام راهبری شرکتی قوی			شرکت‌های دارای نظام راهبری شرکتی ضعیف			متغیرها
معناداری	آماره t	ضریب	معناداری	آماره t	ضریب	
۰/۷۵۶	۰/۳۱۱	۰/۰۶۹	۰/۰۸۶	۱/۷۲۴	۰/۱۳۳	Constant
۰/۰۰۸	۲/۶۹۳	۱۸/۹۲۳	۰/۸۰۹	-۰/۲۴۱	-۰/۵۰۸	تغییرات وجه نقد
۰/۱۶۰	۱/۴۱۲	۰/۰۹۴	۰/۰۲۴	۲/۲۷۲	۰/۱۲۷	تغییرات سود قبل از مالیات
۰/۰۸۰	۱/۷۶۳	۰/۱۰۵	۰/۱۰۹	۱/۶۰۵	۰/۰۶۵	تغییرات خالص دارایی‌ها
۰/۵۰۲	-۰/۶۷۱	-۰/۰۴۲	۰/۰۵۶	-۱/۹۱۷	-۰/۰۹۱	تغییرات در هزینه بهره
۰/۳۴۰	۰/۹۵۷	۰/۰۸۹	۰/۰۰۰	۴/۷۸۵	۰/۲۱۱	تغییرات در وجه نقد دوره قبل
۰/۲۷۶	۱/۰۹۴	۰/۲۶۸	۰/۲۷۲	۱/۰۹۹	۰/۲۰۷	نسبت بدهی
۰/۰۱۴	۲/۴۸۱	۱/۴۷۹	۰/۴۰۵	۰/۸۳۳	۰/۳۰۸	تغییرات سود تقسیمی
۰/۰۲۴	۲/۲۷۶	۱/۵۲۰	۰/۵۸۹	۰/۵۴۰	۰/۱۶۸	تغییرات تأمین مالی
۰/۱۹۳	-۱/۳۰۸	-۰/۰۸۲	۰/۱۸۳	۱/۳۳۴	۰/۰۶۵	نرخ رشد فروش
۰/۶۱۷	-۰/۵۰۰	-۵/۸۴۵	۰/۱۳۱	۱/۵۱۲	۳/۴۰۶	اثرات متقابل تغییرات وجه نقد و وجه نقد دوره قبل
۰/۰۰۵	-۲/۸۳۹	-۲۴/۴۲	۰/۱۶۸	۱/۳۸۳	۳/۵۸۷	اثرات متقابل نسبت بدهی و تغییرات وجه نقد
۰/۰۰۰۳	-۳/۷۰۴	-۰/۶۲۴	۰/۶۰۹	-۰/۵۱۱	-۰/۲۶۲	اجتناب مالیاتی
۰/۹۷۵	-۰/۰۳۰	-۰/۲۰۵	۰/۰۸۱	-۱/۷۴۷	-۱۰/۱۹	اثرات متقابل اجتناب مالیاتی و تغییرات وجه نقد
۰/۳۵۵			۰/۴۳۱			ضریب تعیین (R^2)
۰/۲۸۷			۰/۳۱۲			ضریب تعیین تعدیل شده
۲/۲۵			۲/۲۴			دوربین واتسون
۵/۱۸۴			۳/۶۴۱			آماره F
۰/۰۰۰			۰/۰۰۰			سطح معناداری F

آماره F در هر دو مدل نشان از معنادار بودن کل مدل رگرسیون می‌باشد. ضریب تعیین R^2 در نمونه شرکت‌هایی که نظام راهبری شرکتی ضعیف دارند بالاتر است. ضریب متغیر مستقل مدل (اثرات متقابل اجتناب مالیاتی و تغییرات وجه نقد) در نمونه حاوی شرکت‌هایی که نظام راهبری ضعیف‌تری دارند، بر خلاف شرکت‌های دارای نظام راهبری قوی در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد، معنادار می‌باشد. نتایج آزمون فرضیه دوم، نشان می‌دهد که سازوکارهای نظام راهبری شرکتی قوی موجب می‌شود که ارتباط منفی بین اجتناب مالیاتی و ارزش وجه نقد

شرکت خنثی شود. این امر گواهی بر این ادعاست که شرکت‌هایی که مکانیزم‌های نظام راهبری شرکتی قوی دارند از منابع وجوه نقد خود بهتر حفاظت می‌کنند و در مقابل هرچه شرکت‌ها سازوکارهای نظام راهبری ضعیف‌تری داشته باشند، مدیران توانایی بیشتری برای اقدامات سودجویانه خود دارند و از وجوه حاصل از اجتناب مالیاتی در جهت افزایش ارزش سهامداران استفاده نمی‌نمایند. نتایج فرضیه دوم مطابق با یافته‌های پژوهش دالیول و همکاران (۲۰۱۱) و دیتمار و مارت اسمیت (۲۰۰۷) می‌باشد و همچنین از نتایج تحقیق پینکوئیتز و همکاران (۲۰۰۶) و هارفرد و همکاران (۲۰۰۸) نیز حمایت می‌کند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این پژوهش اثر نظام راهبری شرکتی بر رابطه بین اجتناب مالیاتی و سطح نگهداشت وجه نقد و نیز ارزش وجوه نقد نگهداری شده در شرکت، مورد بررسی قرار گرفته است. پژوهش‌های اخیر نشان داده‌اند که اجتناب مالیاتی می‌تواند موجب مخدوش شدن جریان اطلاعات خاص شرکت شود و از این رو اقدامات سودجویانه بیشتری را هموار می‌نماید. به میزانی که اجتناب مالیاتی انجام فعالیت‌های سودجویانه مدیریتی را بیشتر امکان‌پذیر کند، پراکندگی و مصرف وجه نقد نیز بیشتر می‌شود و در نتیجه سطح و ارزش وجوه نقد نگهداری شده در شرکت نیز کاهش می‌یابد.

با توجه به این که فرضیه‌های اول و دوم پژوهش تأیید شده‌اند، این نتیجه‌گیری حاصل می‌شود که در شرکت‌هایی که نظام راهبری شرکتی ضعیفی دارند، اجتناب مالیاتی موجب می‌شود که وجوه نقد نگهداری شده در شرکت بیشتر مصرف شوند به گونه‌ای که این مصارف در جهت افزایش ارزش سهامداران نبوده است. در حالی که در شرکت‌های دارای ساختار نظام راهبری شرکتی قوی فعالیت‌های اجتناب مالیاتی موجب مصرف بیشتر وجوه نقد نگهداری شده در شرکت نمی‌شوند و به این ترتیب ارزش وجوه نقد نگهداری شده در شرکت را هم تغییر نمی‌دهند. بنابراین، فعالیت‌های اجتناب مالیاتی در شرکت‌هایی که سازوکارهای نظام راهبری و نظارتی ضعیف‌تری دارند چالش‌برانگیز و مسئله‌ساز خواهد بود. درحالی که در شرکت‌هایی که از سازوکارهای نظام راهبری مناسب برخوردارند، با کاهش اقدامات سودجویانه مدیران، ارزش وجوه نقد نگهداری شده در شرکت برای سهامداران و سرمایه‌گذاران کاهش نمی‌یابد. بنابراین،

به عنوان نتیجه گیری کلی می‌توان اظهار نمود که نظام راهبری شرکتی ارزش شرکت را از طریق استفاده مناسب از وجه نقد نگهداری شده در شرکت افزایش می‌دهد.

با توجه به رابطه منفی بین اجتناب مالیاتی و میزان و ارزش وجه نقد شرکت به سرمایه‌گذاران و تحلیلگران مالی توصیه می‌شود که در تصمیم‌گیری‌ها و تخصیص منابع خود، اجتناب مالیاتی شرکت‌ها را مدنظر قرار دهند، علاوه بر این با توجه به اینکه نظام راهبری مطلوب فرصت‌طلبی مدیران از منابع و وجوه حاصل از اجتناب مالیاتی را محدود می‌کند، توصیه می‌شود که سرمایه‌گذاران در انتخاب بین فرصت‌های سرمایه‌گذاری پیش رو، به عوامل و سازوکارهای نظام راهبری شرکتی توجه داشته باشند.

آمار و اطلاعات مربوط به میزان نرخ مؤثر مالیاتی شرکت‌های نمونه این پژوهش نشان می‌دهد که به طور میانگین حدود ۸۷٪ شرکت‌های نمونه دارای نرخ مؤثر مالیاتی کمتر از نرخ قانونی (۲۲/۵٪) هستند که نرخ مؤثر مالیاتی ۳۴٪ از این شرکت‌ها کمتر از ۱۰٪ است. بنابراین می‌توان اظهار داشت که به طور متوسط میزان اجتناب مالیاتی شرکت‌ها زیاد است. و این امر یکی از دلایل افزایش نیافتن درآمدهای مالیاتی است. از این رو به سازمان امور مالیاتی پیشنهاد می‌شود که تمهیدات لازم در خصوص تغییر ساختار نظام مالیاتی صورت گیرد تا فشار مالیاتی کمتری به شرکت‌ها وارد شود و به این ترتیب اجتناب مالیاتی شرکت‌ها و اثرات نامطلوب ناشی از آن کاهش یابد.

برای پژوهش‌های آتی نیز پیشنهاد می‌شود که موضوع پژوهش به تفکیک صنایع مختلف و نیز با استفاده از سایر ویژگی‌های نظام راهبری شرکتی انجام شود. از آنجا که پژوهش‌های داخلی در زمینه اجتناب مالیاتی اندک است، لذا پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی اثر اجتناب مالیاتی بر سایر ویژگی‌های شرکت مورد بررسی قرار گیرد.

لازم به ذکر است یکی از محدودیت‌های تحقیق این است که به منظور تعیین قدرت نظام راهبری شرکتی، مطابق پژوهش‌های پیشین (ابراهیمی کردلر، ۱۳۸۴) تنها از دو سنجه درصد اعضای غیرموظف هیأت‌مدیره و درصد سهامداران نهادی برای تقسیم‌بندی شرکت‌های نمونه به دو گروه شرکت‌های دارای نظام راهبری شرکتی قوی و ضعیف استفاده شده است، در پژوهش‌های آتی می‌توان سایر سنجه‌هایی که در این خصوص وجود دارد را نیز مورد استفاده و تجزیه و تحلیل قرار داد.

- Dhaliwal, D. S. , Newberry, K. J. and Weaver, C. D.) 2005 (. Corporate Taxes and Financing Methods for Taxable Acquisitions. *Contemporary Accounting Research*, 22 (1) , 1-30 .
- Dhaliwal, D. S. , Huang, S. X. , Moser, W. and Pereira, R. , (2011). Corporate Tax Avoidance and the Level and Valuation of Firm Cash Holdings. Working paper, Available at URL: [Http: //Www. Ssrn. Com](http://www.Ssrn.Com)
- Dittmar, A. , Mahrt-Smith J. (2007). Corporate Governance and the Value of Cash Holdings. *Journal of Financial Economics*, 83, 599-634 .
- Dyreng, S. D. , Hanlon, M. and Maydew, E. L. (2008). LongRun Corporate Tax Avoidance. *The Accounting Review*, 83, 61-82.
- Fama E. , French, K. , (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56 .
- Faulkender, M. , Wang, R. (2006). Corporate financial policy and the value of cash. *Journal of Finance*, 61, 1957-1990 .
- Harford, J. , Mansi, S. , Maxwell, W. (2008). Corporate Governance and Firm Cash Holdings in the US. *Journal of Financial Economics*. 87, 535-555.
- Jensen, M. (1986). Agency Costs of Free Cash Flow Corporate Finance and Takeover. *American Economic Review*, 76, 323-9 .
- Kholbadalov, Utkir, (2012). The relationship of corporate tax avoidance, cost of debt and institutional ownership: evidence from Malaysia. *Atlantic Review of Economics*, 2st Volume .
- Lee, K. , Lee, C. (2009). Cash Holdings Corporate Governance Structure and Firm Valuation. *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, 12, 475-508.
- Opler, T. , Pinkowitz, L. , Stultz, R. , Williamson, R. (1999). The determinants and implications of corporate cash holdings. *Journal of Financial Economics*, 52, 3-46.

بررسی قدرت توضیح‌دهندگی معیارهای ارزشیابی در شرکت‌های با کیفیت سود متفاوت

غلامرضا کرمی*، زهرا طاهری**

تاریخ دریافت: ۹۴/۰۳/۰۳

تاریخ پذیرش: ۹۴/۰۶/۱۰

چکیده

اولین و مهمترین عاملی که در اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری پیش روی سرمایه‌گذاران قرار می‌گیرد، عامل قیمت است که به تبع آن مقوله ارزشیابی و برآورد ارزش واقعی سهام مطرح می‌شود. بنابراین شناسایی معیارهای مناسب و طراحی مدلی صحیح جهت تعیین ارزش شرکت امری ضروری به شمار می‌رود. در این پژوهش برای درک قدرت توضیح‌دهندگی معیارهای مختلف ارزشیابی و همچنین درک رابطه کیفیت سود با محتوای اطلاعاتی معیارهای ارزشیابی، سه مدل ارائه شده توسط هند و لندسمن (۱۹۹۸) که شکل بسط یافته‌ای از مدل اولسون (۱۹۹۵) می‌باشند، در سه سطح "کلیه شرکت‌ها، شرکت‌های با کیفیت سود بالا و شرکت‌های با کیفیت سود پایین" مورد بررسی قرار گرفته است. در این مطالعه، میزان ارقام تعهدی اختیاری به عنوان معیار کیفیت سود در نظر گرفته شده و جهت تعیین آن، از مدل جونز تعدیل شده در دو دوره برآورد و رویداد، استفاده شده است. به منظور تحلیل مدل‌های تحقیق از اطلاعات ۱۲۷۷ سال - شرکت طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰ استفاده شده است. همچنین به دلیل نیاز به محاسبه تغییرات برخی از متغیرها نسبت به سال گذشته و برآوردها در سال آتی از اطلاعات سال‌های ۱۳۷۹ و ۱۳۹۱ نیز بهره‌برداری شده است. روش به کار رفته در این تحقیق، روش حداقل مربعات معمولی بوده که به جهت تعیین نوع برآورد آن، از آزمون‌های چاو و هاسمن استفاده گردیده است. نتایج حاکی از آن است که افزایش کیفیت سود، منجر به نادیده گرفته شدن معیارهای ارزش دفتری و سود تقسیمی توسط بازار و ارتقای محتوای اطلاعاتی سود هر سهم می‌شود. این در حالی است که عدم وجود سود با کیفیت و قابل اتکا در بازار سرمایه، سبب کاهش اطمینان به سود در فرآیند ارزشیابی سهام و در مقابل، افزایش توجه به معیارهای قابل اتکا تر نظیر ارزش دفتری و سود تقسیمی می‌شود.

واژه‌های کلیدی: معیارهای ارزشیابی، مدل جونز تعدیل شده، کیفیت سود، آزمون چاو و هاسمن، آزمون

والد

طبقه‌بندی موضوعی: M41، G10

* دانشیار دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، (gholamrezakarami@yahoo.com)

** دانشجوی دکتری حسابداری دانشگاه تهران، (نویسنده مسئول)، (zahrataheri@ut.ac.ir)

مقدمه

اولین و مهمترین عاملی که در اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار پیش روی سرمایه‌گذاران قرار می‌گیرد، عامل قیمت است که به تبع آن مقوله ارزشیابی و برآورد ارزش واقعی سهام مطرح می‌شود. طی سال‌های مختلف، پژوهشگران مدل‌ها و روش‌های متعددی برای تعیین ارزش واقعی سهام ارائه کرده‌اند که تمامی آن‌ها با استفاده از متغیرهای حسابداری به ارزشیابی شرکت می‌پردازند. هر یک از این مدل‌ها بر پایه شرایط و مفروضات خاصی بوده‌اند و از این رو با نقص‌ها و کاستی‌هایی همراه می‌باشند. عدم استفاده از معیارهای مناسب برای تعیین ارزش شرکت، منجر می‌گردد که قیمت سهام شرکت‌ها به سمت ارزش واقعی آنها سوق پیدا نکند. بنابراین شناسایی معیارهای مناسب و طراحی مدلی صحیح جهت تعیین ارزش شرکت امری ضروری به شمار می‌رود. براساس چارچوب نظری حسابداری، هدف گزارشگری مالی ارائه اطلاعاتی سودمند به استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی جهت اتخاذ تصمیمات اقتصادی می‌باشد. از این رو می‌توان چنین استنباط کرد که بر خلاف گذشته که بیشترین تمرکز بر وظیفه‌مباشرتی حسابداری بود، امروزه رویکرد سودمندی در تصمیم‌به‌عنوان معیار اصلی قضاوت در مورد انتخاب رویه‌های حسابداری، توسط نهادهای حسابداری حرفه‌ای پذیرفته شده است. رویکرد سودمندی در تصمیم‌گیری برای تئوری حسابداری ناشی از این دیدگاه است که اگر از نظر تئوریک نمی‌توان صورت‌های مالی درستی تهیه کرد، دست کم باید در جهت سودمند کردن آن تلاش نمود. تهیه صورت‌های مالی سودمند نیز بدون شناسایی اطلاعات سودمند برای سرمایه‌گذاران، امکان‌پذیر نمی‌باشد. از آنجا که تحت شرایط غیر ایده‌آل و با وجود عدم اطمینان، درک ارزش واقعی شرکت بطور مستقیم از طریق صورت‌های مالی آن مقدور نیست، بنابراین برای کمک به سرمایه‌گذاران در ارزشیابی شرکت، شناخت معیارهای ارزشیابی سودمند، امری ضروری به شمار می‌رود. در این راستا، یکی از برجسته‌ترین روش‌های شناسایی معیارهای ارزشیابی سودمند، بررسی رابطه بین ارزش شرکت و اطلاعات حسابداری می‌باشد. وجود رابطه معنادار بین ارزش شرکت و متغیرهای حسابداری گواه بر مربوط بودن اطلاعات حسابداری در تصمیمات سرمایه‌گذاران است. مطابق با چارچوب نظری حسابداری، اطلاعات سودمند، اطلاعاتی هستند که از دو ویژگی اساسی مربوط بودن و قابلیت اتکا برخوردار باشند. بر این اساس برای درک سودمندی اطلاعات حسابداری، علاوه بر مربوط بودن، باید

قابلیت اتکای آن نیز مورد توجه قرار گیرد. گروهی از مطالعات انجام شده پیرامون ارزیابی رابطه بین ارزش شرکت و اطلاعات حسابداری شواهدی فراهم آوردند مبنی بر این که قدرت توضیح‌دهندگی سود در میان شرکت‌های مختلف، محدود و متفاوت است. در این تحقیقات سه دلیل عمده برای محدود بودن قدرت توضیح‌دهندگی سود ارائه گردید: پایین بودن کیفیت سود گزارش شده، غیرمنطقی بودن سرمایه‌گذاران، کاستی‌های روش‌های تحقیق (کولینز و همکاران ۱۹۹۴). با کاهش قابلیت اتکای سود در اثر دستکاری‌های فرصت‌طلبانه مدیر، محتوای اطلاعاتی سود تا حد زیادی تنزل می‌یابد و این امر منجر به کاهش قدرت توضیح‌دهندگی ارقام حسابداری می‌گردد. با دستکاری سود، سطح بخش ناپایدار در آن ارتقا یافته که در پی آن قابلیت اتکای سود و سایر اقلام حسابداری با کاهش مواجه می‌شود (هیلی ۱۹۸۵). مطالعات پیشین در این زمینه نشان داده‌اند که سود ناپایدار و بی‌کیفیت باعث افول محتوای اطلاعاتی سود می‌گردد. بنابراین برای ارزیابی رابطه بین ارزش شرکت و اطلاعات حسابداری، ضروری است کیفیت سود نیز به عنوان معیاری از قابلیت اتکای اطلاعات حسابداری در نظر گرفته شود. از این رو، سوال اساسی در این تحقیق آن است که ۱. از بین مدل‌های مختلف ارزشیابی، کدام یک از مدل‌ها دارای قدرت توضیح‌دهندگی بیشتری می‌باشد (دارای محتوای اطلاعاتی بیشتری است)؟ و ۲. آیا قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌های مختلف، به کیفیت سود شرکت‌ها بستگی دارد یا خیر؟ و در گروه شرکت‌هایی که دارای کیفیت سود بالا یا پایین هستند، کدام یک از مدل‌های ارزشیابی دارای قدرت توضیح‌دهندگی بیشتری می‌باشند؟ لازم به ذکر است که هدف این تحقیق تنها آزمون مجدد مدل‌های مذکور نیست بلکه هدف آن، مطالعه متغیرهای بکار رفته در این مدل‌ها به گونه‌ای متفاوت است؛ چرا که بدین ترتیب عناصر بازار قادر خواهند بود تا به محتوای اطلاعاتی متغیرهای مختلف به صورت جداگانه و ترکیبی پی برده و به صلاح‌دید خود از تک تک آنها یا ترکیب آنها استفاده کنند.

مدل‌های ارزشیابی

علی‌رغم نظریه‌های متفاوت پیرامون ارزشیابی شرکت‌ها، اغلب ارزش بازار سهام به عنوان نماینده‌ای از ارزش شرکت شناخته می‌شود. به همین دلیل نظریه‌های متفاوتی در صدد پیش‌بینی دقیق ارزش بازار سهام برآمده‌اند. هر یک از این نظریه‌ها بر پایه شرایط و مفروضاتی بوده و از

این رو با نقص‌ها و کاستی‌هایی همراه می‌باشند. در ادامه چند نوع از مهم‌ترین این مدل‌های ارزشیابی تشریح خواهد شد. هدف از مرور مختصر مدل‌های ارزشیابی، آشنایی با مهم‌ترین متغیرهای تأثیرگذار بر ارزش شرکت است. آشنایی با این مدل‌های ارزشیابی در ارائه روش تحقیق و آزمون فرضیه‌ها، سودمند خواهد بود. عینی‌ترین روش برای ارزشیابی سهام، مدل تنزیل سود تقسیمی می‌باشد که در سال ۱۹۶۱ توسط میلر و مودیلیانی ارائه شد. در این روش منافع صاحبان سهام به صورت تنزیل و محاسبه ارزش فعلی سودهای تقسیمی مورد انتظار آتی و سود حاصل از فروش سهام در پایان دوره نگهداری، تعریف می‌شود. هر چند که این مدل از دیدگاه تئوریک پذیرفته شده است، ولی به دلیل مقادیر برآوردی سود تقسیمی و نرخ‌های تنزیل برای یک دوره نامحدود، عملیاتی کردن آن دشوار است. به همین دلیل اغلب از یک مدل ساده‌تر در مطالعات استفاده می‌شود که مبتنی بر یک نرخ رشد ثابت و نرخ تنزیل است و آن را به گوردون نسبت می‌دهند. در ادامه تحقیق میلر و مودیلیانی، پن من در سال ۱۹۹۲ معمای سود تقسیمی را مطرح کرد. وی بیان کرد که بر طبق نظریه‌ها، ارزش سهام به جریان‌های سود تقسیمی آتی بستگی دارد ولی الگوی اختیاری سود تقسیمی نمی‌تواند هیچ اطلاعات مفیدی در اختیار بازار قرار دهد. بعلاوه سود تقسیمی نمی‌تواند معیاری از عملکرد شرکت باشد زیرا آن در نتیجه عملیات ارزش‌آفرینی است و نه سرمنشأ این گونه عملیات. به عبارت دیگر سود تقسیمی با توجه به تصمیم مدیریت در رابطه با توزیع ثروت، تعیین می‌شود و میزان عملکرد مدیریت را اندازه‌گیری نمی‌کند. برای مثال ممکن است شرکتی که با فرصت‌های رشد خوبی روبروست، از توزیع سود امتناع ورزد. در نتیجه محققان سعی کردند در ارزشیابی سهام از متغیرهای دیگری مانند سود خالص استفاده کنند که ارتباط بیشتری با عملکرد شرکت و ارزش‌آفرینی مدیریت دارد (پی‌ری و اسمیت، ۲۰۰۸؛ بیک بشرویه، ۱۳۹۰). مدل سود باقی‌مانده^۱ در سال ۱۹۶۱ توسط ادواردز و بل ارائه گردید و پس از آن توسط پیسنل (۱۹۸۲) توسعه بیشتری یافت. آن‌ها نشان دادند که مدل تنزیل سود تقسیمی می‌تواند در قالب متغیرهای ارزش دفتری سهام و سود غیرعادی^۲، به جای سود تقسیمی بیان شود تا بتواند ارزش اقتصادی حقوق صاحبان سهام را بیان کند. منظور از سود غیرعادی، تفاوت بین سود عادی و هزینه سرمایه^۳ می‌باشد. مدل سود باقی‌مانده بیان می‌کند که قیمت روز سهام یا ارزش اقتصادی حقوق صاحبان سهام برابر است با ارزش دفتری حال حاضر حقوق صاحبان سهام بعلاوه ارزش فعلی همه سودهای باقی‌مانده یا

سودهای غیرعادی. همانند مدل تنزیل سود تقسیمی، مدل سود باقی‌مانده هم در به‌کارگیری، دچار مشکل می‌شود؛ زیرا باید برای یک دوره زمانی نامحدود، بکار گرفته شود. در نتیجه جهت عملیاتی کردن مدل لازم است تا فرض‌هایی که در مورد رابطه بین ارزش‌های جاری با ارزش‌های آینده است، ساده‌سازی شود (پی ری و اسمیت، ۲۰۰۸، بیک بشرویه، ۱۳۹۰). همان‌گونه که قبلاً اشاره شد، در مدل تنزیل سود تقسیمی فرض می‌شود که جریان تقسیم سود با یک نرخ رشد ثابت، در طی عمر باقی‌مانده شرکت افزایش می‌یابد. چنین فرضی را برای سود باقی‌مانده شرکت نیز می‌توان در نظر گرفت، با این تفاوت که سناریوی آن اندکی متفاوت است. بدین ترتیب که اغلب، شرکت‌هایی که دارای سود غیرعادی بالایی هستند رقبا را به سوی خود جلب کرده که این امر باعث افول سود آن‌ها به سطحی کمتر از سطح عادی می‌شود. در نتیجه احتمال زیادی وجود دارد که سودهای غیرعادی، پدیده‌ای کوتاه‌مدت باشند. با در نظر گرفتن این مطلب، اولسون (۱۹۹۵) مدلی را پیشنهاد داد که از یک فرایند خود توضیحی^۴، پیروی می‌کرد. به طور کلی تمامی قصد اولسون آن بود که نشان دهد مدل سود باقی‌مانده می‌تواند آن چنان ساده شود که تنها از ترکیب خطی بین ارزش دفتری دوره جاری، سود غیرعادی دوره جاری و سایر اطلاعات مربوط، تشکیل شود. اولسون با جایگذاری تعریف سود غیرعادی و مازاد تصفیه‌شده، به تعریف دیگری از قیمت یا ارزش بازار حقوق صاحبان سهام رسید که مبتنی بود بر ارزش دفتری دوره جاری، سود دوره جاری، سود تقسیمی دوره جاری و سایر اطلاعات مربوط. بدین ترتیب می‌توان گفت که مدل اولسون یک مدل میانگین وزنی از ارزش دفتری و سود خالص است، که بابت سود تقسیمی و سایر اطلاعات مربوط دیگر که هنوز در حساب‌ها انعکاس نیافته‌اند، تعدیل شده است. یکی از جذابیت‌های خاص مدل اولسون آن است که بر خلاف مدل اصلی سود باقی‌مانده که نیاز داشت تا سودهای غیرعادی آتی برآورد شود، پویایی خطی^۵ در چارچوب مدل اولسون اجازه می‌دهد تا قیمت (ارزش) بر مبنای متغیرهای دوره جاری (و نه آتی)، تعریف شود. همانند سایر مدل‌ها، مدل اولسون نیز با محدودیت‌هایی روبرو می‌باشد. مهم‌ترین محدودیت آن است که در این مدل بخش "سایر اطلاعات" به روشنی تعریف نشده است و در نتیجه امکان انجام آزمون در رابطه با آن وجود ندارد. در حقیقت، اغلب مطالعات، این قسمت را حذف می‌کنند و توجیه آنان این است که سهم این جزء به‌طور ضمنی می‌تواند توسط ضریب ثابت رابطه و جزء اخلاص رابطه، جذب شود، غافل از آنکه خود اولسون (۲۰۰۱)

تاکید می‌کند که حذف این متغیر از مدل محتوای تجربی مدل را به شدت کاهش می‌دهد (خواجهی و الهیاری ابهری، ۱۳۸۸).

مروری بر پیشینه تحقیق

تاکنون مطالعات زیادی به چارچوب تئوریک اولسون استناد کرده‌اند اما تنها تعداد اندکی از آن‌ها سود تقسیمی یا سایر متغیرهای حسابداری مرتبط با ارزش را در بررسی‌های خود بکار برده‌اند. هند و لندسمن (۱۹۹۸) با افزودن سود تقسیمی و سود مورد انتظار هر سهم در دوره بعد، به دو متغیر حسابداری اصلی در مدل اولسون، به مدلی دست یافتند که می‌توانست ۸۰ درصد از نوسانات قیمت را توضیح دهد. آن‌ها با وارد کردن سود تقسیمی و سود مورد انتظار به عنوان سایر اطلاعات مرتبط با ارزش در چارچوب تئوریک، طی دو مرحله، دو نسخه گسترش یافته از مدل اولسون ارائه نمودند. اولسون و جنتر ناروت (۲۰۰۵) نیز در مطالعه اخیر خود بیان کردند که با کاهش محافظه‌کاری، استفاده‌کنندگان جهت ارزشیابی شرکت توجه کمتری به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام نشان می‌دهند و در مقابل بر پیش‌بینی پایداری سود متمرکز شده‌اند. طی چند دهه اخیر مسئله محتوای اطلاعاتی ارقام حسابداری، به ویژه رقم سود و ارزش دفتری سهام توجه بسیاری از محققان مالی و حسابداری را به خود جلب نموده است. چنین تحقیقاتی به دنبال یافتن اطلاعات مهمی می‌باشند که بتوان با به کارگیری آن‌ها، ارزش شرکت و قیمت سهام آن را ارزیابی و تحلیل نمود. اما مسئله‌ای که تاکنون توجه کمتری به آن شده این است که آیا کیفیت سود، محتوای اطلاعاتی و قدرت توضیح‌دهندگی، معیارهای ارزشیابی شرکت را تحت تأثیر قرار می‌دهد؟ ولان و مک نامارا (۲۰۰۴) بیان کردند که محتوای اطلاعاتی ارقام حسابداری برای ارزشیابی شرکت، تحت تأثیر قابلیت اتکای آن اطلاعات و ارقام می‌باشد. توانایی مدیر برای استفاده از اقلام تعهدی اختیاری منجر به کاهش کیفیت سود و به بیانی دیگر منجر به کاهش قابلیت اتکای سود می‌شود. یکی از پیامدهای عدم وجود سود باکیفیت و قابل اتکا در بازارهای سرمایه، کاهش اطمینان به سود در فرآیند ارزشیابی شرکت و سهام آن است. بر این اساس کاهش کیفیت سود، با کاهش محتوای اطلاعاتی، قدرت توضیح‌دهندگی و همچنین کاهش ارتباط ارزشی، همراه خواهد بود.

تحقیقات اندک موجود در این زمینه، مؤید این ادعا می‌باشند. از یک سو براون (۱۹۹۹) و گو (۲۰۰۴) با بررسی شرکت‌های آمریکایی در یک دوره چهل ساله (۱۹۹۰-۱۹۵۰) مدعی شدند که محتوای اطلاعاتی سود در طول این دوره کاهش یافته و از سوی دیگر کولینز، می‌دیو و ویس (۱۹۷۷) فرانسیس و شیر (۱۹۹۹) با تایید کاهش محتوای اطلاعاتی سود، بیان کردند که محتوای اطلاعاتی صورت‌های مالی در کل، با کاهشی مواجه نشده است. کولینز و همکاران با استفاده از چارچوب ارزشیابی اولسون (۱۹۹۵) که در آن قیمت به عنوان تابعی از سود و ارزش دفتری بیان شده بود، به بررسی این مسئله پرداختند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که اگرچه محتوای اطلاعاتی عایدات کاهش یافته اما افزایش محتوای اطلاعاتی ارزش دفتری سهام جایگزین این کاهش شده است. کولینز (۱۹۹۷) و فرانسیس (۱۹۹۹) یکی از دلایل عمده کاهش محتوای اطلاعاتی سود را کاهش کیفیت آن می‌دانستند (سوبکتی ۲۰۱۰). در این تحقیق به دلیل آنکه هدف تنها تعیین رابطه بین اطلاعات موجود در مدل‌های ارزشیابی مختلف و ارزش سهام شرکت است، از اطلاعات سود تقسیمی، ارزش دفتری و سود هر سهم و سود مورد انتظار هر سهم (هند و لندسمن، ۱۹۹۸) به عنوان اطلاعات موجود در مدل‌های مختلف استفاده شده و رابطه آن‌ها با قیمت سهام سنجیده می‌شود. همچنین به منظور بررسی تأثیر کیفیت سود بر توان توضیحی معیارهای ارزشیابی در این پژوهش از اقلام تعهدی اختیاری که به وسیله مدل جونز تعدیل شده اندازه‌گیری شده‌اند، به عنوان شاخصی از کیفیت سود بهره‌برداری شده است.

فرضیه‌های پژوهش

فرضیه‌های این پژوهش در پاسخ به این سوال مطرح شده است که کدام یک از مدل‌های ارزشیابی از محتوای اطلاعاتی بیشتری برخوردار می‌باشند؟ و این که آیا توان توضیحی مدل‌های ارزشیابی به کیفیت سود شرکت‌ها بستگی دارد (این سوال از طرق مختلف و با فرضیه‌های مختلفی بررسی می‌شود)؟ همان‌گونه که در مبانی نظری و پیشینه تحقیق بحث شد (هند و لندسمن، ۱۹۹۸)، با توجه به هدف اصلی مبانی نظری گزارشگری در ایران، یعنی سودمندی اطلاعات در تصمیم‌گیری، می‌توان انتظار داشت که اطلاعات حسابداری و معیارهای مختلف ارزشیابی منجر به افزایش توان توضیحی مدل‌های ارزشیابی شوند، همچنین با بهبود کیفیت سود،

محتوای اطلاعاتی معیارهای ارزشیابی ارتقا یابد. براین اساس، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر تدوین شده است:

فرضیه اول: بین محتوای اطلاعاتی و قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌های مختلف ارزشیابی (مورد نظر این پژوهش) تفاوت معناداری وجود دارد.

فرضیه دوم: بین محتوای اطلاعاتی و قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌های مختلف ارزشیابی در گروه شرکت‌های با کیفیت سود "بالا" تفاوت معناداری وجود دارد.

فرضیه سوم: بین محتوای اطلاعاتی و قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌های مختلف ارزشیابی در گروه شرکت‌های با کیفیت سود "پایین" تفاوت معناداری وجود دارد.

فرضیه چهارم: بین محتوای اطلاعاتی و قدرت توضیح‌دهندگی هر یک از مدل‌های ارزشیابی در شرکت‌های با کیفیت سود مختلف، تفاوت معناداری وجود دارد.

روش‌شناسی تحقیق

از نظر هدف می‌توان این تحقیق را در حوزه تحقیقات کاربردی طبقه‌بندی نمود؛ زیرا ارائه‌دهنده مدل‌هایی با ترکیبات مختلف معیارهای ارزشیابی جهت تعیین ارزش سهام است. این تحقیق سعی در توصیف ارتباط بین متغیرهای ارزشیابی با ارزش سهام دارد. بنابراین از جمله تحقیقات توصیفی از نوع همبستگی می‌باشد. اطلاعات مربوط به پیشینه تحقیق و مبانی نظری، از منابع کتابخانه‌ای و پایگاه علمی استخراج شده است. همچنین داده‌های تحقیق از بانک‌های اطلاعاتی ره‌آورد نوین و صورت‌های مالی شرکت‌ها گردآوری گردیده و جهت پردازش آنها از نرم افزار Eviews استفاده شده است.

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری این تحقیق شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. نمونه آماری آن نیز با تعدیل جامعه از طریق محدودیت‌های زیر انتخاب می‌گردد.

۱. از سال ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰ در بورس تهران حضور داشته باشند و وقفه عملیاتی نداشته باشند.

۲. سال مالی آنها منتهی به پایان اسفند باشد و در دوره مورد بررسی تغییر دوره مالی نداشته باشند.

۳. از جمله شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری‌های مالی نباشند.

از میان تمامی شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران، تنها ۱۲۱ شرکت از چنین شرایطی برخوردار بوده‌اند که در طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۵ به عنوان دوره برآورد و طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۰ به عنوان دوره رویداد، (با استفاده از مدل جونز تعدیل شده) مورد بررسی قرار گرفته‌اند.

مدل پژوهش

۱. مدل‌های ارزشیابی این پژوهش، مدل‌های ارائه شده توسط هند و لندسمن (۱۹۹۸) می‌باشند که شکل بسط یافته‌ای از مدل اولسون (۱۹۹۵) به شمار می‌روند.

$$MPS_{it} = \alpha + \beta_1 BVS_{it} + \beta_2 EPS_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$MPS_{it} = \alpha + \beta_1 BVS_{it} + \beta_2 EPS_{it} + \beta_3 DPS_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$MPS_{it} = \alpha + \beta_1 BVS_{it} + \beta_2 EPS_{it} + \beta_3 DPS_{it} + \beta_4 EEPS_{it} + \varepsilon_{it}$$

MPS_{it} : قیمت بازار هر سهم شرکت i در سال t

BVS_{it} : ارزش دفتری هر سهم شرکت i در سال t

EPS_{it} : سود هر سهم شرکت i در سال t

DPS_{it} : سود تقسیمی هر سهم شرکت i در سال t

$EEPS_{it}$: سود مورد انتظار هر سهم شرکت i در دوره بعد؛ از آنجا که دسترسی به پیش‌بینی توافقی تحلیلگران امکان‌پذیر نیست؛ در این تحقیق با این فرض که بازار پیش‌بینی کاملی دارد از سود هر سهم دوره آتی به عنوان نماینده‌ای از انتظارات جاری بازار استفاده شده است.

در این پژوهش با توجه به اینکه کیفیت سود، متغیری تعدیل‌گر بوده، به منظور تفکیک شرکت‌ها به دو دسته با کیفیت سود بالا و با کیفیت سود پایین، مدل جونز تعدیل شده به کار رفته است. ابتدا این مدل در دوره ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۵، به عنوان "دوره برآورد" اجرا شده و آماره‌های اولیه مدل تخمین زده شده است.

$$\frac{TA_{it}}{A_{it-1}} = \alpha \frac{1}{A_{it-1}} + \beta_1 \frac{\Delta REV_{it}}{A_{it-1}} + \beta_2 \frac{PPE_{it}}{A_{it-1}} + \varepsilon_{it}$$

TA_{it} : کل ارقام تعهدی (حاصل از کسر جریانات نقد عملیاتی از سود خالص)،

ΔREV_{it} : تغییرات درآمد

PPE_{it} : اموال، ماشین آلات و تجهیزات

A_{it-1} : مجموع دارایی‌های ابتدای دوره

سپس با این پیش فرض که آماره‌های برآوردی در طول "دوره رویداد" ثابت باقی می‌مانند و همچنین این پیش فرض که مدیر از طریق فروش‌های اعتباری در دوره رویداد اقدام به مدیریت عایدات می‌نماید، با کسر تغییرات حساب‌های دریافتی از تغییرات درآمد در طول دوره رویداد، تفکیک ارقام تعهدی اختیاری از ارقام تعهدی غیراختیاری صورت گرفته است.

$$DA_{it} = \frac{TA_{it}}{A_{it-1}} - \left(\alpha \frac{1}{A_{it-1}} + \beta_1 \frac{\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}}{A_{it-1}} + \beta_2 \frac{PPE_{it}}{A_{it-1}} \right)$$

DA_{it} : ارقام تعهدی اختیاری

ΔREC_{it} : تغییرات حساب‌های دریافتی

چنانچه از قدرمطلق تمامی ارقام تعهدی اختیاری، میانه گرفته شود، موارد بالاتر از میانه به عنوان شرکت‌های با کیفیت سود پایین و موارد پایین‌تر از میانه به عنوان شرکت‌های با کیفیت سود بالا، طبقه‌بندی می‌شوند و سپس مدل‌های مورد نظر برای ارزشیابی در هر یک از گروه‌های تفکیک شده فوق، به کار گرفته شده و فرضیه‌ها بررسی می‌گردند.

آزمون فرضیه‌ها

قبل از آزمون فرضیه‌ها، آمار توصیفی متغیرها به شرح نگاره (۱) ارائه می‌گردد.

نگاره (۱): آمار توصیفی

نام متغیر	نماد	تعداد	میانگین	انحراف معیار	بیشینه	پکمینه
ارزش بازار هر سهم	PR	۵۸۱	۴۱۶۶/۸۱	۳۷۸۹/۰۵	۱۸۴۰۰	۳۷۵
ارزش دفتری هر سهم	BV	۵۸۱	۱۶۸۷/۲۸	۸۳۸/۳۱	۱۰۳۳۳/۵۳	۴۲۴/۹
سود هر سهم	EPS	۵۸۱	۴۶۰/۸۹	۵۹۶/۱۲	۳۸۴۲	-۲۴۲۱
سود تقسیمی هر سهم	DPS	۵۸۱	۶۱۲/۹۴	۷۴۴/۸۱	۶۵۰۰	۰
سود مورد انتظار هر سهم	EEPS	۵۸۱	۵۶۷/۹۲	۹۲۶/۲۶	۷۹۱۵	-۲۶۱۶
اقدام تعهدی	TA	۱۲۷۷	۰/۰۱	۰/۱۸	۱/۴۲	-۰/۸۰
تغییرات درآمد	REV	۱۲۷۷	۰/۱۶	۰/۲۷	۱/۸۴	-۱/۱۹
تغییرات حساب‌های دریافتی	REC	۵۸۱	۰/۰۶	۰/۲۸	۵/۱۶	-۰/۶۱
اموال ماشین آلات و تجهیزات	PPE	۱۲۷۷	۰/۳۱	۰/۲۳	۱/۸۳	۰/۰۰۰۱

مجموع مشاهدات این پژوهش ۱۲۷۷ سال شرکت است که از این تعداد، ۶۹۶ سال شرکت مربوط به دوره برآورد و ۵۸۱ سال شرکت نیز متعلق به دوره رویداد می‌باشد. از این نگاره به خوبی می‌توان دریافت که میانگین قیمت سهام در نمونه تحت بررسی، قریب به ۴۱۶۷ ریال است. همچنین متغیرهایی نظیر ارزش دفتری، سود هر سهم، سود تقسیمی و سود مورد انتظار هر سهم به ترتیب دارای میانگینی نزدیک به ۱۶۸۷، ۴۶۱، ۶۱۳ و ۵۶۸ ریال می‌باشند. تمامی متغیرهای مدل جونز که در این نگاره ارائه شده است با تقسیم بر مجموع دارایی‌های ابتدای دوره آن سال شرکت، همگن شده‌اند و به این ترتیب اثر اندازه شرکت‌ها بر اقدام تعهدی آنها خنثی شده است. شاخص‌های مرکزی و پراکندگی این متغیرها نیز در نگاره فوق ارائه گردیده است.

از آنجا که داده‌های مورد مطالعه در این پژوهش به شکل ترکیبی از داده‌های مقطعی و سری زمانی می‌باشند، پیش از اجرای هر یک از مدل‌ها ضروریست که مدل تخمین مناسب، با توجه به داده‌های تحت بررسی در هر فرضیه تعیین شود. به این منظور از آزمون چاو و هاسمن برای هر یک از سه مدل تحقیق در سه فرضیه تحقیق استفاده و نتایج آن در نگاره (۲) ارائه گردیده است.

نگاره (۲): نتایج آزمون چاو و هاسمن به منظور تعیین مدل تخمین مناسب

مدل	آزمون	توزیع	آماره	درجه آزادی	معیار	ی	نوع	مدل
مدل اول	چاو	F	۷/۴۰۶	۱۱۹۴۵۹-	۰/۰۰۰	رد فرض صفر و عدم استفاده از برآورد تلفیقی (پول)	لزوم بکارگیری	
	هاسمن	Chi-Sq.	۹۳/۳۹۳	۲	۰/۰۰۰	رد فرض صفر و عدم استفاده از برآورد با اثرات تصادفی	برآورد پنبلی با اثرات ثابت	
مدل دوم	چاو	F	۵/۵۹۷	۱۱۹۴۵۸-	۰/۰۰۰	رد فرض صفر و عدم استفاده از برآورد تلفیقی (پول)	لزوم بکارگیری	
	هاسمن	Chi-Sq.	۱۰/۷۴۱	۳	۰/۰۰۰	رد فرض صفر و عدم استفاده از برآورد با اثرات تصادفی	برآورد پنبلی با اثرات ثابت	
مدل سوم	چاو	F	۵/۵۱۶	۱۱۹۴۵۷-	۰/۰۰۰	رد فرض صفر و عدم استفاده از برآورد تلفیقی (پول)	لزوم بکارگیری	
	هاسمن	Chi-Sq.	۹۹/۱۶۱	۴	۰/۰۰۰	رد فرض صفر و عدم استفاده از برآورد با اثرات تصادفی	برآورد پنبلی با اثرات ثابت	
مدل اول	چاو	F	۶/۲۲۱	۱۰۵۱۸۲	۰/۰۰۰	رد فرض صفر و عدم استفاده از برآورد تلفیقی (پول)	لزوم بکارگیری	
	هاسمن	Chi-Sq.	۷۷/۳۰۲	۲	۰/۰۰۰	رد فرض صفر و عدم استفاده از برآورد با اثرات تصادفی	برآورد پنبلی با اثرات ثابت	
مدل دوم	چاو	F	۵/۴۷۷	۱۰۵۱۸۱-	۰/۰۰۰	رد فرض صفر و عدم استفاده از برآورد تلفیقی (پول)	لزوم بکارگیری	
	هاسمن	Chi-Sq.	۱۱/۹۰۱	۳	۰/۰۰۰	رد فرض صفر و عدم استفاده از برآورد با اثرات تصادفی	برآورد پنبلی با اثرات ثابت	
مدل سوم	چاو	F	۵/۰۵۲	۱۰۵۱۸۰-	۰/۰۰۰	رد فرض صفر و عدم استفاده از برآورد تلفیقی (پول)	لزوم بکارگیری	
	هاسمن	Chi-Sq.	۹۳/۹۷۰	۴	۰/۰۰۰	رد فرض صفر و عدم استفاده از برآورد با اثرات تصادفی	برآورد پنبلی با اثرات ثابت	
مدل اول	چاو	F	۴/۳۶۶	۱۱۳۱۷۴-	۰/۰۰۰	رد فرض صفر و عدم استفاده از برآورد تلفیقی (پول)	لزوم بکارگیری	
	هاسمن	Chi-Sq.	۲۸/۸۲۱	۲	۰/۰۰۰	رد فرض صفر و عدم استفاده از برآورد با اثرات تصادفی	برآورد پنبلی با اثرات ثابت	
مدل دوم	چاو	F	۳/۱۵۷	۱۱۳۱۷۳-	۰/۰۰۰	رد فرض صفر و عدم استفاده از برآورد تلفیقی (پول)	لزوم بکارگیری	
	هاسمن	Chi-Sq.	۴۴/۸۶۵	۳	۰/۰۰۰	رد فرض صفر و عدم استفاده از برآورد با اثرات تصادفی	برآورد پنبلی با اثرات ثابت	
مدل سوم	چاو	F	۳/۱۳۸	۱۱۳۱۷۲-	۰/۰۰۰	رد فرض صفر و عدم استفاده از برآورد تلفیقی (پول)	لزوم بکارگیری	
	هاسمن	Chi-Sq.	۴۴/۷۵۲	۴	۰/۰۰۰	رد فرض صفر و عدم استفاده از برآورد با اثرات تصادفی	برآورد پنبلی با اثرات ثابت	

نتایج آزمون چاو و هاسمن مبین لزوم بکارگیری برآورد پنبلی به روش اثرات ثابت برای هر سه گروه از داده‌ها می‌باشد. در این حالت شیب خط رگرسیون ثابت، عرض از مبدا آن نیز برای شرکت‌های مختلف، متفاوت اما در طول زمان برای هر شرکت ثابت می‌باشد.

آزمون فرضیه اول

جهت آزمون این فرضیه، نخست هر یک از سه مدل ارزشیابی مدنظر این پژوهش، در کلیه سال- شرکت‌های طی دوره رویداد اجرا می‌گردند و پس از بررسی معناداری کلی مدل و برقراری فروض کلاسیک، با مقایسه ضریب تعیین تصحیح شده سه مدل، نسبت به تایید یا رد فرضیه اقدام به عمل می‌آید. نتایج برازش سه مدل ارزشیابی در نگاره (۳) ارائه شده است.

نگاره (۳): آزمون فرضیه اول

متغیر	نتایج برازش مدل اول			نتایج برازش مدل دوم			نتایج برازش مدل سوم		
	ضریب	آماره	معناداری	ضریب	آماره	معناداری	ضریب	آماره	معناداری
α	۳۳۱۰/۶۲۵	۱۲/۴۳	۰/۰۰۰	-	۱۱/۴۳۳	۰/۰۰۰	۱۳۹/۳۳۵۳	۰/۱۷۶	۰/۰۰۰
BV	۰/۰۰۵	۰/۰۳۳	۰/۹۷۴	۱/۰۰۶	-۰/۰۳۶	۰/۷۶۸	-۰/۰۴۵	-۰/۰۲۵	۰/۷۲۲
EPS	۱/۶۲۲	۷/۱۲۷	۰/۰۰۰	۱/۰۰۶	۴/۱۶۵	۰/۰۰۰	۱/۳۶۶	۴/۷۷۱	۰/۰۰۰
DPS					۲/۴۸۱	۰/۰۱۵	۰/۶۱۷	۲/۳۳۸	۰/۰۱۵
EEPS							۰/۰۴۹	۰/۴۰۳	۰/۶۸۷
آماره F	۱۸/۴			۱۸/۵			۴/۱۸		
معناداری	۰			۰			۰		
R^2 تعدی لی	۷۸/۴			۷۸/۶			۷۸/۶		
DW	۱/۸			۱/۸			۱/۸		

آماره F و معناداری آن در نگاره (۳) گواه بر معناداری کلی هر سه معادله رگرسیون در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌باشد. از این‌رو، می‌توان گفت که بین متغیرهای هر سه مدل به صورت کلی رابطه خطی معناداری وجود دارد. آزمون معناداری ضرایب نشان می‌دهد که سود هر سهم و سود تقسیمی در سطح کلیه شرکت‌های نمونه رابطه مثبت و معناداری با ارزش بازار هر سهم دارد اما در مقابل ارزش دفتری و سود مورد انتظار از رابطه معناداری برخوردار نمی‌باشند. ستون عامل تورم واریانس در هر سه مدل بیانگر این است که همخطی شدیدی بین متغیرهای مستقل مدل‌های برازش شده وجود ندارد. شایان ذکر است که عامل تورم واریانس بالاتر از ۵ حاکی از وجود همخطی، و بالاتر از ۱۰ حاکی از وجود همخطی بسیار بالا بین متغیرها است. همچنین آماره دوربین واتسون برای هر سه مدل در حد مجاز قرار دارد که مبین عدم وجود همبستگی پیاپی شدید مرتبه اول بین اجزای اخلاص معادله می‌باشد.

نتایج کلی آزمون فروض کلاسیک نشان می‌دهد که دستاوردهای حاصل از برآورد مدل‌های اول و دوم و سوم از نظر آماری قابل اعتماد می‌باشند. از این‌رو، هم‌اکنون می‌توان به نتیجه‌گیری در مورد فرضیه اول پرداخت. ضریب تعیین تعدیل شده در رابطه اول حدود $78/4$ درصد و در رابطه دوم نزدیک به $78/6$ درصد به دست آمده، اما در رابطه سوم این ضریب تقریباً تغییری ننموده و در سطح $78/6$ درصد باقی مانده است. معناداری تفاوت ضریب تعیین تعدیل شده سه مدل به کمک آزمون والد، بررسی شده و نتایج آن در نگاره (۴) ارائه شده است. بر این اساس می‌توان ادعا کرد که افزودن متغیر سود تقسیمی به مدل، سبب افزایش قدرت توضیح‌دهندگی آن می‌شود و این متغیر از محتوای اطلاعاتی برخوردار است. اما با وارد شدن متغیر سود مورد انتظار هر سهم به مدل، قدرت توضیح‌دهندگی مدل تغییری نیافته است و این متغیر در گروه کلیه شرکت‌ها دارای محتوای اطلاعاتی نمی‌باشد. با این حال از آنجا که افزودن متغیر سود تقسیمی منجر به ارتقای قدرت توضیح‌دهندگی مدل ارزشیابی می‌گردد، فرضیه اول را نمی‌توان رد نمود.

نگاره (۴): بررسی معناداری تفاوت ضریب تعیین تصحیح شده سه مدل با استفاده از آزمون والد در گروه کلیه شرکت‌ها

نتیجه آزمون	F جدول	آماره F والد	مقایسه توان توضیحی
بین ضریب تعیین تصحیح شده مدل اول و دوم تفاوت معناداری وجود دارد	۲/۷۱	۵/۴۸۶	مدل اول و دوم
بین ضریب تعیین تصحیح شده مدل اول و سوم تفاوت معناداری وجود دارد	۲/۳	۲/۷۳۸	مدل اول و سوم
بین ضریب تعیین تصحیح شده مدل دوم و سوم تفاوت معناداری وجود ندارد	۲/۷۱	۰	مدل دوم و سوم

بر اساس آنچه که در بخش روش پژوهش بیان شد، پس از اجرای مدل جونز و تخمین ضرایب مدل طی دوره برآورد، معناداری کلی مدل و هر یک از ضرایب آن مورد بررسی قرار گرفت. سپس با استفاده از ضرایب برآوردی، میزان اقلام تعهدی اختیاری در طول دوره رویداد محاسبه گردید. در گام بعد با محاسبه میانه قدرمطلق اقلام تعهدی اختیاری، سال شرکت‌هایی با اقلام تعهدی اختیاری کمتر از میانه، به عنوان شرکت‌های با کیفیت سود بالا و مواردی با اقلام تعهدی اختیاری بیش از میانه، به عنوان شرکت‌های با کیفیت سود پایین شناسایی و طبقه‌بندی شدند.

آزمون فرضیه دوم

جهت آزمون این فرضیه، نخست هر یک از سه مدل ارزشیابی مد نظر این پژوهش، در گروه سال-شرکت‌های با کیفیت سود بالا طی دوره رویداد اجرا می‌گردند و پس از بررسی معناداری کلی مدل و برقراری فروض کلاسیک، با مقایسه ضریب تعیین تصحیح شده سه مدل، نسبت به تایید یا رد فرضیه اقدام به عمل می‌آید. نتایج برازش سه مدل ارزشیابی در نگاره (۵) ارائه شده است.

نگاره (۵): آزمون فرضیه دوم

متغیر	نتایج برازش مدل اول			نتایج برازش مدل دوم			نتایج برازش مدل سوم		
	ضریب	آماره	معناداری	ضریب	آماره	معناداری	ضریب	آماره	معناداری
α	۳۳۵۲/۶۱۱	۹/۳۲۲	۰/۰۰۰	-	۹/۴۱۴	۰/۰۰۰	۳۴۰۵/۳۲۴	۸/۳۳۵	۰/۰۰۰
BV	۰/۰۳۲	۰/۱۷۲	۰/۸۶۴	۱/۰۰۲	۰/۴۳۸	۰/۶۶۲	۰/۰۷۷	۰/۳۹۷	۰/۶۹۲
EPS	۱/۰۵۷	۷/۹۲۰	۰/۰۰۴	۱/۰۰۲	۲/۴۵۲	۰/۰۰۱	۱/۴۱۸	۲/۴۴۴	۰/۰۰۱
DPS					-۱/۴۷۲	۰/۱۴۳	-۱/۴۸۴	-۱/۴۹۶	۰/۱۴۴
EEPS							۰/۰۳۷	-۱/۱۳۸	۰/۸۹۰
آماره F	۱۵/۸	۱۵/۸	۱۵/۸						
معناداری	۰	۰	۰						
R^2 تعدیلی	۸۴/۶	۸۴/۶	۸۴/۶						
DW	۲/۴	۲/۴	۲/۴						

آماره F و معناداری آن در نگاره (۵) گواه بر معناداری کلی هر سه معادله رگرسیون در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌باشد. از این رو، می‌توان گفت که بین متغیرهای هر سه مدل به صورت کلی رابطه خطی معناداری وجود دارد. آزمون معناداری ضرایب نشان می‌دهد که در گروه شرکت‌های با کیفیت سود بالا به استثنای سود هر سهم، هیچ یک از متغیرهای دیگر از رابطه معناداری با ارزش بازار سهام برخوردار نمی‌باشند. ستون عامل تورم واریانس در هر سه مدل بیانگر این است که همخطی شدیدی بین متغیرهای مستقل مدل‌های برازش شده وجود ندارد. آماره دوربین و اتسون نیز برای هر سه مدل در حد مجاز قرار دارد که مبین عدم وجود همبستگی پیاپی شدید مرتبه اول بین اجزای اخلاص معادله می‌باشد.

نتایج کلی آزمون فروض کلاسیک نشان می‌دهد که دستاوردهای حاصل از برآورد مدل‌های اول و دوم و سوم در شرکت‌های با کیفیت سود بالا از نظر آماری قابل اعتماد می‌باشند. از این رو، هم اکنون می‌توان به نتیجه‌گیری در مورد فرضیه دوم اقدام نمود.

ضریب تعیین تصحیح شده هر سه رابطه اصلی تحقیق در شرکت‌های با کیفیت سود بالا معادل ۸۴/۶ درصد به دست آمده است. معناداری تفاوت ضریب تعیین تعدیل شده سه مدل به کمک آزمون والد، بررسی شده و نتایج آن در نگاره (۶) ارائه شده است. همان‌گونه که از این نگاره برمی‌آید هیچ تفاوت معناداری میان ضریب تعیین تعدیل شده مدل‌های ارزشیابی وجود ندارد. بر این اساس می‌توان ادعا کرد در این گروه از شرکت‌ها علاوه بر متغیر ارزش دفتری، متغیرهای سود تقسیمی و سود مورد انتظار هر سهم نیز معنادار نبوده، بنابراین از محتوای اطلاعاتی برخوردار نمی‌باشند؛ چرا که افزودن آن به مدل‌های ارزشیابی، منجر به ارتقاء قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌ها نمی‌گردد. از این رو، فرضیه دوم تحقیق، رد می‌شود.

نگاره (۶): بررسی معناداری تفاوت ضریب تعیین تصحیح شده سه مدل با استفاده از آزمون والد در گروه شرکت‌های با کیفیت سود بالا

نتیجه آزمون	F جدول	آماره F والد	مقایسه توان توضیحی
بین ضریب تعیین تصحیح شده مدل اول و دوم تفاوت معناداری وجود ندارد	۲/۷۱	۰	مدل اول و دوم
بین ضریب تعیین تصحیح شده مدل اول و سوم تفاوت معناداری وجود ندارد	۲/۳	۰	مدل اول و سوم
بین ضریب تعیین تصحیح شده مدل دوم و سوم تفاوت معناداری وجود ندارد	۲/۷۱	۰	مدل دوم و سوم

آزمون فرضیه سوم

جهت آزمون این فرضیه، نخست هر یک از سه مدل ارزشیابی مد نظر این پژوهش، در گروه سال- شرکت‌های با کیفیت سود پایین، طی دوره رویداد اجرا می‌گردند و پس از بررسی معناداری کلی مدل و برقراری فروض کلاسیک، با مقایسه ضریب تعیین تصحیح شده سه مدل،

نسبت به تایید یا رد فرضیه اقدام به عمل می‌آید. نتایج برازش سه مدل ارزشیابی در نگاره (۷) ارائه شده است.

نگاره (۷): آزمون فرضیه سوم

متغیر	نتایج برازش مدل اول			نتایج برازش مدل دوم			نتایج برازش مدل سوم		
	ضریب	آماره	معناداری	ضریب	آماره	معناداری	ضریب	آماره	معناداری
U	۰/۰۳۴/۷۰	۵/۳۴۵	۰/۰۰۰	-	۳/۸۳۵	۰/۰۰۰	۱۳۱۷/۷۵۹	۳/۷۶۷	۰/۰۰۰
BV	۰/۵۹۱	۳/۳۰۱	۰/۰۰۱	۱/۰۲۵	۳/۵۸۰	۰/۰۰۰	۰/۵۸۷	۳/۵۶۸	۰/۰۰۰
EPS	۷/۹۳۳	۱۱/۱۳۵	۰/۰۰۰	۱/۹۲۰	۴/۵۲۰	۰/۰۰۰	۱/۴۵۶	۴/۳۰۲	۰/۰۰۰
DPS				۱/۹۳۷	۷/۱۶۵	۰/۰۰۰	۲/۱۴۵	۹/۹۲۸	۰/۰۰۰
EEPS							۰/۰۷۹	۰/۵۶۰	۰/۵۷۶
آماره F	۶۴/۵			۷۴/۱			۵۵/۴		
معناداری	۰			۰			۰		
R^2 تعدیلی	۳۰/۵			۴۳/۱			۴۳/۱		
DW	۱/۵۴			۱/۵۴			۱/۵۴		

آماره F و معناداری آن در نگاره (۷) گواه بر معناداری کلی هر سه معادله رگرسیون در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌باشد. از این رو می‌توان گفت که بین متغیرهای هر سه مدل به صورت کلی رابطه خطی معناداری وجود دارد. آزمون معناداری ضرایب نشان می‌دهد که در گروه شرکت‌های با کیفیت سود پایین به استثنای سود مورد انتظار هر سهم، تمامی متغیرها از رابطه مثبت و معناداری با ارزش بازار سهام برخوردار می‌باشند. ستون عامل تورم واریانس در هر سه مدل بیانگر این است که همخطی شدیدی میان متغیرهای مستقل مدل‌های برازش شده وجود

ندارد. آماره دوربین واتسون نیز برای هر سه مدل در حد مجاز قرار دارد که مبین عدم وجود همبستگی پیاپی شدید مرتبه اول بین اجزای اخلال معادله می‌باشد.

نتایج کلی آزمون فروض کلاسیک نشان می‌دهد که دستاوردهای حاصل از برآورد مدل‌های اول و دوم و سوم در شرکت‌های با کیفیت سود پایین، از نظر آماری قابل اعتماد می‌باشند. از این رو هم اکنون می‌توان به نتیجه‌گیری در مورد فرضیه سوم پرداخت. ضریب تعیین تصحیح شده در رابطه اول حدود ۳۰/۵ درصد و در رابطه دوم نزدیک به ۴۳/۱ درصد به دست آمده، اما در رابطه سوم این ضریب تقریباً تغییری ننموده و در سطح ۴۳/۱ درصد باقی مانده است. معناداری تفاوت ضریب تعیین تعدیل شده سه مدل به کمک آزمون والد، بررسی شده و نتایج آن در نگاره (۸) ارائه شده است. بر این اساس می‌توان ادعا کرد که افزودن متغیر سود تقسیمی به مدل، سبب افزایش قدرت توضیح‌دهندگی آن می‌شود و این متغیر از محتوای اطلاعاتی برخوردار است؛ اما با وارد شدن متغیر سود مورد انتظار هر سهم به مدل، قدرت توضیح‌دهندگی مدل تغییری نیافته است و این متغیر در گروه شرکت‌های با کیفیت سود پایین، دارای محتوای اطلاعاتی نمی‌باشد. با این حال از آنجا که افزودن متغیر سود تقسیمی منجر به ارتقای قدرت توضیح‌دهندگی مدل ارزشیابی می‌گردد، فرضیه سوم را نمی‌توان رد نمود.

نگاره (۸): بررسی معناداری تفاوت ضریب تعیین تصحیح شده سه مدل با استفاده از آزمون

والد در گروه شرکت‌های با کیفیت سود پایین

نتیجه آزمون	F جدول	آماره F والد	مقایسه توان توضیحی
بین ضریب تعیین تصحیح شده مدل اول و دوم تفاوت معناداری وجود دارد	۲/۷۱	۶۳/۳۳۲	مدل اول و دوم
بین ضریب تعیین تصحیح شده مدل اول و سوم تفاوت معناداری وجود دارد	۲/۳	۳۱/۵۵۵	مدل اول و سوم
بین ضریب تعیین تصحیح شده مدل دوم و سوم تفاوت معناداری وجود ندارد	۲/۷۱	۰	مدل دوم و سوم

آزمون فرضیه چهارم

به منظور آزمون این فرضیه، قدرت توضیح‌دهندگی هر یک از مدل‌های ارزشیابی در شرکت‌های با کیفیت سود متفاوت، مورد بررسی قرار گرفته و دستاوردهای این بررسی در نگاره (۹) ارائه شده است. همان‌گونه که از این نگاره مشهود است، قدرت توضیح‌دهندگی مدل اول در کلیه شرکت‌های نمونه، شرکت‌های با کیفیت سود بالا و با کیفیت سود پایین، متفاوت و به ترتیب معادل ۷۸/۴، ۸۴/۶ و ۳۰/۵ درصد می‌باشد. براین اساس می‌توان بیان کرد که این مدل در شرکت‌های با کیفیت سود بالا از حداکثر قدرت توضیح‌دهندگی برخوردار می‌باشد. نتایج ارائه شده همچنین اذعان می‌دارد که محتوای اطلاعاتی مدل‌های دوم و سوم نیز در گروه‌های مختلف شرکت‌ها از نظر کیفیت سود، متفاوت بوده و هر دوی این مدل‌ها، در شرکت‌های با کیفیت سود بالا با رقمی معادل ۸۴/۶ درصد دارای بیشترین قدرت توضیح‌دهندگی می‌باشند.

تکراه (۹): توان توضیحی هر یک از مدل‌های ارزشیابی در شرکت‌های با کیفیت سود

متفاوت

ضریب تعیین تصحیح شده	مدل اول	مدل دوم	مدل سوم
کلیه شرکت‌های نمونه	۴/۷۸	۶/۷۸	۶/۷۸
شرکت‌های با کیفیت سود بالا	۶/۸۴	۶/۸۴	۶/۸۴
شرکت‌های با کیفیت سود پایین	۵/۳۰	۱/۴۳	۱/۴۳
قدرت توضیح‌دهندگی با توجه به کیفیت سود	متفاوت	متفاوت	متفاوت
بیشترین قدرت توضیح‌دهندگی مدل	شرکت‌های با کیفیت سود بالا	شرکت‌های با کیفیت سود بالا	شرکت‌های با کیفیت سود بالا

بنابراین با توجه به تمامی مطالب عنوان شده در این بخش، فرضیه چهارم تحقیق را مبنی بر متفاوت بودن قدرت توضیح‌دهندگی هر یک از مدل‌های ارزشیابی در شرکت‌های با کیفیت سود مختلف، نمی‌توان رد کرد و در راستای رابطه میان کیفیت سود و محتوای اطلاعاتی مدل‌های ارزشیابی نیز می‌توان ادعا نمود که با افزایش کیفیت سود، قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌های ارزشیابی ارتقا می‌یابند.

نتیجه‌گیری، محدودیت‌ها و ارائه پیشنهادات

در پژوهش حاضر قدرت توضیح‌دهندگی معیارهای ارزشیابی در شرکت‌های با کیفیت سود متفاوت، با استفاده از اطلاعات ۱۲۱ شرکت پذیرفته شده در بورس تهران طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۸۰ مورد بررسی قرار گرفته است. در این تحقیق جهت آزمون فرضیه‌ها، مدل‌های ارزشیابی نخست در سطح کل شرکت‌ها و سپس در سطح شرکت‌های با کیفیت سود بالا و شرکت‌های با کیفیت سود پایین به کار گرفته شده است. معیار کیفیت در این پژوهش، ارقام تعهدی اختیاری می‌باشد که با استفاده از مدل جونز تعدیل شده طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۸۰ به عنوان دوره برآورد و سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۸۶ به عنوان دوره رویداد محاسبه شده است. نتایج آزمون فرضیه‌ها حاکی از آن است که با افزایش کیفیت سود، توان توضیحی مدل‌های ارزشیابی ارتقا می‌یابد، در این حالت اطمینان به سود در فرآیند ارزشیابی افزایش یافته و استفاده‌کنندگان از سایر معیارهای ارزشیابی نظیر ارزش دفتری و سود تقسیمی چشم‌پوشی می‌نمایند. از طرف دیگر کاهش کیفیت سود منجر به کاهش قابلیت اتکای سود و عدم اطمینان به آن در فرآیند ارزشیابی می‌گردد. در نتیجه استفاده‌کنندگان در پی بکارگیری متغیرهای قابل اتکاتر، به ارزش دفتری و سود تقسیمی توجه بیشتری می‌نمایند. دستاوردهای این تحقیق با یافته‌های ولان و مک نامارا (۲۰۰۴) و سوبکتی (۲۰۱۰) سازگار است. محدودیت این مطالعه، در ارتباط با میزان واقعی کیفیت سود و ارقام تعهدی اختیاری می‌باشد. مطابق با تحقیقات انجام شده توسط جونز (۱۹۹۱) و دجو و همکاران (۱۹۹۵) میزان کیفیت عایدات بر اساس نماینده یا شاخص آن تعیین می‌گردد، اما ممکن است نماینده یا شاخص آن نشان‌دهنده میزان واقعی کیفیت سود نباشد. در این مطالعه تنها از میزان ارقام تعهدی اختیاری به عنوان شاخصی از سطح کیفیت سود استفاده شده است. بنابراین نتایج این تحقیق قادر به توضیح تمامی تکنیک‌ها و رویه‌های به کار گرفته شده توسط شرکت برای تأثیر بر سطح کیفیت سود نخواهد بود. در این تحقیق به منظور بررسی قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌های ارزشیابی، با توجه به پیشینه تحقیق تنها برخی از اطلاعات حسابداری و معیارهای ارزشیابی مورد بررسی قرار گرفت. پیشنهاد می‌شود در تحقیقات آتی سایر اطلاعات حسابداری نظیر جریان‌ات نقد آزاد، جریان‌ات نقد عملیاتی و سود پیش بینی شده نیز مورد توجه واقع شود.

همان‌گونه که در بخش محدودیت‌های تحقیق نیز بیان شد، میزان کیفیت سود بر اساس نماینده و شاخص آن تعیین می‌گردد، اما ممکن است ارزش شاخص آن نشان‌دهنده سطح واقعی کیفیت سود نباشد. به عبارت دیگر این مطالعه قادر به توضیح تمامی تکنیک‌ها و رویه‌های بکار گرفته شده توسط شرکت برای تأثیر بر سطح کیفیت سود نمی‌باشد. بنابراین چشم انداز آتی مطالعات کیفیت سود باید به جنبه‌های متدولوژیک و روش‌شناسی تحقیق بپردازد. در این راستا توسعه مدل‌های تعدیل شده جهت اندازه‌گیری کیفیت سود، به نحوی که بتواند بر محدودیت‌های مدل‌های پیشین غلبه کند، راه‌گشا می‌باشد.

پی نوشت

- | | |
|-------------------|-------------------|
| ۱ residual income | ۲ residual income |
| ۳ cost of capital | ۴ auto-regressive |
| ۵ Linear dynamics | |

منابع

- بیک بشرویه، سلمان. (۱۳۹۰). راهبری شرکتی و ارزشیابی شرکت: مدلی با استفاده از شبکه عصبی مصنوعی. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران، دانشکده مدیریت.
- خواجوی، شکرآ. و الهیاری ابهری، حمید. (۱۳۸۸). بررسی قدرت توضیح‌دهندگی و قدرت پیش‌بینی اطلاعات حسابداری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله توسعه و سرمایه*، شماره ۴، ص ۵۰.
- Collins D. , Kothari S. , Shanken J. and Sloan R. (۱۹۹۴). Lack of timeliness and noise as explanations for the low contemporaneous returns-earnings association. *Journal of Accounting and Economics*, vol. 18, pp289-324 .
- Dechow P. , Ge W. and Schrand C. (2010). Understanding earnings quality: A review of the proxies, their determinants and their consequences. *Journal of Accounting and Economics*, vol. 50, pp344-401 .
- Hand J. and Landsman. (1998). Testing the Ohlson model: v or not v, that is the question. *SSRN, Working paper* .
- Healy P. (1985). The Impact of Bonus Schemes on the Selection of Accounting Principles. *Journal of Accounting and Economics*, vol. 7, pp. 85-107 .

- Ohlson J. and Juettner-Nauroth. (2005). Expected EPS and EPS growth as determinants of value. *Review of Accounting Studies*, vol. 10, pp349–365 .
- Pirie S. and Smith M. (2008). stock prices and accounting information: evidence from Malaysia. *Asian review of accounting*, vol. 16, pp109-133 .
- Subekti I. (2010). Integrated Earnings Management, Value Relevance Of Earnings and Book Value of Equity. *Journal Accountansy & Auditing Indonesia*, Vol 14 .
- Whelan C. and McNamara R. (2004). The Impact of Earnings Management on the Value Relevance of Financial Statement Information. *www. ssrn.com* .

بررسی رابطه بین اندازه شرکت، نوع صنعت و سودآوری با افشای اطلاعات حسابداری زیست محیطی و اجتماعی

غلامحسین مهدوی*، عباسعلی دریائی**، رضیه علی‌خانی***

مهدی مران‌جوری****

تاریخ دریافت: ۹۳/۰۱/۱۰

تاریخ پذیرش: ۹۳/۰۴/۰۳

چکیده

هدف از این پژوهش بررسی رابطه بین سطح افشای اطلاعات زیست محیطی و اجتماعی با برخی ویژگی‌های شرکت است. برای اندازه‌گیری سطح افشای اطلاعات زیست محیطی و اجتماعی از شاخص غیر وزنی استفاده شد. جامعه آماری این پژوهش متشکل از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است و نمونه‌ای متشکل از ۸۷ شرکت فعال در صنایع مختلف طی سال‌های ۱۳۸۶ لغایت ۱۳۹۱ مورد استفاده قرار گرفت. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از روش رگرسیون چند متغیره استفاده شده است. یافته‌های پژوهش بیانگر آن است که بین اندازه شرکت با سطح افشای اطلاعات زیست محیطی و اجتماعی رابطه معنادار مثبت وجود دارد اما بین سطح افشای اطلاعات زیست محیطی و اجتماعی و سودآوری رابطه معنادار آماری وجود ندارد. بر خلاف انتظار پژوهشگران سطح افشای اطلاعات زیست محیطی و اجتماعی شرکت‌هایی که در صنایع حساس فعالیت می‌کنند کم‌تر از شرکت‌هایی است که در صنایع غیر حساس فعالیت می‌کنند.

واژه‌های کلیدی: افشای زیست محیطی و اجتماعی، اندازه شرکت، نوع صنعت، سودآوری

طبقه بندی موضوعی: M14, M19

* دانشیار گروه حسابداری دانشگاه شیراز و حسابدار رسمی، (ghmahdavi@rose.shirazu.ac.ir)

** دانشجوی دکتری حسابداری دانشگاه شیراز، (نویسنده مسئول)، (alidaryai@yahoo.com)

*** استادیار دانشکده حسابداری و مدیریت دانشگاه آزاد اسلامی واحد چالوس، (R2_Alikhani@yahoo.com)

**** دانشجوی دکتری حسابداری دانشگاه آزاد و عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد چالوس،

(Mr.maranjory@gmail.com)

مقدمه

حرکت در مسیر مسئولیت‌های اجتماعی عاملی ضروری و حیاتی است که به تداوم فعالیت سازمان در دراز مدت منجر می‌شود (مران جوری و علی خانی، ۱۳۹۰). پژوهش‌های گذشته نشان داد که اطلاعات در زمینه مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها به‌طور قابل توجهی به‌وسیله ذی‌نفعان شرکت درخواست شده و این اطلاعات نقش مهمی در تصمیم‌گیری‌های آنان بازی می‌کند (چو، ۲۰۰۷). افشای مسئولیت‌های اجتماعی شرکت در گزارش‌های سالانه به سرمایه‌گذاران و سایر ذی‌نفعان اجازه خواهد داد درباره کارایی، تأثیر تصمیم‌ها و فعالیت‌های در زمینه مسئولیت‌های اجتماعی مدیران قضاوت کنند (یاتریدیس، ۲۰۱۳). دیگان (۲۰۰۷) معتقد است که افشای مسئولیت‌های اجتماعی به عنوان ابزار مشروعیت است و شرکت‌ها برای کسب مشروعیت از سوی ذی‌نفعان شرکت انگیزه کافی برای افشای مسئولیت‌های زیست‌محیطی و اجتماعی دارند. توجیه نظریه افشاء داوطلبانه بر مبنای این فرض است که افشاء به عنوان ابزاری برای کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و سرمایه‌گذاران استفاده می‌شود (هاسلدین و موریس، ۲۰۱۲).

مطابق نظریه مشروعیت، یک سازمان باید به وسیله افزایش دامنه افشای اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی در گزارش‌های سالانه خود پاسخ‌گو باشد. مطالعات زیادی در کشورهای توسعه‌یافته به بررسی رابطه بین افشاء زیست‌محیطی و اجتماعی و ویژگی‌های شرکت پرداختند (چو، ۲۰۰۷؛ یاتریدیس، ۲۰۱۳؛ و دیگان، ۲۰۰۷) اما نتایج مطالعات، متفاوت بوده است. در کشورهای توسعه‌یافته، شرکت‌ها در فرهنگی کاملاً متفاوت با هدف‌ها و اخلاق تجاری خاص آن محیط فعالیت می‌کنند و از آنجا که شرایط اقتصادی، فرهنگی و اجتماعی حاکم بر کشور ما متفاوت از سایر کشورها است، نمی‌توان نتایج مطالعات کشورهای توسعه‌یافته را به کشورهای در حال توسعه تعمیم داد. بر این اساس پژوهشگران قصد دارند به بررسی رابطه بین سطح افشای اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی با برخی ویژگی‌های شرکت در شرایط محیطی ایران بپردازند.

مسئله آلودگی محیط زیست از مهم‌ترین معضلات جامعه بشری امروز است. ایران نیز هم‌چون دیگر کشورها با مشکلات بسیاری در زمینه زیست‌محیطی و اجتماعی مواجه است. شرکت‌های ایرانی به‌طور سنتی با فشارها و الزامات قانونی کمی برای افشاء اطلاعات

زیست‌محیطی و اجتماعی مواجه هستند و از طرفی خصوصیات شرکت‌های فعال در بخش‌های مختلف صنعت، متفاوت است لذا این مسئله مطرح می‌شود که کمیت افشای اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی شرکت‌های ایرانی چگونه بوده و آیا بین کمیت افشا و خصوصیات شرکت رابطه وجود دارد؟ در این مقاله سعی شده است تا در راستای ادامه و تکامل پژوهش‌های مربوط به افشای مسئولیت‌های اجتماعی گامی به سوی تکامل ادبیات موضوع پژوهش در ادبیات حسابداری ایران برداشته شود و موجبات غنای هر چه بیشتر این ادبیات فراهم شود.

پیشینه نظری پژوهش

نظریه‌های مختلفی چون نظریه اقتصادسیاسی، نظریه مشروعیت و نظریه ذی‌نفعان مطرح شدند تا انگیزه‌های شرکت برای افشای اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی را توضیح دهند (علی‌خانی و مران جوری، ۱۳۹۳).

نظریه اقتصاد سیاسی

این نظریه به طور گسترده در تحقیقات افشای اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی استفاده می‌شود و در قالب مفهوم قرارداد اجتماعی پیشنهاد می‌کند که بقای یک سازمان، نیازمند حمایت از سوی جامعه‌ای است که سازمان در آن فعالیت می‌کند. اگر مشاهده شود سازمانی درگیر فعالیت‌های اجتماعی نامطلوب شده است، جامعه از تأیید آن سازمان صرف نظر می‌کند و این امر منجر به نابودی آن می‌شود. به منظور حفظ موقعیت در جامعه، مدیریت ممکن است اطلاعات مرتبط با فعالیت‌های زیست‌محیطی و اجتماعی سازمان را منتشر کند. این نظریه تأیید می‌کند که اشخاص یا سازمان‌ها حق دارند هدف‌های شخصی و علایق خود را دنبال کنند اما این حقوق به وسیله محیط زیست و اجتماعی که در آن وجود دارند تعدیل می‌شود (علی‌خانی و مران جوری، ۱۳۹۳).

نظریه مشروعیت

بر اساس نظریه مشروعیت واحدهای تجاری می‌خواهند بدانند که آیا فعالیت آن‌ها از نگاه اشخاص خارج از سازمان مشروعیت لازم را دارد یا خیر. نظریه مشروعیت بر این مبنا استوار است که بین واحد تجاری و جامعه‌ای که واحد تجاری در آن فعالیت می‌کند، قرارداد اجتماعی

وجود دارد. (نیکو مرام و بنی مهد، ۱۳۸۸). طبق نظریه قرارداد اجتماعی، شرکت‌ها با جامعه قرارداد اجتماعی دارند تا وظایف مشخصی را بر اساس عدالت و طبق انتظارات صریح و قطعی شمار زیادی از افراد جامعه درباره رفتار و عملکرد واحد تجاری انجام دهند (حنیفا و کوک، ۲۰۰۵). نظریه مشروعیت در حالت کلی پیشنهاد می‌کند که افشاء اطلاعات اجتماعی، وظیفه شرکت ناشی از فشارهای سیاسی یا اجتماعی است که شرکت‌ها با آن مواجه می‌شوند. به عنوان نمونه، شرکت‌ها تحت فشار بیشتر، اطلاعات اجتماعی بیشتری افشاء خواهند کرد.

وقتی سازمان‌ها احتمال می‌دهند که شهرت و اعتبارشان به وسیله سوانح زیست‌محیطی تهدید شده و از مشروعیت آن‌ها کاسته شده، در جستجوی مدیریت بر فرایند مشروعیت از طریق تبلیغ راهبردهای مفید هستند (کومیر و گوردن، ۲۰۰۱) که افشای اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی در گزارش‌های سالانه نمونه‌ای از آن است (دیگن، ۲۰۰۲).

نظریه ذی‌نفعان

نظریه ذی‌نفعان بیان می‌کند که ذی‌نفعان نسبت به فعالیت یک سازمان اقتصادی ذی‌حق و ذینفع هستند. بر این اساس مدیریت باید سازمان را در جهت حداکثر کردن منافع همه ذی‌نفعان اداره کند. ذی‌نفعان توجه زیادی به موضوعات زیست‌محیطی و اجتماعی در یک شرکت دارند (دریائی و همکاران، ۱۳۹۲). سرمایه‌گذاران و تحلیلگران مالی به منظور ارزیابی عملکرد کلی و برآورد خطرهای زیست‌محیطی، دولت‌ها برای اجرای قوانین زیست‌محیطی و مشتریان به منظور حفاظت از حقوقشان به اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی نیاز دارند. انگیزه مدیر از افشای این اطلاعات آن است که به گروه‌های ذینفع نشان دهد که سازمان مطابق با انتظارات آنها عمل می‌کند (علی‌خانی و مران‌جوری، ۱۳۹۳).

فرضیه‌های پژوهش

تأثیر اندازه بر سطح افشای اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی شرکت

مطابق نظریه نمایندگی، افشاء مسئولیت‌های اجتماعی می‌تواند برای کاهش آن دسته از هزینه‌های سیاسی به کار رود که می‌تواند ثروت شرکتی را کاهش دهد. به عنوان نمونه، مقدار هزینه‌های سیاسی بسیار به اندازه شرکت وابسته است. استنباط می‌شود که رابطه مثبت بین اندازه

شرکت و افشای اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی وجود داشته باشد (حسین و همکاران، ۲۰۰۶)

یک توضیح برای رابطه مثبت بین اندازه شرکت و سطح افشای این است که شرکت‌های بزرگ‌تر، متقبل فعالیت‌های بیشتری هستند و تأثیر بیشتری بر جامعه می‌گذارند. هم‌چنین، شرکت‌های بزرگ‌تر در معرض موشکافی بیشتری به‌وسیله گروه‌های مختلف جامعه هستند و بنابراین از سوی جامعه، تحت فشار بیشتری برای افشای اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی به منظور مشروعیت بخشیدن به فعالیت‌های خود هستند (حنیفا و کوک، ۲۰۰۵). نظریه مشروعیت پیشنهاد می‌کند که سازمان‌ها باید به‌وسیله افزایش دامنه افشای اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی در گزارش‌های سالانه‌ی خود پاسخ‌گو باشند. برخی از پژوهشگران پاسخ‌گویی مدیران را به این‌گونه توضیح می‌دهند که مدیران شرکت‌های بزرگ‌تر بیشتر احتمال می‌دهند که در نتیجه افشای بهتر اطلاعات، مزایایی برای شرکت آنان تحقق یابد اما مدیران شرکت‌های کوچک‌تر بیشتر احساس می‌کنند افشای کامل اطلاعات می‌تواند موقعیت رقابتی آن‌ها را به خطر اندازد (ابدور، ۲۰۱۱). با این حال تأثیر اندازه بر سطح افشای اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی شرکت‌های ایرانی مورد مطالعه قرار نگرفته است. بر این اساس فرضیه اول به شرح زیر مطرح می‌شود.

فرضیه ۱: رابطه مثبتی بین اندازه شرکت و سطح افشای اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی شرکت‌ها وجود دارد.

تأثیر صنعت بر سطح افشای اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی شرکت

نوع صنعت به‌وسیله پژوهشگران تجربی و نظری به‌عنوان یک عامل موثر بر سطح افشای اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی شرکت‌ها شناسایی شد. در رابطه با نیازهای شرکت، نیازهای ذی‌نفعان و نیازهای گزارشگری الزامی، تفاوت‌هایی بین صنایع مختلف وجود دارد. تأثیرات زیست‌محیطی و اجتماعی از صنعتی به صنعت دیگر بسیار متفاوت است (گاتری و همکاران، ۲۰۰۸).

شرکت‌های حساس به محیط زیست شرکت‌هایی هستند که مواد اولیه آن‌ها به‌طور مستقیم از منابع طبیعی استخراج می‌شود. مانند صنایع شیمیایی، پتروشیمی، فلزات، معادن، اکتشاف نفت،

کاغذ و نفت خام. صنایعی که بیشتر در میدان دید مصرف کننده قرار دارند از خطر بیشتری برخوردارند و مجبورند به منظور پاسخ‌گویی اجتماعی، نسبت به افشای فعالیت‌های زیست محیطی و اجتماعی‌شان اقدام کنند (گاتری و همکاران، ۲۰۰۸). براساس نظریه مشروعیت شرکت‌های فعال در بخش‌های تحت فشار جامعه تلاش می‌کنند تا به وسیله افشای مسائل زیست محیطی‌شان مشروعیت کسب کنند (سرین، ۲۰۰۲). انتظار می‌رود شرکت‌هایی که بیشتر مورد توجه جامعه هستند و در صنایعی فعالیت می‌کنند که بیشتر به قوانین زیست محیطی و آیین‌نامه‌ها حساس هستند اطلاعات زیست محیطی گسترده‌تری افشاء کنند (چو، ۲۰۰۷). همبستگی مثبت بین حساسیت زیست محیطی و صنعتی که شرکت در آن فعالیت می‌کند و سطح افشای اطلاعات زیست محیطی و اجتماعی شرکت می‌تواند تأییدی بر نظریه مشروعیت باشد. از این رو، فرضیه دوم به شرح زیر مطرح می‌شود.

فرضیه ۲: شرکت‌ها در صنایع با حساسیت بالای زیست محیطی، سطح افشای اطلاعات زیست محیطی و اجتماعی‌شان بیشتر از شرکت‌ها در صنایع با حساسیت پایین زیست محیطی است.

تأثیر سودآوری بر سطح افشای اطلاعات زیست محیطی و اجتماعی شرکت

شرکت‌های سودآور تمایل دارند افشاهای با کیفیت خوب ارائه کنند تا به این وسیله توانایی مدیریت ارشد و همکاریشان را در حفظ محیط زیست و افزایش رفاه اطلاعاتی سهامداران نشان دهند (یاتریدیس، ۲۰۱۳). بر اساس نظریه اثباتی حسابداری، افشاء داوطلبانه تنها در صورتی قابل توجه است که منجر به کاهش هزینه‌های نمایندگی شود اما گزارش داوطلبانه اطلاعات زیست محیطی و اجتماعی به جای این که بر هزینه‌های نمایندگی اثر داشته باشد بر هزینه‌های سیاسی اثرگذار است. طبق فرضیه هزینه‌های سیاسی، شرکت‌ها باید هزینه‌های سیاسی و سایر هزینه‌هایی را مدنظر قرار دهند که به واسطه گزارشگری سود بر واحد تجاری تحمیل می‌شود (مران‌جوری و علی‌خانی، ۱۳۹۰). هزینه‌های سیاسی تابع سودهای گزارش شده هستند. شرکت‌های سودآور اطلاعات اجتماعی را افشا می‌کنند تا همکاری‌های مثبت خود را با جامعه نشان دهند و به این وسیله به موجودیت خود مشروعیت ببخشند (حنیفا و کوک، ۲۰۰۵). بر اساس مطالب فوق، فرضیه بعدی در رابطه با سودآوری به شرح زیر بیان می‌شود.

فرضیه ۳: رابطه مثبتی بین سودآوری شرکت و سطح افشای اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی شرکت‌ها وجود دارد.

پیشینه تجربی پژوهش

گری (۲۰۰۱) پیشنهاد کرد که شرکت‌های بزرگ و با سود بیشتر، اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی بیشتری نسبت به سایر شرکت‌ها افشاء می‌کنند. در حالی که نتایج پژوهش دیگری نشان داد که اندازه، تنها به نواحی خاصی از افشاء مربوط است (سرین، ۲۰۰۲). نتایج مطالعات دیگر نشان داد که رابطه مثبتی بین اندازه شرکت و سطح افشاء اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی در تعدادی از کشورها وجود دارد (الیجیدوتن و همکاران، ۲۰۱۰).

مونوا و همکاران (۲۰۰۷) نتیجه گرفتند که یک عملکرد اجتماعی خوب همراه با عملکرد مالی خوب است. یاتریدیس (۲۰۱۳) رابطه مثبت قوی بین سودآوری و افشاء زیست‌محیطی و اجتماعی یافت.

طالب‌نیا، علی‌خانی و مران‌جوری (۱۳۹۱) برای اولین بار در ایران به ارزیابی کمیّت و ماهیت افشاء اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی پرداختند و به این نتیجه رسیدند که شرکت‌های ایرانی ترجیح می‌دهند اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی را در گزارش هیأت‌مدیره و به شکل اطلاعات اخباری افشاء کنند. هم‌چنین پژوهشگران یافتند که بیشترین افشاء زیست‌محیطی و اجتماعی در بخش منابع انسانی است و شرکت‌های ایرانی تمایل دارند اخبار بی‌طرفانه سپس اخبار خوب را بیشتر از اخبار بد افشاء کنند. عرب‌صالحی، صادقی و معین‌الدین (۱۳۹۳) در پژوهشی تحت عنوان رابطه مسئولیت اجتماعی و عملکرد مالی به این نتیجه رسیدند که عملکرد مالی با مسئولیت اجتماعی شرکت نسبت به مشتریان و نهادهای موجود در جامعه ارتباط دارد.

روش پژوهش

پژوهش حاضر از نوع توصیفی-همبستگی بوده و روش‌شناسی پژوهش از نوع پس‌رویدادی است و چون می‌تواند در فرایند استفاده از اطلاعات کاربرد داشته باشد، بنابراین نوعی پژوهش کاربردی است. برای آزمون فرضیه‌ها از تحلیل رگرسیون چند متغیره استفاده شده است و برای بررسی معناداری مدل رگرسیون از آماره F و برای بررسی معنادار بودن ضریب متغیرهای مستقل نیز از آماره t استفاده شده است. استقلال پسماندها با استفاده از آماره دوربین و واتسون مورد

ارزیابی قرار گرفت. روش رگرسیونی به کار گرفته شده روش حداقل مربعات با استفاده از داده‌های ترکیبی است. تحلیل آماری از طریق نرم افزار Eviews نسخه ۶ انجام شده است.

بازه زمانی پژوهش حاضر سال‌های ۱۳۸۶ الی ۱۳۹۱ و جامعه آماری آن شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. به لحاظ افزایش قابلیت مقایسه، باید سال مالی شرکت‌های مورد بررسی پایان اسفند ماه هر سال باشد. جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی (به دلیل ماهیت خاص فعالیت آن‌ها) نباشند. هم‌چنین، در بازه زمانی مذکور نماد معاملاتی شرکت‌ها نباید وقفه معاملاتی بیش از سه ماه داشته باشند و دوره مالی خود را تغییر داده باشند. در ضمن باید اطلاعات مورد نیاز متغیرهای پژوهش (صورت‌های مالی، یادداشت‌های همراه و گزارش هیأت مدیره به مجمع) در دسترس باشد. با در نظر گرفتن شرایط بالا، نمونه‌ای با حجم ۸۷ شرکت از جامعه آماری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انتخاب شده است. مدل مورد استفاده در پژوهش حاضر به شرح زیر است:

$$Dis_{i,t} = \beta + \beta_1 size_{i,t} + \beta_2 Industry_{i,t} + \beta_3 Roa_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر وابسته در این پژوهش، سطح افشای اطلاعات زیست محیطی و اجتماعی شرکت‌ها است. رویکردهای مختلفی برای توسعه برنامه امتیازبندی به منظور تعیین سطح افشای گزارش‌های سالانه وجود دارد. در میان رویکردهای مختلف، رویکرد شاخص افشاء غیروزی به دلیل استفاده در پژوهش‌های گوناگون برای اندازه‌گیری وسعت افشای اطلاعات زیست محیطی و اجتماعی مورد استفاده قرار گرفت (ابدور ۲۰۱۱، حسین و همکاران ۲۰۰۶، سماها و همکاران ۲۰۱۲). به منظور ساخت شاخص افشاء در مرحله اول، فهرست جامعی از موضوعات مرتبط با مسئولیت اجتماعی که انتظار می‌رفت در گزارش‌های سالانه شرکت‌ها افشاء شود شامل موضوعات مالی و غیر مالی که ممکن است به تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران مربوط باشد شناسایی شد. موضوعات اولیه اطلاعات زیست محیطی و اجتماعی که در شاخص افشاء لحاظ شده از پژوهش ویلیامز (۱۹۹۹)، جاو و همکاران (۲۰۰۵) و اریبی و جاو (۲۰۱۰) انتخاب شد. با توجه به مطالعات قبلی ابتدا ۴۵ فاکتور انتخاب شد و با در نظر گرفتن شرایط زیست محیطی، اجتماعی، اقتصادی و سیاسی ایران در نهایت به ۳۷ فاکتور کاهش یافت. ۸ فاکتور بدلیل اینکه در شرکت‌های ایرانی کاربرد کمی داشت حذف شد. اقلام افشاء شده به ۶ بخش زیست محیطی، محصولات و خدمات، منابع انسانی، مشتریان، اجتماعی و انرژی تقسیم‌بندی شد. زیر بخش‌های هر یک از بخش‌های فوق به شرح زیر است.

زیست‌محیطی: کنترل آلودگی، جلوگیری از خسارات زیست‌محیطی، بازیافت یا جلوگیری از ضایعات، تحقیق و توسعه، سیاست زیست‌محیطی، سرمایه‌گذاری در پروژه‌های زیست‌محیطی و سایر موارد مرتبط با عنوان مسائل محیطی.

محصولات و خدمات: توسعه محصول / سهم بازار، کیفیت محصول/ISO، ایمنی و سلامت محصول، توقف تولید و سایر موارد مرتبط با عنوان محصولات و خدمات.

منابع انسانی: تعداد کارکنان، حقوق ماهانه / پاداش نقدی و مزایا، بازنشستگی و مزایای پایان خدمت، سلامتی و ایمنی در محیط کار، برنامه‌های آموزش و توسعه کارکنان، ورزشی و رفاهی، وام یا بیمه کارمندان، روحیه و ارتباطات کارمندان و سایر موارد مرتبط با عنوان منابع انسانی.

مشتریان: سلامتی مشتریان، شکایات / رضایتمندی مشتریان، سیاست پرداخت دیرتر برای مشتریان خاص، تدارک تسهیلات و خدمات پس از فروش، پاسخگویی به نیاز مشتریان، سایر موارد مرتبط با عنوان مشتریان.

اجتماعی: سرمایه‌گذاری اجتماعی، حمایت از فعالیت‌های جامعه، هدایا و خدمات خیریه، اقدامات قانونی / دعاوی قضائی، فعالیتهای مذهبی / فرهنگی و سایر موارد مرتبط با عنوان مسئولیت‌های جامعه.

انرژی: حفظ و صرفه‌جویی در انرژی، توسعه و اکتشاف منابع جدید، استفاده از منابع جدید، سایر موارد مرتبط با عنوان انرژی.

زیربخش‌های موضوعات فوق از صورت‌های مالی حسابرسی شده پایان سال، یادداشت‌های همراه و گزارش فعالیت هیأت مدیره به مجمع استخراج شد. یک شاخص افشاء غیر وزنی نسبت تعداد اقلام افشاء شده یک شرکت است که بر کل تعداد اقلامی که شرکت می‌توانست افشاء کند تقسیم شده است. تحت شاخص افشاء غیر وزنی، همه اقلام اطلاعاتی که در شاخص مطرح شده است برای استفاده‌کنندگان اهمیت مساوی دارد و هیچ اولویتی به گروه استفاده‌کننده خاصی داده نمی‌شود. در این شاخص افشاء، اقلام منحصر به فرد به عنوان یک متغیر مجازی در نظر گرفته می‌شود. با بررسی اینکه یک شرکت یک قلم اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی را در گزارش‌های سالانه‌اش افشاء کرده یا خیر. اگر یک شرکت یک قلم اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی را در گزارش‌های سالانه‌اش افشاء کند (بدون توجه به تعداد و نوع آن که ممکن

است جمله، تصویر یا نمودار باشد) به آن امتیاز یک و اگر افشاء نکرد صفر داده می شود. مدل افشاء غیروزنی برای محاسبه امتیاز افشاء برای هر شرکت به صورت زیر بیان می شود. فرمول زیر در پژوهش های حسین و همکاران (۲۰۰۶) و صالح و همکاران (۲۰۱۰) نیز استفاده شد.

$$Dcor = \sum_{j=1}^n \frac{d_j}{n} \quad \text{رابطه (۱)}$$

Dcor = امتیاز افشاء یک شرکت

d_j = مجموع ارزش تعداد اقلام افشاء شده یک شرکت

n = حداکثر امتیازی که یک شرکت می تواند کسب کند (۳۷ فاکتور موجود در

چک لیست افشاء).

متغیرهای مستقل

اندازه شرکت (Size): اندازه شرکت به وسیله لگاریتم طبیعی جمع دارایی های شرکت اندازه گیری شد (ابدور ۲۰۱۱، ویلیامز ۱۹۹۹).

نوع صنعت (Industry): برای عضویت صنعت از دو گروه صنایع که نسبت به محیط زیست حساس هستند و صنایعی که نسبت به محیط زیست حساسیت کمتری دارند استفاده شد. شرکت های حساس به محیط زیست شرکت هایی هستند که مواد اولیه آن ها به طور مستقیم از منابع طبیعی استخراج می شود. مانند صنایع شیمیایی، پتروشیمی، فلزات، معادن، اکتشاف نفت، کاغذ و نفت خام. به صنایعی که نسبت به محیط زیست حساس هستند متغیر مصنوعی یک و به صنایعی که نسبت به محیط زیست حساسیت کمتری دارند متغیر مصنوعی صفر داده شده است (بوتن و همکاران ۲۰۱۱، گاتری و همکاران ۲۰۰۸، جونز، ۲۰۱۱). در پژوهش حاضر شرکت های نمونه که در صنایع استخراج معادن، نفت، فلزات، پتروشیمی و شیمیایی، چوب، کاغذ و کارتن بودند به عنوان شرکت های موجود در صنایع حساس در نظر گرفته شدند و بقیه شرکت های نمونه که جزء این صنایع نبودند به عنوان شرکت های موجود در صنایع غیر حساس طبقه بندی شدند.

سودآوری (ROA): از نرخ بازده دارایی ها که از تقسیم سود عملیاتی بر روی جمع دارایی های پایان دوره بدست آمده، به عنوان معیار سودآوری استفاده شد (حسین و همکاران ۲۰۰۶، یاتریدیس ۲۰۱۳).

آزمون نرمال بودن

یکی از مهم‌ترین فرضیه‌های رگرسیونی، نرمال بودن باقیمانده‌های مدل است. باقیمانده‌های مدل، حاصل تفاوت مقادیر پیش بینی و مقادیر واقعی است که بیانگر میزان متغیرهای مستقلی است که در مدل مد نظر قرار نگرفته اما بر متغیر وابسته اثرگذار هستند که می‌توان بر اساس آن، اعتبار مدل را بررسی کرد. نتایج آزمون نرمال بودن به شرح مندرج در نگاره ۱ است.

نگاره (۱): آزمون کلموگروف، اسمیرنوف

سال	آماره کلموگروف، اسمیرنوف	سطح معناداری
۸۶	۰/۹۳۲	۰/۵۹۳
۸۷	۰/۸۱۹	۰/۴۵۲
۸۸	۰/۶۳۷	۰/۹۴۰
۸۹	۰/۸۸۰	۰/۴۰۹
۹۰	۰/۵۸۲	۰/۳۸۱
۹۱	۰/۶۴۸	۰/۸۶۴

مقدار سطح معناداری برای متغیر سطح افشای اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی در تمام سال‌ها بیشتر از ۵ درصد است (فرض صفر هنگامی رد می‌شود که مقدار سطح معناداری کمتر از ۵ درصد باشد). بنابراین، توزیع متغیر افشای اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی، نرمال است. آمار توصیفی متغیرهای تحقیق نیز در نگاره شماره ۲ است.

نگاره (۲): آمار توصیفی

متغیرها	تعداد	میانگین	انحراف معیار	حداکثر	حداقل
افشاء	۵۲۲	۳۹/۶۱	۱۱/۹۷	۲۶۵	۹۱
سودآوری	۵۲۲	۱۵/۱۱	۶/۹۱	۳۲/۵۶	۹/۶۴
اندازه شرکت	۵۲۲	۱۸/۱۲	۱/۳۹	۲۲/۵۶	۷/۰۷

آزمون چاو

قبل از آزمون فرضیه‌های پژوهش، ابتدا باید ببینیم استفاده از مدل pooled بهتر است یا مدل اثرات ثابت، که این امر با آزمون چاو صورت می‌گیرد. نتایج آزمون چاو به شرح مندرج در نگاره شماره ۳ است.

نگاره (۳): نتایج آزمون چاو

مقدار آماره F	P-Value	نتیجه	روش تأیید شده
۵/۶۵	۰/۰۰۱	رد H_0	روش داده‌های پانلی

با توجه به نتایج بدست آمده از آزمون چاو فرضیه صفر (برابری عرض از مبداها) رد می شود و فرضیه مقابل تأیید می شود. به عبارتی، مقاطع مورد بررسی ناهمگن و دارای تفاوت های فردی بوده و روش داده های پانلی مناسب تر است. پس از انتخاب روش پانلی، از آزمون هاسمن برای انتخاب بین روش اثرات ثابت یا اثرات تصادفی استفاده شد. در آزمون هاسمن فرضیه صفر (روش اثرات تصادفی) به این معنی است که ارتباطی بین جزء اخلاص مربوط به عرض از مبدا و متغیرهای توضیحی وجود ندارد و از یکدیگر مستقل هستند. در حالی که فرضیه مقابل (روش اثرات ثابت) به این معنی است که بین جزء اخلاص مورد نظر و متغیر توضیحی همبستگی وجود دارد. نتایج آزمون هاسمن به شرح مندرج در نگاره ۴ است.

نگاره (۴): نتایج آزمون هاسمن

مقدار آماره χ^2	P-Value	نتیجه	روش تأیید شده
۹/۶۱	۰/۰۰۲	رد H_0	روش اثرات ثابت

با توجه به نتایج بدست آمده از آزمون هاسمن، فرضیه صفر رد می شود و فرضیه مقابل یعنی روش اثرات ثابت انتخاب می شود.

یافته های پژوهش

برای آزمون فرضیه های پژوهش، داده های مربوط به متغیرهای پژوهش با استفاده از مدل رگرسیونی مورد آزمون قرار گرفت که نگاره ۵ زیر نتایج مربوط را نشان می دهد.

نگاره (۵): نتایج آزمون فرضیه ها

$Dis_{i,t} = \beta + \beta_1 Size_{i,t} + \beta_2 Industry_{i,t} + \beta_3 Roa_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$				
متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره تی	سطح معناداری
C	-۰/۴۲۱	۰/۱۳۷	-۱/۱۶۲	۰/۰۲۳
اندازه شرکت	۰/۱۰۴	۰/۱۹۳	۱/۸۲۱	۰/۰۰۰
نوع صنعت	-۰/۱۶۲	۰/۱۰۲	-۲/۶۵۱	۰/۰۰۱
نرخ بازده دارایی ها	۰/۰۳۲	۰/۰۳۷	۰/۲۶۴	۰/۴۲۷
آماره دورین واتسون	۱/۹۱۵			
آماره F	۷/۳۲۴			
(F) سطح معناداری	۰/۰۰۰			

با توجه به نگاره ۵، سطح معناداری کل مدل برابر با $0/000$ است. چون این مقدار کمتر از $0/05$ است، بنابراین فرضیه صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود؛ یعنی معناداری مدل در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید می‌شود. مقدار آماره دوربین واتسون برابر با $1/915$ است که نشانگر این است که مشکل خود همبستگی بین جملات پسماند وجود ندارد. به عبارت دیگر، اجزای خطا در این مدل همبستگی معناداری با یکدیگر نداشته و رفتاری مستقل از هم دارند. سطح معناداری مربوط به متغیر مستقل اندازه شرکت برابر $0/000$ و آماره t $1/82$ است که بیانگر وجود رابطه مثبت و معنادار بین اندازه شرکت و سطح افشای اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی است. سطح معناداری مربوط به متغیر نوع صنعت برابر $0/001$ و آماره t $2/65$ است که بیانگر وجود رابطه منفی و معنادار بین نوع صنعت (صنایع حساس و غیر حساس) و سطح افشای اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی است. به عبارت دیگر شرکت‌ها در صنایع حساس زیست‌محیطی و اجتماعی افشای کمتری نسبت به شرکت‌ها در صنایع با حساسیت پایین دارند. سطح معناداری مربوط به متغیر سودآوری نشان می‌دهد بین سطح افشای اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی و سودآوری رابطه معناداری وجود ندارد.

نتیجه‌گیری

نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول نشان می‌دهد رابطه مثبت و معناداری بین اندازه شرکت و سطح افشای اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی وجود دارد. به عبارت دیگر، در ایران شرکت‌های بزرگ‌تر، اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی بیشتری نسبت به شرکت‌های کوچک‌تر افشاء می‌کنند. این امر تأییدی بر نظریه نمایندگی است. استدلال نظریه نمایندگی این است که هر چقدر شرکت به دلیل بزرگ بودن، فشار اجتماعی بیشتری تحمل کند، نیاز بیشتری به مشروعیت بخشیدن به فعالیت‌های خود نزد جامعه دارد و به منظور کاهش هزینه‌های سیاسی از ابزارهایی مثل افشای اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی استفاده می‌کند. نتایج هم‌سو با پژوهش‌های هکسون و میلن (۱۹۹۶)، گری و همکاران (۲۰۰۱)، حنیفا و کوک (۲۰۰۵)، گیوتری و همکاران (۲۰۰۸)، ساماها و همکاران (۲۰۱۱) و یاتریدیس (۲۰۱۳) اما مغایر با پژوهش‌های لین (۱۹۹۲) و ابدور روف (۲۰۱۱) است که تاثیر اندازه را پیدا نکردند.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم نشان می‌دهد که رابطه منفی بین شرکت‌ها در صنایع حساس زیست‌محیطی و سطح افشای اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی وجود دارد. بنابراین

فرضیه دوم تأیید نشد. برخلاف آنچه انتظار می‌رفت، صنایع حساس زیست‌محیطی اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی کم‌تری نسبت به صنایع غیرحساس افشاء کردند. به عبارتی، شرکت‌های فعال در صنایع حساس زیست‌محیطی از افشای اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی به عنوان ابزار کسب مشروعیت بهره‌نبردند. شاید دلیل این امر این باشد که شرکت‌های ایرانی با فشارها و الزامات قانونی کمی برای رعایت مسائل زیست‌محیطی و افشای اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی مواجه هستند و از طرفی چنانچه قادر به رفع مشکلات زیست‌محیطی نباشند تمایلی به افشای این اطلاعات نخواهند داشت. یافته‌ها مشابه نتایج پژوهش‌های آدامز و همکاران (۱۹۹۸)، حنیفا و کوک (۲۰۰۵) و حسین و همکاران (۲۰۰۶) می‌باشد. اما مخالف پژوهش جونز (۲۰۱۱) است که رابطه مثبتی بین صنایع حساس زیست‌محیطی و سطح افشاء یافت.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم پژوهش نشان می‌دهد هیچ‌گونه رابطه‌ای بین سودآوری و سطح افشای اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی شرکت‌ها وجود ندارد. بنابراین، شواهد کافی برای تأیید فرضیه سوم وجود ندارد. انتظار می‌رفت شرکت‌های سودآور به دلیل اینکه منابع مالی بیشتری برای افشای اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی در اختیار دارند، این امر محرکی برای افشای بیشتر اطلاعات باشد. اما با وجود اینکه همه شرکت‌های نمونه پژوهش سودآور بوده و اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی هم افشاء کردند هیچ‌گونه رابطه‌ای بین این دو متغیر یافت نشد. این یافته‌ها همسو با پژوهش هکسون و میلن (۱۹۹۶) ولی مغایر با پژوهش‌های حنیفا و کوک (۲۰۰۵)، حسین و همکاران (۲۰۰۶) و یاتریدیس (۲۰۰۸) است که رابطه مثبتی بین سودآوری و سطح افشای اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی شرکت‌ها یافتند. پیشنهاد می‌شود مراجع ذی‌صلاح از ابزارهای قانونی برای وادار کردن شرکت‌های فعال در صنایع حساس به افزایش سطح افشاء استفاده کنند.

منابع

- دریائی، عباسعلی؛ پاکدل، عبدالله و محمد مشعشعی. (۱۳۹۲). توسعه پایدار پیامد حسابداری و بازاریابی سبز و مسئولیت‌پذیری اجتماعی با تأکید بر راهبری شرکتی. *مجله دانش و پژوهش حسابداری*، بهار ۹۲، صص ۳۳-۲۸.
- طالب‌نیا، قدرت‌الله؛ علی‌خانی، راضیه و مهدی مران‌جوری. (۱۳۹۱). ارزیابی کمیّت و ماهیت افشاء اطلاعات حسابداری زیست‌محیطی و اجتماعی در ایران. *مجله بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۹ (۶۹)، صص ۶۰-۴۳.

- عرب صالحی، مهدی، صادقی، غزل و محمود معین الدین. (۱۳۹۳). رابطه مسئولیت اجتماعی با عملکرد مالی در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۳ (۱۲)، صص ۲۰-۱.
- علی‌خانی، راضیه و مهدی مران جوری. (۱۳۹۳). کاربرد تئوری‌های افشای اطلاعات زیست‌محیطی و اجتماعی. *مجله مطالعات حسابداری و حسابرسی*، ۳ (۹)، صص ۵۳-۳۶.
- مران‌جوری، مهدی و راضیه علی‌خانی (۱۳۹۰). تحقق حسابداری اجتماعی و محیطی. *مجله دانش و پژوهش حسابداری*، ۷ (۲۴)، صص ۲۹-۲۴.
- نیکومرام، هاشم و بهمن بنی‌مهد. (۱۳۸۸). *تئوری حسابداری (مقدمه‌ای بر تئوریهای توصیفی)*، انتشارات دانشگاه آزاد اسلامی، چاپ اول.
- AbdurRouf, MD. (2011). Corporate Social Responsibility Disclosure. *Business and Economics Research Journal*, 2 (3) , 19-32 .
- Adams, C. A. , Hill, W. Y. and Roberts, C. B. (1998). Corporate Social Reporting Practices in Western Europe: Legitimizing Corporate Behavior? *British Accounting Review*, 30, 1-21 .
- Aribi, A. and Gao, S. (2010). Corporate Social Responsibility Disclosure. *Journal of Financial Reporting and Accounting*, 8, (2) , 72-91 .
- Bouten, L. , Everaert, P. , Liedekerke, L. V. and De Moor, L. (2011). Corporate social responsibility reporting: A comprehensive picture?. *Accounting Forum*, www.elsevier.com/locate/accfor .
- Cerin, P. (2002). Communication in Corporate Environmental Reports. *Corporate Social – Responsibility and Environmental Management*, 9 (1) , 46-66 .
- Cho, CH. (2007). *Organisations Legitimacy and the Strategic use of accounting information Three Studies Related to social and environmental disclosure*. Orlando, Florida. Spring Term .
- Cormier, D. and Gordon, I. M. (2001). An Examination of Social And Environmental Reporting Strategies. *Accounting, Auditing and Accountability Journal*, 14 (5) , 587-616 .
- Deegan, C. (2002). The Legitimising Effect of Social and Environmental Disclosures- A Theoretical Foundation. *Accounting, Auditing and Accountability Journal*, 15 (3) , 282-311 .
- Deegan, C. (2007). Organizational Legitimacy As A Motive For Sustainability Reporting. In J. Unerman, J. Bebbington, & B. O'Dwyer (Eds.) , *Sustainability Accounting and Accountability* (pp. 127-149). UK: Routledge .
- Elijido-Ten, E. , Kloot, L. and Clarkson, P. (2010). Extending the Application of Stakeholder Influence Strategies to Environmental

- Disclosures: An Exploratory Study From A Developing Country. *Accounting, Auditing & Accountability Journal*, 23 (8) , 1032–1059 .
- Gao, S. S. , Heravi, S. And Xiao, J. Z. (2005). Determinants of Corporate Social and Environmental Reporting in Hong Kong: A research note. *Accounting Forum*, 29, 233–242 .
- Gray, R. H. , Javad, M. , Power, D. M. and Sinclair, C. D. (2001). Social and Environmental Disclosure and Corporate Characteristics: A Research Note and Extension. *Journal of Business Finance and Accounting*, 28, 327–356 .
- Guthrie, J. , Cuganesan, S. and Ward, L. (2008). Industry Specific Social and Environmental Reporting: The Australian Food and Beverage Industry. *Accounting Forum*, 32, 1–15 .
- Hackston, D. and Milne, M. J. (1996). Some Determinants of Social And Environmental Disclosures in New Zealand Companies. *Accounting, Auditing and Accountability Journal*, 9 (1) , 77–108 .
- Hanifa, R. M. and Cooke, T. E. (2005). The Impact of Culture and Governance on Corporate Social Reporting. *Journal of Accounting and Public Policy*, 24, 391–430 .
- Hasseldine, J. and Morris, G. (2012). Corporate Social Responsibility and Tax Avoidance: A Comment and Reflection, *Accounting Forum*. www.elsevier.com/locate/accfor .
- Hossain, M. , Islam, K. and Andrew, J. (2006). Corporate Social and Environmental Disclosure in Developing Countries: Evidence from Bangladesh. Available at Research Online: <http://ro.uow.edu.au/commpapers/179> .
- Iatridis, G E. (2008). Accounting Disclosure And Firms' Financial Attributes: Evidence From The UK Stock Market. *International Review of Financial Analysis*. 17, 219–241 .
- Iatridis, G E. (2013). Environmental Disclosure Quality: Evidence on Environmental Performance, Corporate Governance and Value Relevance, *Emerging Markets Review*, 14, 55–75 .
- Jones, J. M. (2011). The Nature, Use and Impression Management of Graphs in Social and Environmental Accounting. *Accounting Forum*, 35, 75–89 .
- Lynn, M. (1992). A Note on Corporate Social Disclosure in Hong Kong. *The British Accounting Review*, 2 (2) , 105–110 .

- Saleh, M. , Zulkifli, N. and Muhamad, R. (2010). Corporate Social Responsibility Disclosure and Its Relation on Institutional Ownership. *Managerial Auditing Journal*, 25 (6) , 591–613 .
- Samaha, KH. , Dahawy, KH. , Hussainey, KH. and Stapleton, P. (2012). The Extent Of Corporate Governance Disclosure And Its Determinants in A Developing Market: The case of Egypt. *Advances in Accounting, incorporating Advances in International Accounting*, 28, 168–178 .
- Williams, S. M. (1999). Voluntary Environmental and Social Accounting Disclosure Practices in the Asia-Pacific Region: An International Empirical Test of Political Economy Theory, *International Journal of Accounting*, 34 (2) , 209-238

تعیین ارزیابی سودمندی اطلاعات بهایابی و عوامل مؤثر در بکارگیری سیستم بهایابی بر مبنای فعالیت از دیدگاه مدیران (مورد مطالعه بانک کشاورزی ایران)

محمد نمازی*، امین ناظمی**

تاریخ دریافت: ۰۱/۰۴/۹۴

تاریخ پذیرش: ۰۲/۰۷/۹۴

چکیده

یکی از معضلات سیستم بانکی، تعیین سودمندی اطلاعات بهایابی خدمات بانکی و سازه‌های مؤثر در بکارگیری بهایابی مورد استفاده است. هدف اصلی این مقاله پاسخ به این پرسش‌ها است: (۱) چگونه مدیران سودمندی یک سیستم اطلاعاتی را مورد بررسی قرار می‌دهند؟ و (۲) چه سازه‌هایی در بکارگیری یک سیستم اطلاعاتی در سازمان مؤثر هستند؟ این سؤالات با استفاده از روش تحقیق اقدامی و مطالعه سیستم بهایابی بر مبنای فعالیت (ABC) در بانک کشاورزی از دیدگاه مدیران و کارکنان مطرح می‌گردد. میزان کارکرد سیستم ABC به کمک چهار عامل میزان توانایی سیستم در ارائه جزییات، میزان توانایی سیستم در طبقه‌بندی هزینه‌ها، دفعات فراوانی ارائه گزارشات و نیز توانایی ارائه گزارش و تحلیل انحرافات بررسی می‌شود. ارزیابی سودمندی اطلاعات ABC از طریق پرسش‌نامه و روش رگرسیون چند متغیره و تعیین عوامل مؤثر بر بکارگیری ABC با استفاده از دیدگاه افراد حوزه مالی و بانکداری الکترونیک و روش تجزیه و تحلیل عاملی انجام می‌گردد. نتایج نشان می‌دهد که ABC می‌تواند در "طبقه‌بندی هزینه‌ها" و "میزان دفعات گزارشگری مالی" سودمند باشد. همچنین عوامل سازمانی، محیطی، فن‌آوری و فردی بر تمایل افراد برای بکارگیری ABC مؤثر هستند. حمایت دولت، استفاده از نظرات متخصصین، حمایت و پشتیبانی مدیران ارشد، سهم قابل ملاحظه از هزینه‌های سربار و میزان آموزش کارکنان از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر بکارگیری سیستم ABC به شمار می‌روند. بدین ترتیب انتظار می‌رود با توجه به این عوامل، تأثیر بکارگیری ABC افزایش یابد و به بانک‌ها در انتخاب یک سیستم بهایابی مناسب کمک کند.

واژه‌های کلیدی: سیستم بهایابی سنتی، سیستم بهایابی بر مبنای فعالیت (ABC)، عوامل مؤثر بر بکارگیری ABC، کارکرد سیستم ABC، بانک کشاورزی.

طبقه‌بندی موضوعی: M41

* استاد حسابداری دانشگاه شیراز، (mnamazi@rose.shirazu.ac.ir)

** استادیار حسابداری دانشگاه شیراز، (نویسنده مسئول)، (anazemi@rose.shirazu.ac.ir)

مقدمه

نظام تصمیم‌گیری در خصوص ارائه خدمات بانکی، به گونه‌ای عمده، مبتنی بر اخذ اطلاعات دقیق و مربوط از بهای تمام شده محصولات و خدمات بانکی است. افزایش بانک‌ها و به تبع آن افزایش رقابت در میان آنها نیز اهمیت نظام بهای تمام شده را برجسته‌تر نموده است. سیستم‌های موجود بانکی به علت عدم تعیین بهایابی دقیق و به ویژه عدم تخصیص سربار مناسب هر فعالیت بانکی، قادر به ارائه دقیق بهایابی خدمات و فعالیت‌های بانک‌ها نیستند. به منظور رفع این نقیصه (و دسترسی به مزایای بیشتر) سیستم بهایابی بر مبنای فعالیت (ABC) با هدف بهبود نظام بهای تمام شده سنتی نیز مطرح شده است. بنابراین، استفاده از ABC، افزون بر واحدهای تولیدی در واحدهای خدماتی و بانک‌ها نیز مطرح می‌باشد (کپلن و اندرسون، ۲۰۰۷). اما سه سؤال جدی نیز در این زمینه وجود دارد: (۱) سودمندی اطلاعات سیستم ABC در مقایسه با سیستم بهای تمام شده سنتی چیست؟ (۲) چه سازهایی در اجرای موفقیت‌آمیز سیستم ABC مؤثرند؟ و (۳) اهمیت کدامیک از سازه‌ها در اجرای عملیاتی ABC بیشتر است؟ با وجود اهمیت این سؤالات، بانک‌ها به عنوان واحدهای خدماتی در ایران نتوانسته‌اند سیستم بهای تمام شده‌ای مستقر نمایند که امکان تصمیم‌گیری را براساس اطلاعات بهای تمام شده ABC امکان‌پذیر سازد (رحمانی و مهدی، ۱۳۸۶). از این رو شواهد اندکی از سودمندی بهای تمام شده خدمات بانکی به روش ABC نیز وجود دارد. در نتیجه، فایده‌های اساسی از سیستم ABC و عوامل مؤثر بر بکارگیری آن، و در نتیجه بقای آن سازمان در چنین شرایطی نیز مبهم و نامعلوم باقی مانده است.

به منظور رفع ابهامات بالا، این مطالعه به بررسی موارد زیر می‌پردازد: (۱) تعیین میزان سودمندی اطلاعات ABC از دیدگاه مدیران در زمینه کارکرد سیستم‌های بهایابی - شامل سطح ارائه جزییات، سطح طبقه‌بندی هزینه‌ها، دفعات گزارشگری بهای تمام شده و میزان گزارش انحرافات و (۲) شناسایی عوامل مؤثر بر بکارگیری ABC از دیدگاه عوامل سازمانی، محیطی، فن‌آوری و فردی. اهمیت این تحقیق آن است که اگر سودمندی یک سیستم نظیر ABC برای یک سازمان محرز شود، احتمال موفقیت و تداوم استفاده از آن نیز بیشتر خواهد شد؛ زیرا بهای تمام شده محصولات دقیق‌تر خواهد گردید و در تصمیم‌گیری نیز سودمندی بیشتری خواهد داشت. از طرف دیگر استقرار یک سیستم ABC نیازمند شناسایی عوامل مؤثر بر بکارگیری آن از جهات

مختلف درون‌سازمانی و برون‌سازمانی و واکاوی هزینه و فایده آن است. این تحقیق به بررسی این موضوعات به گونه تجربی می‌پردازد و افزون بر ارائه مدارک مستند، به گسترش مرزهای دانش در این زمینه کمک می‌نماید.

عوامل مؤثر بر بکارگیری ABC

عوامل متعددی در پذیرش و بکارگیری ABC مؤثر هستند (براون و دیگران، ۲۰۰۴). نگاره ۱ خلاصه‌ای از این سازه‌های مهم را نشان می‌دهد.

نگاره (۱): عوامل مؤثر بر پذیرش و بکارگیری ABC. اقتباس از براون و دیگران (۲۰۰۴)

عوامل فردی	عوامل محیطی	عوامل مبتنی بر فن آوری	عوامل سازمانی
تخصص شغلی	رقابت	اهمیت سربار	پشتیبانی مدیریت
پذیرش مسئولیت	استراتژی	پیچیدگی خدمات	فوقانی
	دولت	تنوع خدمات	مشاوران
			حمایت داخلی
			تمرکزگرایی
			تخصص‌گرایی
			آموزش

عوامل سازمانی

براساس این نگاره، عوامل سازمانی به عواملی اطلاق می‌شود که مرتبط با فرآیندها و محیط سازمانی است. پشتیبانی مدیریت فوقانی، پشتیبانی درون سازمانی واحدهای مختلف و استفاده از مشاوران، از جمله عوامل مهم سازمانی تلقی می‌شوند. پشتیبانی مدیریت فوقانی به حمایت فعال و مستمر سطوح فوقانی مدیریت نظیر مدیران ارشد و اعضای هیأت مدیره از سیستم بهایابی جدید بستگی دارد. اگر تصمیم‌گیری درباره استقرار سیستم جدید در سطوح پایین مدیریتی انجام پذیرد، ریسک پذیرش چنین سیستمی بالا خواهد بود و برعکس در صورت حمایت مدیریت فوقانی ریسک بکارگیری کاهش می‌یابد، زیرا دستیابی به منابع و موضوعات مرتبط در سازمان افزایش می‌یابد. این کار عدم اطمینان را کاهش و پذیرش آن را آسان‌تر خواهد نمود. پشتیبانی درون‌سازمانی زمانی مطرح می‌شود که تک تک افراد به میزان قابل ملاحظه‌ای از

نوآوری‌های جدید حمایت نمایند. دفاع از طرح‌های جدید نوعی آگاهی از نیاز سازمانی به سیستم‌های جدید نظیر ABC را ایجاد می‌کند. همچنین میزان ارتباط بین بخش‌های درون‌سازمانی و پیشرفت پروژه به واسطه حمایت از آن بهبود می‌یابد (براون و دیگران، ۲۰۰۴: ۳۴).

حمایت داخلی به معنی این است که افراد در یک مجموعه سازمانی موجب ارتقای یک نوآوری (نظیر ABC) می‌شوند و به عبارتی از آن پشتیبانی می‌کنند. این کار در یک محیط رقابتی زمینه آموزش مفاهیم نو را در سازمان فراهم می‌کند و نوعی آگاهی در خصوص نیاز سازمان ایجاد می‌کند. به دلیل اینکه استقرار سیستمی نظیر ABC نیازمند یک گروه مستقرکننده است و آنها باید با بخش‌های مختلف یک سازمان ارتباط تنگاتنگ داشته باشند، از این رو می‌توان گفت پشتیبانی و حمایت افراد درون‌سازمانی از گروه‌های استقراردهنده ABC موجب تسهیل ارتباطات و موفقیت بیشتر خواهد شد (شیلدز، ۱۹۹۵، مک گوئن و کلامر، ۱۹۹۷، فاستر و اسونسون، ۱۹۹۷).

از دیگر عوامل سازمانی میزان تمرکزگرایی، تخصص‌گرایی و آموزش پرسنل است. تمرکزگرایی نشان‌دهنده تمرکز در نظام تصمیم‌گیری در یک سطح خاص از سلسله مراتب سازمانی است. بدین منظور لازم است تا میزان تمرکز در تصمیم‌گیری از طریق پرسش‌نامه سنجیده شود (اندرسون، ۱۹۹۵ و گوسیلین، ۱۹۹۷). تخصص‌گرایی به معنی این است که گروه‌های متخصص با احتمال بیشتری در هنگام استقرار یک سیستم اقدام به ارائه راه‌حلهای محدودتر و در عین حال با محتوای سودمندتری می‌نمایند. این موضوع در خصوص موضوع آموزش نیز مصداق دارد (اندرسون، ۱۹۹۵). آموزش کارکنان برای پذیرش و بکارگیری سیستم‌های جدیدی نظیر ABC لازم است. به اعتقاد آندرسون (۱۹۹۵) آموزش مدیران به منظور استفاده و توسعه بکارگیری ABC ضروری است. این کار سرعت انطباق با سیستم‌های جدید را افزایش می‌دهد و میزان پذیرش را نیز تسهیل می‌بخشد.

عوامل مبتنی بر فن آوری

عوامل مرتبط با فن آوری عمده مسایلی هستند که یک سازمان به دلیل بروز مسائل مرتبط با فن آوری‌های جدید با آنها مواجه است. سطوح بالای میزان سربار و پیچیدگی و تنوع محصول به عنوان دلایل اصلی تلقی می‌شوند که لزوم ایجاد یک سیستم دقیق بهایابی نظیر ABC را فراهم می‌آورند (براون و دیگران، ۲۰۰۴: ۳۲۹). در بانک مورد بررسی به دلیل رقم قابل ملاحظه هزینه‌های سربار در سطوح ستادی و ادارات مرکزی، نحوه تخصیص از اهمیت قابل توجهی برخوردار است و منجر به محاسبه ارقام دقیق‌تری می‌شود. میزان سربار به تدریج به عنوان عامل با اهمیتی در بهای تمام شده محصولات تبدیل شده و باعث می‌شود که در سیستم‌های سنتی بهایابی، احتمال ایجاد انحرافات در بهای تمام شده محصولات افزایش یابد. از این رو، سیستم ABC روش دقیق‌تری برای تخصیص هزینه‌های سربار بوده و در نتیجه نسبت به روش‌های سنتی دارای مزیت است (کوپر، ۱۹۸۸، میشل، ۱۹۹۴، کلارک و دیگران، ۱۹۹۷، وان و بروکز، ۱۹۹۷، بورنناک، ۱۹۹۷، بوث و گیاکوب، ۱۹۹۸). طرفداران ABC معتقدند که پیچیدگی و تنوع بیشتر محصولات (خدمات) نیز منجر به افزایش احتمال ایجاد انحرافات بهای تمام شده در سیستم سنتی می‌شود (کپلن و کوپر، ۱۹۸۸، کوپر، ۱۹۸۸، بورنناک، ۱۹۹۷).

عوامل محیطی

به عواملی اطلاق می‌شود که در رابطه با محیط پیرامون یک واحد اقتصادی هستند. مهم‌ترین عوامل محیطی شامل رقابت، نوع استراتژی و همچنین حمایت دولت می‌گردد. رقابت یک عامل مؤثر بر ارزش ABC است، چرا که هزینه اشتباهات سیستم‌های بهای تمام شده سنتی با وجود رقابت افزایش می‌یابد (کوپر و کپلن، ۱۹۹۸: ۱۱). با واگذاری بنگاه‌ها (نظیر بانک‌ها) به بخش خصوصی، رقابت سازنده‌ای شکل می‌گیرد و بنگاه‌های اقتصادی را وادار می‌نماید تا مانع استفاده رقبا از اشتباهات سیستم‌های بهایابی شوند. معیارهای اندازه‌گیری رقابت شامل تعداد رقبا و سهم بازار می‌باشد.

نوع استراتژی یک سازمان نیز بر بکارگیری نوآوری‌ها مؤثر است. به گونه کلی، سازمانها ۴ نوع استراتژی دارند (گوسیلین، ۱۹۹۷: ۱) آینده‌نگری (۲) تدافعی (۳) تحلیل‌گری و (۴) عکس‌العملی. تفاوت اساسی میان این چهار طبقه در نرخ تغییر سازمانی است. استراتژی دسته

اول پویا است و خود به دنبال ایجاد نوآوری و تغییر است. از این رو فرصت‌های جدید را جستجو می‌کند. دسته دوم معمولاً خواهان کمترین تغییرات است و تولید انبوه با تنوع اندک را بیشتر مدنظر قرار می‌دهد. از این رو، در مقابل دسته اول قرار می‌گیرد. دسته سوم بین دسته اول و دوم قرار دارد. دسته چهارم اساساً چارچوب هوشمندانه‌ای برای استراتژی خود ندارد و بر خلاف دسته‌های اول تا سوم منجر به عملکرد مؤثری نخواهد شد. بنابراین، انتظار می‌رود در میان دسته‌های فوق، دسته اول با احتمال بیشتری ABC را بکار گیرد. میزان حمایت دولت از استقرار چنین سیستمی نیز به عنوان یک عامل مؤثر محیطی نیز تلقی می‌شود. زیرا در بسیاری از واحدهای اقتصادی و از جمله بانک کشاورزی مالکیت عمده در اختیار دولت است و در نتیجه از این طریق می‌تواند موجب اتخاذ تصمیم‌های جدید نظیر استقرار سیستم بهای تمام شده به منظور بهبود نظام بودجه‌بندی عملیاتی گردد.

عوامل فردی

به عواملی اطلاق می‌شود که مربوط به ویژگی‌های افرادی است که در یک سازمان مشغول به کار هستند. در این مطالعه، منظور از عوامل فردی ویژگی‌های فردی نظیر میزان تخصص افراد برای مشارکت در بکارگیری ABC در بانک و نیز میزان مسئولیت‌پذیری آنها است.

سودمندی اطلاعات ABC

سودمندی اطلاعات بهای تمام شده بر مبنای میزان تأثیرگذاری در تصمیم‌گیری و نیز میزان کارکرد سیستم‌ها تعبیر شده است. در خصوص میزان تأثیرگذاری در تصمیم‌گیری مدیران، پیش از این مطالعه‌ای در بانک کشاورزی انجام شده است (نمازی و ناظمی، ۱۳۹۰). در این تحقیق بر تعریف دوم از سودمندی، یعنی میزان کارکرد سیستم ABC تمرکز شده است. بدین منظور کارکرد سیستم در چهار وجه تعریف شده است (پیزی، ۲۰۰۶): ۱) سطح جزییات فراهم آمده، ۲) توانایی ارائه جزییاتی از رفتار هزینه‌ها، ۳) فراوانی اطلاعات فراهم آمده و ۴) میزان انحراف محاسبه شده. از این رو هر چه سیستم بهایابی جزییات بیشتری ارائه نماید، طبقه‌بندی رفتار هزینه‌ها را بهتر انجام دهد، تناوب ارائه اطلاعات بهای تمام شده بیشتر باشد و انحرافات را بیشتر محاسبه نماید، دارای کارکرد بهتری است.

پیشینه تحقیق

برخی از پژوهشگران معتقدند که ABC اطلاعات مناسب‌تری نسبت به سیستم‌های بهای تمام شده سنتی فراهم می‌آورد (براون و دیگران، ۲۰۰۴). در کشورهای خارجی این موضوع از طریق مقایسه نتایج به صورت تجربی نیز مورد آزمون قرار گرفته و تأیید شده است (بانکر و جانستون، ۱۹۹۳، نوریس، ۱۹۹۴، اندرسون، ۱۹۹۵، اسونسون، ۱۹۹۵، فاستر و اسونسون، ۱۹۹۷، مک گوئن و کلامر، ۱۹۹۷، بوث و گیاکوب، ۱۹۹۸ و مک گوئن، ۱۹۹۸). در ایران نیز در زمینه بانکداری، مطالعه بهای تمام شده خدمات بانکداری الکترونیک در بانک کشاورزی بر اساس دو سیستم سنتی و ABC انجام گرفته و نتایج مربوط مقایسه شده است (نمازی و ناظمی، ۱۳۹۱). یافته‌ها بیانگر وجود اختلاف معنی‌دار بین نتایج دو سیستم از نظر ارقام و اطلاعات و همچنین از نظر دیدگاه مدیران و کارکنان بود.

عوامل مؤثر بر بکارگیری ABC

براون و دیگران (۲۰۰۴) ضمن بررسی میدانی شرکت‌های استرالیایی، اثرات هفت عامل سازمانی و فن‌آوری را از میان سایر عوامل بر تمایل اولیه برای بکارگیری ABC بررسی نمودند. این هفت عامل عبارتند از: حمایت مدیریت فوقانی، پشتیبانی درون سازمانی، اندازه، مشاوره، مزیت نسبی، میزان قابل توجه سربار و تنوع محصولات. یافته‌ها نشان می‌دهد که حمایت مدیریت فوقانی، پشتیبانی درون سازمانی و اندازه سازمانی مرتبط با تمایل به بکارگیری ABC می‌باشند.

بورناک (۱۹۹۷) گزارش می‌دهد که تمامی شرکتهایی که ABC را در سازمان خود بکار گرفته‌اند دارای مشاور بوده‌اند. برخی دیگر نشان داده‌اند که اگرچه مشاوران بسیاری در پروژه‌های شرکتهای پذیرنده ABC حضور دارند، اما این تفاوت از نظر آماری معنی‌دار نیست (بوث و گیاکوب، ۱۹۹۸). اندرسون (۱۹۹۵) نیز دریافت که پس از شناسایی مشکلات سیستم بهایابی فعلی در نمونه مورد بررسی، انتخاب ABC تحت تأثیر نظر مشاوران بوده است. بوث و گیاکوب (۱۹۹۸) دریافتند که میزان استفاده از مشاوران در شرکتهای بکارگیرنده ABC نسبت به شرکتهایی که ABC را نپذیرفته‌اند، بیشتر است، اما این تفاوت معنی‌دار نیست.

شواهد نشان می‌دهد که شرکتهایی که هزینه سربار بیشتری دارند، با احتمال بیشتری ABC را بکار می‌گیرند (بوث و گیاکوب، ۱۹۹۸). برخی دیگر مانند ون گوئن و بروکز (۱۹۹۷) هیچ

ارتباطی میان سطح سربار و بکارگیری ABC نیافتند. این شواهد متناقض ممکن است ناشی از تعاریف متفاوت از میزان سربار و پذیرش ABC باشد.

در خصوص پیچیدگی و تنوع محصولات نیز شواهدی وجود دارد که نشان می‌دهد سیستم‌های بهایابی سنتی منجر به خدشه‌دار شدن بهای تمام شده محصولات با افزایش پیچیدگی و تنوع محصولات می‌شوند (کوپر و کیلن، ۱۹۹۸). برخی نیز ارتباط مثبتی میان آنها و بکارگیری ABC یافته‌اند (بوث و گیاکوب، ۱۹۹۸).

اندرسون (۱۹۹۵) عوامل مؤثر بر پذیرش و بکارگیری ABC را با استفاده از پنج طبقه بررسی نمود که عبارتند از: ویژگیهای فردی، عوامل سازمانی، عوامل مربوط به فن‌آوری، عوامل محیطی و وظایف.

سودمندی اطلاعات بهای تمام شده

پیزینی (۲۰۰۶) رابطه میان کارکرد سیستم بهایابی، اعتقاد مدیران درباره مربوط بودن و سودمندی اطلاعات بهای تمام شده و عملکرد مالی واقعی را بررسی نمود. وی سودمندی اطلاعات سیستم‌های بهایابی را منوط به چهار ویژگی می‌داند: (۱) سطح جزییات فراهم آمده، (۲) توانایی ارائه جزییاتی از رفتار هزینه‌ها، (۳) فراوانی اطلاعات جمع‌آوری شده و (۴) گزارش انحرافات. نتایج این مطالعه نشان داد که ارزیابی مدیران از مفید بودن و مربوط بودن اطلاعات بهای تمام شده ارتباط مثبتی با میزان ارائه اطلاعات بهای تمام شده از جزییات، طبقه‌بندی بهتر هزینه‌ها بر مبنای رفتار و گزارش مستمر اطلاعات هزینه‌ها دارد. همچنین توانایی ارائه جزییات هزینه‌ها، ارتباط معنی‌داری با معیارهای سنجش مالی شامل حاشیه سود، جریانهای نقدی و هزینه‌های اداری نیز دارد.

لونگ با مطالعه بانک نمونه، نحوه بکارگیری ABC در بهبود سودآوری بر حسب نوع مشتری را بررسی کرد. در این مطالعه نحوه بکارگیری انحرافات و ABC در تصمیم‌گیری مدیران آزمون شد.

روش تحقیق

هدف اصلی این تحقیق ارزیابی سودمندی اطلاعات سیستم ABC از دیدگاه مدیران و یافتن عوامل مؤثر بر بکارگیری آن در بانک کشاورزی ایران است. بنابراین، این تحقیق از نوع هدف، کاربردی است و از روش تحقیق "اقدامی" استفاده می‌نماید. همچنین به پژوهش‌های نیمه تجربی تعلق دارد (اسمیت، ۲۰۰۳).

جامعه و نمونه آماری

در این تحقیق بانک کشاورزی ایران به عنوان جامعه آماری در سال ۱۳۸۸ انتخاب و ارقام بهای تمام شده برای آن سال محاسبه شد. ارزیابی سودمندی و نیز استخراج عوامل مؤثر بر بکارگیری سیستم‌های بهایابی از طریق پرسش‌نامه و در میان کلیه مدیران و کارکنان حوزه مالی و بانکداری الکترونیک انجام شد. این افراد که از ادارات مرتبط با امور مالی و فن آوری اطلاعات انتخاب شدند، در سه رده شغلی اجرایی، تخصصی و مدیریتی و در ادارات کل امور مالی، اداره کل خدمات کارت، اداره کل رایانه و ارتباطات داده‌ای، اداره کل عملیات بانکداری الکترونیک، اداره کل مدیریت بانکداری الکترونیک، مرکز خدمات تلفن بانک و نیز اداره گسترش بانکداری الکترونیک مشغول در جلسات و سمتهای قبلی با ABC آشنا بودند. تعداد افراد واجد شرایط ۳۱۶ نفر بود. علت انتخاب این ادارات این بود که در سؤالات پرسش‌نامه از بعد مالی نیاز به تخصص مالی و در سؤالات پرسش‌نامه از بعد عوامل مؤثر سازمانی، فن آوری، فردی و فن آوری نیاز به آشنایی به موضوع بانکداری الکترونیک در بانک کشاورزی وجود داشت. از این رو این افراد به عنوان جامعه آماری انتخاب شدند. در نگاره شماره ۲ اطلاعات مربوط به این افراد نشان داده شده است.

نگاره (۲): آمار نیروی انسانی شاغل در هر یک از ادارات بانک نمونه مرتبط با موضوع تحقیق

ردیف	نام ادارات			رده شغلی		جمع
	اجرائی	تخصصی	مدیریتی	جمع		
۱	۹	۲۶	۱۲	۴۷	اداره کل خدمات کارت	
۲	۱۴	۲۴	۱۴	۵۲	اداره کل رایانه و ارتباطات داده ای	
۳	۱۲	۳۷	۳۴	۸۳	اداره کل امور مالی	
۴	۴۰	۰	۲	۴۲	اداره کل عملیات بانکداری الکترونیک	
۵	۲۱	۲۶	۲۵	۷۲	اداره کل مدیریت بانکداری الکترونیک	
۶	۱۱	۲	۲	۱۵	مرکز خدمات تلفنی بانکی	
۷	۰	۲	۳	۵	گسترش بانکداری الکترونیک	
جمع	۱۰۷	۱۱۷	۹۲	۳۱۶		
جنسیت و وضعیت تحصیلی کارکنان		فوق دیپلم و لیسانس		فوق لیسانس به بالا		جمع
		مرد	زن	مرد	زن	مرد
ترکیب نیروی انسانی از لحاظ سنوات خدمت		فوق دیپلم		زیر ۵ سال		جمع
		مرد	زن	مرد	زن	مرد
ترکیب نیروی انسانی از لحاظ سنوات خدمت		۱۴۶		۱۵ تا ۵ سال		جمع
		۱۲	۹۲	۳۲	۳۰	۴
ترکیب نیروی انسانی از لحاظ سنوات خدمت		۱۰۵		بیش از ۲۵ سال		جمع
		۴۶	۱۰۷	۵۸	۱۰۷	۳۱۶

نگاره ۲ اطلاعات مفیدی را ارائه. به عنوان نمونه نشان می دهد که ۱۰۷ نفر در رده شغلی اجرایی، ۱۱۷ نفر در رده تخصصی و ۹۲ نفر در رده مدیریتی به پرسشنامه جواب داده اند. بنابراین در هر رده شغلی به اندازه کافی پاسخ وجود داشته است. اکثر پاسخ دهندگان دارای مدرک فوق دیپلم و لیسانس بوده اند. بنابراین ممکن است درک روشن تری از ABC داشته باشند و همچنین اکثر آنها بین ۵ تا ۱۵ سال سابقه کار داشته اند، لذا دارای تجربه کافی بوده اند. در مجموع این اطلاعات پشتوانه تحقیقاتی را غنی تر می سازد.

فرضیه‌های تحقیق

بخش اول فرضیه‌ها مربوط به آزمون کارکرد سیستم‌های بهیایی است. با توجه به اهداف و پیشینه تحقیق و به دنبال مطالعه پیرینی (۲۰۰۶) در این مطالعه منظور از سودمندی سیستم‌های بهیایی، ارائه جزئیات بیشتر توسط یک سیستم بهیایی، ارائه طبقه‌بندی بهتر از نوع رفتار هزینه‌ها، ارائه گزارشات بهای تمام شده با دفعات بیشتر و در نهایت ارائه اطلاعات مربوط به انحرافات هزینه‌ها، می‌باشد. با توجه به این موضوع فرضیه زیر شکل گرفت:

الف) فرضیه مربوط به کارکرد سیستم‌های بهیایی

فرضیه ۱: بین کارکرد سیستم‌های بهیایی ABC و اعتقاد مدیران درباره سودمندی اطلاعات رابطه معنی‌داری وجود دارد.

بخش دوم فرضیه‌ها مربوط به آزمون عوامل مؤثر بر بکارگیری سیستم ABC در بانک کشاورزی است. در این رابطه مطابق با مطالعات پژوهشگران (براون و دیگران، ۲۰۰۴، اندرسون، ۱۹۹۵، شیلدز، ۱۹۹۵، کلارک و دیگران، ۱۹۹۷) چهار عامل سازمانی، محیطی، فن‌آوری و فردی به عنوان عوامل بالقوه مؤثر بر بکارگیری ABC انتخاب شد. سپس هر یک از عوامل مزبور به زیرمجموعه‌های خود مطابق با مطالعه براون و دیگران (۲۰۰۴) و به صورت نگاره شماره ۱ تفکیک گردید.

طبق مطالعه براون و دیگران (۲۰۰۴) سه شرط زیر برای انتخاب آنها لحاظ گردید: ۱) میزان ارتباط با استقرار ABC به عنوان یک پدیده نوین در سازمان، ۲) میزان استفاده از آنها در متون پیشین ABC یا نوآوری‌های سیستم‌های اطلاعاتی و ۳) داشتن شرایط مناسب برای سنجش آنها. با توجه به این مطالب فرضیه‌های زیر در ارتباط با عوامل مؤثر بر بکارگیری سیستم‌های بهیایی تدوین شد:

ب) فرضیه‌های مربوط به عوامل مؤثر بر بکارگیری سیستم‌های بهیایی

فرضیه ۲: بین عوامل سازمانی (حمایت مدیران، پشتیبانی داخلی، استفاده از مشاوران، تخصص‌گرایی، تمرکزگرایی و آموزش) و تمایل مدیران و کارکنان به استفاده از ABC رابطه معنی‌داری وجود دارد.

فرضیه ۳: بین عوامل مرتبط با فن آوری (میزان سربار، پیچیدگی و تنوع محصولات و خدمات) و تمایل مدیران و کارکنان به استفاده از ABC رابطه معنی داری وجود دارد.

فرضیه ۴: بین عوامل محیطی (رقابت، استراتژی و نظام دولتی) و تمایل مدیران و کارکنان به استفاده از ABC رابطه معنی داری وجود دارد.

فرضیه ۵: بین عوامل فردی (تخصص و مسئولیت) و تمایل مدیران و کارکنان به استفاده از ABC رابطه معنی داری وجود دارد.

روش های جمع آوری اطلاعات

از مدیران و کارکنان حوزه مالی و بانکداری الکترونیک مصاحبه به عمل آمد و سؤالاتی در خصوص وضعیت فعلی بانک از جنبه های درون سازمانی، برون سازمانی و محیطی، فن آوری اطلاعات و ویژگیهای فردی پرسیده شد. مصاحبه با این هدف انجام شد تا ضمن دریافت اطلاعاتی راجع به کافی بودن معلومات افراد پاسخ دهنده در خصوص سیستم ABC زمینه ای فراهم شود تا آنها با آگاهی کافی به این سوالات پاسخ دهند. این مصاحبه به صورت ساختار نیافته انجام شد و اطلاعات لازم به منظور پاسخگویی افراد در اختیار آنها قرار گرفت. هدف از انجام این مصاحبه بیشتر فراهم آوردن مقدمات لازم برای تکمیل پرسش نامه بود. همچنین ضمن برگزاری جلسه ای با حضور معاونین و کارشناسان بانکی، نحوه گردآوری و انجام محاسبات بهای تمام شده به روش ABC مطرح و پرسش و پاسخ نیز انجام گرفت. سپس از مدیران و کارشناسان حوزه مالی پرسش هایی بوسیله پرسش نامه در خصوص کارکرد سیستم های بهایابی و عوامل مؤثر بر بکارگیری ABC به عمل آمد. این اطلاعات زمینه لازم را برای آزمون فرضیه ها فراهم نمود.

به منظور تعیین روایی پرسش نامه، پس از تهیه آن بر مبنای مطالعات گذشته، به رؤیت و تأیید افراد صاحب نظر در بانک و اساتید خبره در دانشگاه نیز رسید و از روش "روایی صوری" استفاده بعمل آمد. همچنین به منظور سنجش پایایی پرسش نامه از روش آلفای کرونباخ استفاده شد، زیرا این روش متداول ترین روش ارزیابی پایایی در این گونه مطالعات است (اسمیت، ۲۰۰۳). آلفای کرونباخ در این مطالعه برابر ۰/۸۵ بدست آمد.

روش‌های آماری تحقیق

به منظور آزمون فرضیه اول از "رگرسیون چند متغیره مرزبندی شده" و به منظور آزمون سایر فرضیه‌ها از "تجزیه و تحلیل عاملی" استفاده شد. رگرسیون چند متغیره مرزبندی شده در شرایطی بکار می‌رود که به دلیل هم‌خطی چندگانه بین متغیرهای مستقل امکان استفاده از رگرسیون خطی معمولی وجود نداشته باشد. این رگرسیون موجب کاهش حساسیت مدل نسبت به هم‌خطی متغیرهای مستقل نیز می‌شود (مک گوئن و کلامر، ۱۹۹۷). تجزیه و تحلیل عاملی یک روش چند متغیره است، که سعی می‌کند الگوی همبستگی موجود در توزیع یک بردار تصادفی قابل مشاهده $X = (X_1, \dots, X_p)$ را بر حسب کمترین تعداد متغیرهای تصادفی غیرقابل مشاهده به نام عامل‌ها توجیه کند.

گزارش یافته‌ها

آزمون فرضیه اول تحقیق

کارکرد سیستم‌های بهایابی شامل سیستم بهای تمام شده سنتی و ABC به چهار بخش سطح جزییات، طبقه‌بندی هزینه‌ها، تناوب گزارشات هزینه و تجزیه و تحلیل انحرافات تفکیک شد. با استفاده از روش رگرسیون مرزبندی شده، به شیوه‌ای که مانع از بروز مشکل هم‌خطی چندگانه در میان سؤالات شود، کارکرد سیستم ABC از دیدگاه کارکنان و مدیران مالی بانک بررسی شد. نتایج مربوط در نگاره ۳ نشان داده شده است.

نگاره (۳): نتایج حاصل از فرضیه کارکرد سیستم‌های بهایابی

$$\text{FUNCTION} = \alpha + \beta_1 \text{DETAIL} + \beta_2 \text{CLASSIFY} + \beta_3 \text{FREQUENT} + \beta_4 \text{VARIANCE} + \varepsilon$$

معنی‌داری	ضریب رگرسیون	شرح
۰/۰۶۱	۰/۷۴۴	رقم ثابت
۰/۴۸۲	۰/۰۳۳	سطح جزییات
۰/۰۰۱	*۰/۳	طبقه‌بندی هزینه‌ها
۰۰۰۰	*۱/۷۴۴	تناوب گزارشگری
۰۰۰	*-۱/۴۲	گزارش انحرافات
ضریب تعیین (Adj R ²) ۰/۸۱		

*معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۵ درصد را نشان می‌دهد.

نگاره ۳ نشان دهنده وجود ارتباط بخشی از کارکرد سیستم‌های بهایابی با میزان سودمندی آن از دیدگاه ارزیابان است، به گونه‌ای که طبقه‌بندی هزینه‌ها، تناوب گزارشگری و گزارش انحرافات ارتباط معنی‌داری با متغیر وابسته دارند، اما در سطح جزییات ارتباط، تأیید نمی‌شود.

همچنین گزارش انحرافات ارتباط معنی‌دار منفی با متغیر وابسته دارد. از این رو، می‌توان نتیجه گرفت که کارکرد سیستم‌های بهایابی به طور کلی ارتباط معنی‌داری با میزان سودمندی دارد، اما از مجموع کارکرد سیستم‌ها، طبقه‌بندی هزینه‌ها و تناوب گزارشگری دارای ارتباط مثبت معنی‌دار و گزارش انحرافات دارای ارتباط منفی معنی‌دار هستند. وجود ارتباط منفی (برای گزارش انحرافات) می‌تواند نشانه آن باشد که در حال حاضر به دلیل وجود سیستم بودجه‌بندی که در ابتدای هر سال انجام می‌شود، اطلاعات مربوط به انحرافات از طریق آن حاصل می‌شود و از این رو در حال حاضر در اولویت افراد پاسخ‌دهنده از نظر سودمندی اطلاعات نیست.

آزمون فرضیه‌های دوم تا پنجم

نگاره ۴ نتایج حاصل از مطالعه عوامل مؤثر بر بکارگیری سیستم‌های بهایابی از دیدگاه مدیران و کارشناسان حوزه مالی را نشان می‌دهد. توضیح این مطلب لازم است که سؤالات مربوط به نگاره ۴ با استناد به مطالعات مربوط به مبانی نظری تحقیق و فرضیه‌ها طراحی شده‌اند و سپس با توجه به نظرات اساتید و کارشناسان خبره و با استفاده از روش "روش صوری" تعدیل شده‌اند. اطلاعات این نگاره با استفاده از فن "تجزیه و تحلیل عاملی" نیز تکمیل شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد که ۶ عامل اصلی در بکارگیری سیستم‌های بهایابی از دیدگاه پاسخ‌دهندگان به ترتیب اهمیت عبارتند از: (۱) رقابت بانک‌ها در استقرار سیستم بهایابی، (۲) تخصص کارکنان، (۳) استفاده از نظرات متخصصین، (۴) حمایت دولت، (۵) وجود شرایط لازم برای آموزش کارکنان و (۶) سهم هزینه‌های سربار. این عوامل با استفاده از ضرایب بدست آمده در هر ستون نگاره استخراج شده‌اند، به گونه‌ای که هر چه این ضریب به یک نزدیک‌تر باشد، نشان‌دهنده آن است که عامل مربوط، دارای اهمیت بیشتری از دیدگاه پاسخ‌دهندگان است.

نگاره (۴): بررسی مهم‌ترین عوامل مؤثر بر بکارگیری سیستم ABC با استفاده از تجزیه و تحلیل عاملی

موضوع سؤالات	دسته‌بندی براساس تجزیه و تحلیل عاملی					
	۱	۲	۳	۴	۵	۶
توانایی مالی بانک	۰/۰۵	۰/۸۵۱	-۰/۴۴۲	۰/۰۲۶	-۰/۱۶۹	۰/۲۲۰
تخصص کارکنان	۰/۳۴۴	۰/۹۷۴	-۰/۲۰۱	۰/۳۲۴	۰/۷۹۹	۰/۰۳۴
استفاده از نظرات متخصصان	۰/۱۰۶	-۰/۰۲	۰/۹۳۰	-۰/۰۰۹	-۰/۳۴۵	-۰/۰۵۵
ساختار غیر متمرکز	۰/۱۳۴	-۰/۴۸۹	۰/۴۹۰	۰/۲۷۳	-۰/۵۳۱	-۰/۳۸
تنوع محصولات و خدمات	۰/۴۲۴	۰/۸۱۹	۰/۲۲۶	-۰/۰۰۲	۰/۱۶۲	۰/۲۶۹
فرایند یکسان خدمات بانکی	۰/۲۱۷	-۰/۱۴۱	۰/۷۵۲	۰/۳۱۳	۰/۳۳۲	۰/۳۹۴
تفاوت در حجم و تعداد خدمات	۰/۱۹۹	۰/۰۹۴	۰/۱۲۴	۰/۴۱۷	-۰/۸۰۷	۰/۳۲۱
سهم خدمات از دواير پشتیبانی کننده	-۰/۰۴	۰/۱۹۸	-۰/۰۵۶	۰/۲۲۱	-۰/۱۰۳	۰/۹۴۶
امکان استقرار سیستم بهایابی	۰/۰۴۱	۰/۷۳۳	۰/۱۹۶	۰/۳۸۱	۰/۴۳۱	۰/۲۹۵
حمایت دولت	۰/۰۰۱	۰/۰۳۱	-۰/۰۶۳	۰/۹۸۶	۰/۱۳۰	۰/۰۱۹
استفاده از مشاوران فنی	۰/۸۹۴	۰/۰۷۳	-۰/۲۹۵	۰/۲۹۷	-۰/۰۹۴	-۰/۱۱۰
رقابت بانک‌ها در استقرار سیستم‌های بهایابی	۰/۹۵۸	۰/۰۱۸	۰/۱۲۰	-۰/۱۵۴	۰/۱۹۲	-۰/۰۷۹
اولویت استقرار سیستم بهایابی	۰/۸۳۱	-۰/۲۱۴	-۰/۳۵۶	-۰/۲۴۰	۰/۲۴۳	۰/۱۴۲
استراتژی ایجاد نظام بهایابی	۰/۴۸۶	-۰/۲۶۹	-۰/۷۸۱	۰/۱۲۷	۰/۱۷۷	۰/۱۸۰
فرهنگ سازمانی انعطاف پذیر	۰/۶۸۳	۰/۴۸۶	-۰/۳۵۲	۰/۳۱۹	۰/۲۳۷	-۰/۱۱۴
استفاده از تخصص کارکنان	۰/۲۵۷	۰/۹۲۰	۰/۰۸۵	-۰/۲۰۰	-۰/۰۲۵	-۰/۱۹۷
انطباق با شرایط جدید توسط کارکنان	۰/۰۵	۰/۸۵۱	-۰/۴۴۲	۰/۰۲۶	-۰/۱۶۹	۰/۲۲۰
وجود شرایط لازم برای آموزش کارکنان	۰/۳۴۴	۰/۱۷۴	-۰/۲۰۱	۰/۳۲۴	۰/۷۹۹	۰/۰۳۴

آخرین بخش از آزمون فرضیه‌های این تحقیق به بررسی عوامل مؤثر بر بکارگیری سیستم‌های بهایابی از دیدگاه کارشناسان غیرمالی پرداخت و به حوزه فن‌آوری اطلاعات اختصاص یافت. بدین منظور با توجه به متون موجود، ۲۰ سؤال طراحی و از کارکنان حوزه بانکداری الکترونیک توسط پرسش‌نامه پرسیده شد. از طرف دیگر به دلیل وجود همبستگی میان متغیرهای مستقل از

"رگرسیون مرزبندی شده" استفاده شد. نگاره ۵ یافته‌ها را گزارش می‌دهد. توضیح این مطلب لازم است که سؤالات مربوط به پرسش‌نامه بر اساس مبانی نظری تحقیق و پس از نظرخواهی از استادان دانشگاهی و مدیران بانکی طراحی و از روش "اعتبار صوری" استفاده بعمل آمد. آلفای کراباخ ۰/۸۵ حاصل شد.

نگاره (۵): نتایج حاصل از آزمون عوامل مؤثر بر بکارگیری ABC

معنی داری	ضریب بتا	شرح
۰۰۰	۳/۳۲۴*	رقم ثابت
۰۰۰	-۰/۰۷*	آشنایی با الزامات و نیازهای کاربران
۰/۲۳۸	-۰/۳۱۹	توانایی نگهداری، توسعه و بروزرسانی سیستم‌ها
۰۰۰	۰/۴۳۱*	آشنایی مدیران ارشد با نوآوری‌ها
۰۰۰	-۰/۲۴۴*	توانایی اثرگذاری بر تصمیمات مدیران
۰/۰۰۱	-۰/۴۲۴*	استفاده مدیران ارشد از نظرات متخصصین
۰۰۰	۰/۶۷۸*	انتظارات پایین مدیران ارشد از فن آوری اطلاعات به دلیل دانش کم
۰۰۰	-۰/۱۲*	وجود ساختار غیر متمرکز
۰/۰۰۳	۰/۲۶۲*	تنوع محصولات بانکی
۰۰۰	-۰/۵۳۵*	طراحی، ارائه و پشتیبانی یکسان خدمات بانکی
۰۰۰	-۰/۳۶*	تفاوت قابل ملاحظه در حجم و تعداد خدمات بانکی
۰۰۰	-۰/۴۸۸*	سهم یکسان از دواير پشتیبانی کننده (سربار)
۰۰۰	-۰/۵۲*	ارائه پیشنهادات از جانب کارکنان به مدیران
۰۰۰	۱/۱۶۸*	اختیار عمل زیاد مدیران
۰۰۰	۰/۴۹۵*	تأکید بر بانکداری الکترونیک در استراتژی بانک
۰/۴۸۴	۰/۰۴۵	برنامه جامع بانکداری الکترونیک
۰۰۰	۰/۷۲۹*	چشم انداز روشن برای بانکداری الکترونیک
۰/۱۵۲	۰/۱۱۹	توانایی مالی برای سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها
۰۰۰	-۰/۲۲۲*	ارتباطات ساده بین واحدها
۰۰۰	۰/۷۵۷*	وظایف و شرح مسئولیتها در واحدها
۰۰۰	۰/۳۰۴*	فرهنگ انعطاف‌پذیر سازمانی

نتایج مؤید آن است که به غیر از پرسش‌های مربوط به توانایی نگهداری، توسعه و بروزرسانی سیستم‌ها، وجود برنامه جامع بانکداری الکترونیک، و توانایی مالی برای سرمایه‌گذاری بر روی زیر ساختها، بقیه متغیرها دارای ارتباط معنی‌داری با تمایل به بکارگیری سیستم ABC هستند. از مجموع ضرایب بدست آمده، ضرایب سؤالات مربوط به میزان آشنایی مدیران با نوآوری‌ها، انتظارات پایین مدیران ارشد از فن‌آوری اطلاعات، تنوع محصولات بانکی، اختیار عمل مدیران، تأکید بر فن‌آوری اطلاعات در استراتژی بانک، چشم‌انداز روشن بانکداری الکترونیک، فرهنگ انعطاف‌پذیر سازمانی و وجود وظایف و شرح مسئولیتها در سازمانها دارای ضریب مثبت و بقیه منفی بوده‌اند.

به منظور آزمون فرضیه دوم، چهار عامل میزان تمرکزگرایی، حمایت و پشتیبانی مدیریت، تخصص‌گرایی و آموزش به عنوان عوامل سازمانی انتخاب و ارتباط آنها با تمایل به بکارگیری سیستم‌های بهایابی آزمون شد. بخش حمایت مدیران دارای ارتباط مثبت معنی‌دار و دو شاخص "میزان تمرکزگرایی" و نیز "تخصص‌گرایی" دارای ارتباط معنی‌دار منفی (به ترتیب دارای ضرایب ۰/۱۲- و ۰/۴۲۴- در نگاره شماره ۵) با شاخص فوق بوده‌اند و از این رو نمی‌توان گفت که فرضیه مورد ادعا در آن بخش تأیید می‌شود. اما در عین حال به دلیل ارتباط منفی میان سهم سربار (ضریب ۰/۴۸۸-) هر یک از خدمات بانکداری الکترونیک، این موضوع بخش دیگری از ارتباط معنی‌دار مثبت میان عامل محیطی هزینه‌های سربار و سیستم‌های بهایابی را تأیید نمی‌کند.

همچنین این یافته‌ها وجود رابطه مثبت معنی‌دار میان عوامل فردی (تخصص و مسئولیت) و تمایل به بکارگیری سیستم بهایابی را تأیید می‌کند. از این رو فرضیه پنجم نیز تأیید می‌شود. یافته‌های این بخش نشان‌دهنده ارتباط مثبت معنی‌دار میان پیچیدگی و تنوع محصولات و خدمات بانکی از یک سو و نیز تمایل به بکارگیری سیستم بهایابی بر مبنای فعالیت دارد که بخشی از فرضیه سوم را تأیید می‌کند. با تأیید ارتباط مثبت معنی‌دار میان موضوع بانکداری الکترونیک و سیستم بهایابی و تمایل به بکارگیری سیستم بهایابی به همراه سایر عوامل محیطی که در بخش قبل تأیید شده بود، فرضیه چهارم این تحقیق نیز مورد تأیید قرار می‌گیرد.

بحث و نتیجه‌گیری

در این تحقیق میزان کارکرد سیستم بهایابی ABC در بانک کشاورزی ایران به کمک چهار عامل "میزان توانایی سیستم در ارائه جزییات"، "میزان توانایی سیستم در طبقه‌بندی هزینه‌ها"، "دفعات فراوانی ارائه گزارشات" و نیز "توانایی ارائه گزارش و تحلیل انحرافات" و ارتباط آن با میزان سودمندی آنها بررسی گردید. از دیدگاه مدیران مالی و کارشناسان، این سیستم می‌تواند بخشی از سطوح کارکرد سیستم‌های بهایابی شامل طبقه‌بندی هزینه‌ها و تناوب گزارشگری مالی را تأمین نماید، اما در شرایط فعلی فاقد توانایی برای ایفای دو ویژگی دیگر یعنی ارائه جزییات و گزارش انحرافات می‌باشد.

در این تحقیق افزون بر کسب نظرات مربوط به کارشناسان مالی بانک، به منظور مقایسه شواهد بدست آمده در سایر مطالعات در خصوص عوامل مؤثر بر بکارگیری سیستم‌های بهایابی، از نظرات کارشناسان حوزه بانکداری الکترونیک نیز استفاده شد و پرسش‌هایی درباره عوامل سازمانی، عوامل مرتبط با فن آوری، عوامل محیطی و عوامل فردی از آنها پرسیده شد. یافته‌های تحقیق وجود ارتباط مثبت میان عوامل فردی (شامل تخصص و نیز مسئولیت شغلی) و تمایل به بکارگیری سیستم‌های بهایابی را تأیید می‌کند (فرضیه پنجم). این موضوع در خصوص فرضیه چهارم در رابطه با ارتباط با عوامل محیطی شامل رقابت، ارتباطات درون سازمانی، استراتژی و نظام دولتی نیز صادق است و این عوامل با تمایل به بکارگیری سیستم‌های بهایابی ABC مرتبط هستند.

یافته‌ها حاکی از وجود ارتباط بخشی از عوامل مرتبط با فن آوری (شامل پیچیدگی و تنوع محصولات و خدمات بانکی) و تمایل به بکارگیری سیستم ABC است. نتایج حاصل از فرضیه دوم در خصوص ارتباط عوامل سازمانی با تمایل به استفاده از ABC، بیانگر وجود ارتباط بخشی از این عوامل شامل حمایت و پشتیبانی مدیریت با تمایل به بکارگیری ABC است و سایر عوامل زیرمجموعه شامل تخصص‌گرایی از دیدگاه کارشناسان حوزه بانکداری الکترونیک بیانگر رابطه معنی‌دار نیست.

مقایسه با مطالعات گذشته و ارزیابی نتایج

۱. نتایج حاصل از کارکرد سیستم‌های بهایابی و سنجش میزان رضایتمندی. شواهد این مطالعه قابل مقایسه با مطالعه پیزینی (۲۰۰۶) از نظر کارکرد سیستم‌های بهایابی و ارتباط آن با سودمندی اطلاعات بهای تمام شده است. وی نشان داد که ارزیابی مدیران از مفید بودن و مربوط بودن اطلاعات بهای تمام شده، ارتباط مثبتی با میزان ارائه اطلاعات بهای تمام شده از جزییات، طبقه‌بندی بهتر هزینه‌ها و گزارش مستمر اطلاعات هزینه‌ها دارد. این ارزیابی مشابه نتایج بدست آمده در تحقیق حاضر است، با این تفاوت که به دلیل عدم استقرار چنین سیستمی در بانک کشاورزی، این ارزیابی با توجه به اطلاعات بدست آمده انجام شده است. همچنین مطالعه پیزینی (۲۰۰۶) در یک محیط بیمارستانی بوده است، این در حالی است که مطالعه حاضر در یک محیط بانکی انجام شده است. از سوی دیگر، مطالعه حاضر از یک جنبه و آن هم گزارش انحرافات با مطالعه پیزینی (۲۰۰۶) اختلاف دارد، به گونه‌ای که بر خلاف مطالعه وی در این تحقیق شواهدی مبنی بر سودمندی اطلاعات بهای تمام شده از نظر گزارشگری انحرافات بدست نیامد. شواهدی در خصوص بررسی کارکرد سیستم‌های بهایابی در داخل مشاهده نگردیده است.

۲. بررسی عوامل موثر در بکارگیری سیستم ABC. در بخش دیگری از این مطالعه عوامل موثر بر رضایتمندی از استفاده از سیستم‌های بهایابی گزارش شد. یافته‌های این تحقیق با نتایج بدست آمده توسط شیلدز (۱۹۹۵) تنها از جنبه پشتیبانی مدیریت همخوانی دارد و جنبه پشتیبانی مدیریت با یافته‌های مطالعه مک گوئن و کلامر (۱۹۹۷) مطابقت دارد و بقیه فرضیه‌ها در این تحقیق بر خلاف مطالعه اخیر تأیید نشده‌اند. البته محیط انجام آن مطالعه نیز مجموعه بانکی نبوده است. افزون بر این، به دلیل اینکه مطالعه ما برای نخستین بار در مجموعه بانکی ایران انجام می‌شود و به دلیل نبود سیستم بهای تمام شده، ارزیابی رضایتمندی در مطالعه ما و در مقایسه با مطالعات مرتبط باید با استقرار سیستم ABC در مطالعات بعدی تکمیل شود.

در این تحقیق همچنین همانند مطالعه براون و دیگران (۲۰۰۴) اثرات مربوط به عوامل سازمانی و فن‌آوری به همراه اثرات محیطی و فردی بر تمایل به استفاده از ABC بررسی شده است. براون و دیگران (۲۰۰۴) معتقد بودند که حمایت مدیران فوقانی، پشتیبانی درون‌سازمانی و اندازه

سازمانی با تمایل به بکارگیری ABC ارتباط دارد. از این رو آنها تمایل به استفاده اندک از ABC را مرتبط با این عامل از مجموعه هفت عامل سازمانی و فن آوری دانسته‌اند. در این تحقیق تنها بعد "حمایت و پشتیبانی مدیران فوقانی" دارای ارتباط معنی‌دار با تمایل به استفاده از ABC بود. از این رو تنها از این جنبه با مطالعه براون و دیگران (۲۰۰۴) همخوانی دارد. لازم به ذکر است که براون و دیگران (۲۰۰۴) مطالعات خود را در شرکت‌هایی بکار گرفته‌اند که در آنجا سیستم ABC استقرار یافته بود، اما در این تحقیق شرایط بالا وجود نداشته است و از این رو به نظر می‌رسد به منظور دستیابی به عوامل مؤثر باید مطالعات بیشتری در شرایط پس از استقرار سیستم انجام داد. افزون بر این، در این تحقیق امکان بررسی اثر اندازه بر بکارگیری ABC وجود نداشته است، زیرا در مطالعه براون و دیگران (۲۰۰۴)، چندین بنگاه اقتصادی با اندازه‌های مختلف وجود داشته‌اند.

نتایج این تحقیق مشابه شواهد بدست آمده توسط بورناک (۱۹۹۷) و بر خلاف نتایج بدست آمده در مطالعه بوث و گیاکوب (۱۹۹۸)، از جنبه تأثیر استفاده از مشاوران در بکارگیری ABC است. در این تحقیق نشان داده شد که نظر ارزیابان بانکی به استفاده از مشاوران در بکارگیری ABC مساعد است. به نظر می‌رسد این امر به این دلیل باشد که بسیاری از پروژه‌های بانک در حال حاضر برون‌سپاری می‌شوند و از این رو نظر افراد در بانک برای برون‌سپاری چنین پروژه‌هایی مساعد است.

پیشنهادها

پیشنهاد می‌شود میزان سودمندی اطلاعات ABC در بانک کشاورزی پس از استقرار آن در عمل مورد بررسی قرار گیرد. بررسی عوامل مؤثر بر بکارگیری آن نیز پس از استقرار سیستم به نحو بهتری قابل ارزیابی است. به پژوهشگران آتی نیز توصیه می‌شود، متغیرهای این مطالعه در سایر بانک‌ها و همچنین سایر صنایع در سطح ملی و بین‌المللی بکار گرفته شود و با یافته‌های این تحقیق نیز تطبیق داده شود.

منابع

رحمانی، علی و اعظم مهدی. (۱۳۸۶). بهایابی بر مبنای فعالیت در مؤسسات مالی. www.hesabras.org/abc-fa.html

نمازی، محمد. (زمستان ۱۳۷۷ و بهار ۱۳۷۸). بررسی بهایابی بر مبنای فعالیت در حسابداری مدیریت و ملاحظات رفتاری آن. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، سال هفتم، صص. ۷۱-۱۰۶.

نمازی، محمد. (۱۳۸۷). معرفی نسل دوم بهایابی بر مبنای فعالیت. حسابدار، ۱۹۲، صص ۳-۱۶.

نمازی، محمد و امین ناظمی. (۱۳۹۱). ارزیابی تطبیقی سودمندی اطلاعات سیستم بهایابی بر مبنای فعالیت با بهایابی سنتی در بانکداری الکترونیک. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۹ شماره ۳، صص. ۱۱۹-۱۳۸.

Anderson, S. (1995). A Framework for Assessing Cost Management System Changes: The Case of Activity-Based Costing Implementation at General Motors 1986-93. *Journal of Management Accounting Research*, 7, PP. 1-51 .

Banker, R. J. and H. Johnson. (1993). An Empirical Investigation of Cost Drivers in the U. S. Airline Industry, *Accounting Review*, 68, PP. 576-601 .

Bjørnenak, T. (1997). Diffusion and Accounting: The Case of Norway, *Management Accounting Research*, 8, PP. 3-17 .

Booth, P. and F. Giacobbe. (1998). The Impact of Demand and Supply Factors in the Diffusion of Accounting Innovations: The Adoption of Activity-Based Costing in Australian Manufacturing Firms, *Paper Presented at the Sixth Biennial Management Accounting Research Conference, University of NSW, Sydney* .

Brown, D. Booth, P. and F. Giacobbe. (2004). Technological and Organizational Influences on the Adoption of Activity-based Costing in Australia, *Accounting and Finance*, 44, PP. 329-356 .

Chenhall, R. H. and D. Morris. (1986). The Impact of Structure, Environment, and Interdependence on the Perceived Usefulness of Management Accounting Systems. *The Accounting Review*, 61, PP. 16-35 .

Clarke, P. J. Hill, N. T. and K. Stevens. (1997). Activity-Based Costing in Ireland: Barriers to and Opportunities for Change, *Working Paper* (University College, Dublin) .

Cooper, R. (1988). The Rise of Activity-Based Costing – Part Two: When Do I Need an Activity Based Cost System?. *Journal of Cost Management*, 2, PP. 34-36 .

- Cooper, R. and R. S. Kaplan. (1991). *The Design of Cost Management Systems: Text, Cases, and Readings*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall .
- Cooper, R. and R. S. Kaplan. (1998). *Profit Priorities from Activity Based Costing in Kaplan R. S. & Cooper, R. Cost and Effect: Using Integrated Cost Systems to Drive Profitability and Performance*, Boston, Harvard Business School Press, PP. 11-136 .
- Foster, G. and D. Swenson. (1997). Measuring the Success of Activity-Based Cost Management and its Determinants. *Journal of Management Accounting Research*, 9, PP. 109-141 .
- Gosselin, M. (1997). The Effect of Strategy and Organizational Structure on the Adoption and Implementation of Activity-Based Costing, *Accounting, Organizations and Society*, 22, PP. 105–122 .
- Govindarajan, V. and A. Gupta. (1985). Linking Control Systems to Business Unit Strategy: Impact on Performance, *Accounting, Organization and Society*, 10 (1) , PP. 51-66 .
- Johnson, H. (1998). Activity Based Information: A Blueprint for World-Class Management Accounting. *Management Accounting*, June, PP. 23-30 .
- Kaplan, R. S. and R. Cooper. (1988). Measures Cost Right; Make the Right Decision, *Harvard Business Review*, September-October, PP. 96-103 .
- Kaplan, R. S. and S. Anderson. (2007). *Time Driven Activity Based Costing: A Simpler and More Powerful Path to Higher Profits*, Harvard Business School Press, 1st Ed.
- Karmarkar, U. S. Lederer, P. J. and J. L. Zimmerman. (1990). *Choosing Manufacturing Production Control and Cost Accounting Systems*. In R. Kaplan (Ed.) , *Measures for Manufacturing Excellence*. Boston, MA: Harvard Business School Press .
- Lueg, R. (2015). Customer Accounting with Budgets and Activity-Based Costing: A Case Study in Retail Banking. *Journal of Academy of Business and Economics*, vol. 15, iss. 2, pp. 41-48 .
- McGowan, A. and T. Klammer. (1997). Satisfaction with Activity-Based Cost Management Implementation. *Journal of Management Accounting Research*, 9, PP. 217-237 .
- McGowan, A. S. (1998). Perceived Benefits of ABCM Implementation, *Accounting Horizons*, 12, PP. 31–50 .

- Mitchell, F. (1994). A Commentary on the Applications of Activity-Based Costing, *Management Accounting Research*, 5, PP. 261–277 .
- Norris, G. (1994). User Perceptions of an Application of Activity-Based Costing, *Advances in Management Accounting*, 3, PP. 139–177 .
- Pizzini, M. (2006). The Relation between Cost-System Design, Managers`Evaluations of the Relevance and Usefulness of Cost Data, and Financial Performance: An Empirical Study of US Hospitals, *Accounting, Organization and Society*, 31, PP. 179-210 .
- Premkumar, G. and M. Potter. (1995). Adoption of Computer Aided Software Engineering (CASE) Technology, An Innovation Adoption Perspective, *DATA BASE Advances*, 26, PP. 105-124 .
- Shank, J. and V. Govindarajan. (1993). *Strategic Cost Management: The New Tool for Competitive Advantage*. New York: The Free Press .
- Shields, M. (1995). An Empirical Analysis of Firms' Implementation Experiences with Activity Based Costing. *Journal of Management Accounting Research*, 7, PP. 148–166 .
- Smith, M. (2003). *Research Methods in Accounting*, Sage Publications .
- Swenson, D. (1995). The Benefits of Activity-Based Cost Management to the Manufacturing Industry. *Journal of Management Accounting Research*, 7, PP. 167–180 .
- Van Nguyen, H. , and A. Brooks. (1997). An Empirical Investigation of Adoption Issues Relating to Activity-Based Costing. *Asian Accounting Review*, 5, PP. 1–18.

مطالعه رابطه متقابل بین جریان‌های نقدی آزاد، تنوع‌بخشی و عملکرد در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

حسین فخاری*، سراج الدین طاطاری**

تاریخ دریافت: ۹۳/۰۶/۲۶

تاریخ پذیرش: ۹۳/۰۹/۱۸

چکیده

این پژوهش در صدد مطالعه روابط متقابل بین جریان‌های نقدی آزاد، تنوع‌بخشی و عملکرد شرکت‌ها می‌باشد. اهمیت این تحقیق از این جهت است که دو مولفه فوق به عنوان استراتژی تجاری شرکت با عملکرد شرکت مورد بررسی جامع قرار می‌گیرد. به همین منظور تعداد ۹۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۱ از طریق تحلیل داده‌های ترکیبی با استفاده از سیستم معادلات هم‌زمان، روش حداقل مربعات سه‌مرحله‌ای، مورد آزمون قرار گرفته‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد که در شرکت‌های ایرانی رابطه معناداری بین تنوع‌بخشی (همگن و ناهمگن) با جریان‌های نقدی آزاد و عملکرد وجود ندارد. همچنین یافته‌ها نشان می‌دهند که جریان‌های نقدی آزاد به‌طور معکوس با عملکرد شرکت رابطه دارد. این یافته‌ها علاوه بر بیان وجود هزینه نمایندگی در شرکت‌های ایرانی نشان می‌دهد که تنوع‌بخشی به عنوان یک استراتژی داخلی مدیریت با عملکرد شرکت رابطه ندارد.

واژه‌های کلیدی: جریان‌های نقدی آزاد، تنوع‌بخشی، کیوتوبین، شاخص آنتروپی، عملکرد

طبقه بندی موضوعی: G32. M31. M41. L25

* دانشیار حسابداری، دانشگاه مازندران، (نویسنده مسئول)، (h.fakhari@umz.ac.ir)

** دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری دانشگاه مازندران، (tatarı.seraj@yahoo.com)

مقدمه

آسیب‌پذیر شدن شرکت‌های تخصصی در برابر تغییرات سریع و غیرمنتظره محیط، سبب شده تا از اواخر قرن بیستم، تنوع‌بخشی^۱ به عنوان مبنایی ضروری برای تضمین رشد و بقای شرکت‌ها در عرصه رقابت جهانی مطرح شود. افزایش محیط کسب و کار و بین‌المللی شدن شرکت‌ها سبب شده که شرکت‌ها در تلاش باشند تا پاسخگوی نیازهای چندگانه مشتریان خود بوده و از این طریق وفاداری مشتریان به واحد تجاری را بیشتر کنند.

رامانیوجام و واراداراجان، (۱۹۸۹)، تنوع‌بخشی را حدی می‌دانند که در آن موسسات به‌طور همزمان، در فعالیت‌های کسب و کار مختلف مشغول به فعالیت شوند. تنوع‌بخشی به دو بخش تنوع‌بخشی همگن^۲ و تنوع‌بخشی ناهمگن^۳ تقسیم می‌شود. تنوع‌بخشی همگن، زمانی به وجود می‌آید که یک شرکت دارای واحدهای کسب و کار متفاوت باشد و محصولات متنوعی را تولید نماید و در عین حال همه نهاده‌ها به نوعی با یکدیگر مرتبط باشند. به بیان دیگر تنوع‌بخشی همگن زمانی ایجاد می‌شود که یک شرکت در صنایع موجود خود دست به تنوع می‌زند. از سوی دیگر، استراتژی تنوع‌بخشی ناهمگن سبب می‌شود تا محصولات شرکت در زمینه‌هایی تنوع یابند که دارای مشترکات کمی با یکدیگر هستند. به عبارتی، استراتژی تنوع‌بخشی ناهمگن، نوعی استراتژی است که در آن، ارتباطی بین فعالیت‌های موجود و فعالیت‌های جدید شرکت دیده نمی‌شود (تهرانی و احمدیان، ۱۳۸۵).

از سوی دیگر، به دلیل وجود مشکلات نمایندگی، جریان‌های نقدی آزاد می‌تواند منجر به پدیده بیش‌سرمایه‌گذاری شده و تنوع در سرمایه‌گذاری سبب شود تا کاهش ارزش ناشی از تنوع‌بخشی ناهمگن بوجود آید. دیوکاس معتقد است که کاهش ارزش ناشی از تنوع‌بخشی ناهمگن می‌تواند بدلیل هزینه‌های اضافی از کسب و کار جدید، اثر نامطلوبی بر ارزش شرکت داشته و نهایتاً منجر به کاهش عملکرد شرکت شود.

براش و همکاران (۲۰۰۰)، معتقدند که جریان‌های نقدی آزاد می‌تواند تأثیرات منفی بر رشد شرکت داشته باشد. لذا در چنین مواردی، کاهش اختیارات مدیریتی (جریان نقد آزاد) می‌تواند باعث کاهش هزینه‌های نمایندگی شده و نهایتاً باعث افزایش ارزش و عملکرد شرکت شود.

علیرغم وجود تحقیقات گسترده در مورد ارتباط مجزای بین تنوع‌بخشی، جریان‌های نقدی آزاد و عملکرد در خارج و داخل کشور، ارتباط جامع بین متغیرهای فوق‌الذکر در تحقیقات قبلی مورد توجه قرار نگرفته است. لذا به منظور بسط چارچوب نظری تحقیق و همچنین مطالعه این روابط در بازارهای سرمایه ایران، این تحقیق درصدد است تا علاوه بر بازآزمایی مدل‌های موجود در ادبیات خارج از کشور، به بررسی و مطالعه این ارتباط در بازار سرمایه نوظهور ایران بپردازد. انتظار می‌رود یافته‌های تحقیق مذکور بتواند علاوه بر بسط تئوریک موضوع در محافل دانشگاهی ایران، برای سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران بورس و مدیران شرکت‌های تولیدی از جهت اخذ تصمیمات اقتصادی مفید باشد. لذا در ادامه پس از تشریح مبانی نظری تحقیق به بررسی تحقیقات گذشته پرداخته و پس از بیان فرضیات و روش تحقیق به تفسیر داده‌ها و بحث و نتیجه‌گیری پرداخته می‌شود.

جریان‌های نقدی آزاد دارای ادبیات گسترده‌ای در حوزه تحقیقات مالی و حسابداری است (جنسن و مک کلینگ، ۱۹۷۶؛ براش، ۲۰۰۰) که در آن‌ها به تعریف و نحوه محاسبه جریان‌های نقدی آزاد، پرداخته شده است.

جنسن و مک کلینگ (۱۹۷۶)، معتقدند که وجود جریان‌های نقدی آزاد این امکان را فراهم می‌آورد تا مدیران به دنبال اهداف شخصی بوده و نسبت به منافع سهامداران بی‌توجه باشند. ریچاردسون (۲۰۰۳)، معتقد است که جریان‌های نقدی آزاد، وجوه نقد مازاد بر حفظ دارایی‌های موجود و سرمایه‌گذاری‌های آتی مورد انتظار است. براساس تحقیق انجام‌شده توسط جنسن (۱۹۷۶)، طبق نظریه نمایندگی، اگر شرکتی دارای وجه نقد مازاد باشد تمایل دارد آن‌ها را در پروژه‌های جدید بدون توجه به نتایج آن سرمایه‌گذاری کند. چنین بیش سرمایه‌گذاری می‌تواند منجر به کاهش عملکرد و نهایتاً باعث کاهش ارزش شرکت شود.

از سوی دیگر، تنوع‌بخشی تجاری به عنوان بخشی از استراتژی مدیریت می‌تواند موجب افزایش یا کاهش ارزش شرکت شود. روملت (۱۹۸۲) بر مبنای فرضیه هم‌افزایی^۴ و بازگشت به مقیاس^۵ معتقد است که تنوع‌بخشی همگن، موجب عملکرد مطلوب‌تر شرکت می‌شود. او تنوع‌بخشی ناهمگن را مستلزم صرف هزینه‌های اساسی می‌داند که مدیریت برای کسب شناخت از محیط تجاری ناآشنا باید صرف کند. این هزینه‌ها موجب کاهش ارزش شرکت می‌شود.

شرکت‌های دارای کسب و کار متنوع می‌توانند منابع خود را به صورت کارا تر تخصیص دهند که دلیل آن، وجود فرصت‌های سرمایه‌گذاری متنوع برای آنها است. لانگ و ستلز (۱۹۹۵) در تحقیق خود نشان دادند که تنوع‌بخشی ناهمگن باعث کاهش ارزش شرکت می‌شود. آن‌ها اشاره کردند که دلیل کاهش ارزش شرکت، تخصیص ناکارآمد منابع توسط مدیریت، می‌باشد. در مقابل، عده‌ای دیگر از محققان با نقد یافته‌های تحقیق قبلی معتقدند که دلیل کاهش ارزش به ماهیت خود شرکت و نبود سیستم اطلاعاتی جامع و یا عملکرد ضعیف قبل از متنوع‌سازی کسب و کار شرکت‌ها مربوط است و به متنوع‌سازی مرتبط نمی‌باشد (ویلانگا، ۲۰۰۴).

در هر حال بسیاری از دانشگاهیان معتقدند که بدلیل وجود مشکلات نمایندگی، تنوع‌بخشی منجر به کاهش ارزش و عملکرد شرکت می‌شود. برگر و افک (۱۹۹۵) معتقدند تنوع‌بخشی در شرکت‌ها با فرصت‌های رشد کم منجر به کاهش ارزش می‌شود. پارک و جانگ (۲۰۱۳)، معتقدند که تئوری نمایندگی، چارچوب نظری مناسبی را در این خصوص فراهم می‌آورد. البته نتایج تحقیقات عملی در مورد ارتباط بین اثرات استراتژیک تنوع‌بخشی و جریان‌های نقدی آزاد متفاوت از انتظارات موجود در تئوری‌ها می‌باشد. برای مثال دیوکاس و کان (۲۰۰۴) ارتباط مثبتی را بین کاهش ارزش و عملکرد ناشی از تنوع‌بخشی و جریان‌های نقدی آزاد بدست آوردند. همچنین ویلانگا (۲۰۰۴) ارتباط منفی را بین جریان‌های نقدی آزاد و تنوع‌بخشی ناهمگن و ارتباط مثبتی بین جریان‌های نقدی آزاد و تنوع‌بخشی همگن بدست آورد. البته دیدگاه ویلانگا در ادبیات مالی و حسابداری مورد پذیرش است چرا که اساس این دیدگاه بر این منطق استوار است که تنوع‌بخشی ناهمگن ناشی از بیش سرمایه‌گذاری و بیش سرمایه‌گذاری نیز نتیجه وجود مشکلات نمایندگی است.

مروری بر پیشینه پژوهش

پارک و جانگ (۲۰۱۳) در تحقیقی به بررسی رابطه متقابل بین ساختار سرمایه، جریان‌های نقدی آزاد، تنوع‌بخشی و عملکرد پرداخته‌اند. نمونه آنها شامل شرکت‌های خدماتی و غیرمالی در کره جنوبی می‌باشد. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که ساختار سرمایه به طور معکوس جریان نقدی آزاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد و جریان نقدی آزاد نیز بر تنوع‌بخشی همگن و تنوع‌بخشی ناهمگن به طور مستقیم و بر عملکرد نیز به طور معکوس تأثیر می‌گذارد. تنوع‌بخشی ناهمگن

به صورت مستقیم بر ساختار سرمایه و به طور معکوس بر عملکرد تأثیر گذار است. علاوه بر آن، بررسی‌ها نشان می‌دهد که تنوع بخشی همگن رابطه مثبت و معناداری با عملکرد دارد و ساختار سرمایه نیز به صورت معکوس تنوع بخشی همگن و به صورت مستقیم عملکرد را تحت تأثیر قرار می‌هد.

اردورف و همکاران (۲۰۱۳) در پژوهشی به بررسی رابطه بین تنوع بخشی و ارزش شرکت پرداخته‌اند. یافته‌های آنها بیانگر این موضوع می‌باشد که اثرات تنوع بخشی بر ارزش شرکت‌ها متفاوت است و تنوع شرکت‌ها خود به تنهایی عامل کاهش یا افزایش ارزش شرکت نمی‌باشند؛ بلکه عواملی مانند ویژگی‌های خاص صنعت، شرایط اقتصادی و ساختار حاکمیتی نیز می‌تواند بر ارزش شرکت‌ها تأثیر گذار باشد.

استگلیانو و همکاران (۲۰۱۳) در مطالعه خود به بررسی رابطه بین هزینه‌های نمایندگی جریان‌های نقدی آزاد، بازارهای سرمایه‌ای و تنوع بخشی ناهمگن پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که مزایای تنوع بخشی ناهمگن، جلوگیری از هزینه‌های تامین مالی خارجی (به مراتب سنگین بودن هزینه‌های آن) است.

دیوکاس و کان (۲۰۰۴) به بررسی رابطه بین جریان‌های نقدی آزاد و تنوع بخشی شرکت‌های غیرمالی پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که ارتباط مستقیمی بین تنوع بخشی همگن و ناهمگن (تنزیل تنوع بخشی) و جریان‌های نقدی آزاد وجود دارد.

آنیل و ایجت (۲۰۰۷) رابطه بین انواع استراتژی‌های تنوع بخشی و عملکرد سازمانی را بررسی نمودند. نتایج تحقیق بیانگر آن بود که شرکت‌های دارای هر دو نوع استراتژی تنوع بخشی، بازده دارایی‌ها و بازده حقوق صاحبان سهام بیشتری نسبت به شرکت‌های متمرکز بر یک صنعت داشتند.

در ایران نیز محمودآبادی و همکاران (۱۳۹۲) در تحقیقی به بررسی تأثیر جریان‌های نقدی آزاد و هزینه‌های نمایندگی بر عملکرد شرکت‌ها پرداختند. نتایج تحقیق آنها نشان داد که جریان‌های نقدی آزاد با کلیه معیارهای ارزیابی عملکرد شرکت رابطه مثبت و معنادار دارد.

تهرانی و همکاران (۱۳۸۷) در تحقیقی به بررسی تأثیر استراتژی تنوع بخشی بر عملکرد مالی شرکت‌های تولیدی عضو بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج بدست آمده نشان داد که به کارگیری استراتژی تنوع بخشی بر عملکرد مالی شرکت‌ها تأثیری ندارد.

تهرانی و احمدیان (۱۳۸۵) در پژوهشی به بررسی رابطه بین تنوع بخشی محصولات با ریسک و عملکرد شرکت‌های تولیدی بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. یافته‌های این تحقیق نشان داد که ارتباط معنی داری بین هیچ یک از ابعاد تنوع سازمانی با بازدهی و ریسک شرکتها دیده نمی‌شود. به عبارتی دیگر، رابطه معناداری بین تنوع محصولات شرکت‌ها و بازدهی سهام وجود نداشته است. عدم وجود چنین رابطه‌ای نه تنها در بین کلیه شرکت‌ها، بلکه در اکثر صنایع، به طور مجزا نیز دیده شده است.

قالیباف اصل و یاوری (۱۳۹۱) در مطالعه خود به بررسی رابطه بین تنوع بخشی و عملکرد مالی پرداختند. نتایج بدست آمده حاکی از وجود رابطه مثبت و معنادار بین تنوع بخشی با نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری است. همچنین شواهد نشان می‌دهد که شرکت‌های دارای کسب و کار متنوع و متمرکز از لحاظ نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری، بازده دارایی‌ها و بازده حقوق صاحبان سهام، با هم تفاوت معناداری ندارند.

مطالعه ادبیات تحقیقات گذشته و ترسیم نقش نظری موضوع مورد بحث، نشان می‌دهد که تاکنون در سایر کشورها و ایران تحقیقی که روابط متقابل بین جریانهای نقدی آزاد، تنوع بخشی و عملکرد شرکت‌ها را بررسی کند، وجود نداشته و یا بسیار اندک می‌باشد. براین اساس این تحقیق درصدد است تا با استفاده از طرح تحقیق بکار گرفته شده توسط پارک و چانگ (۲۰۱۳) به باز آزمون این مدل با استفاده از معادلات همزمان در بازار سرمایه ایران پردازد.

مطابق با ادبیات و طرح تحقیق، تحقیق حاضر درصدد پاسخ گویی به این سوال است که آیا رابطه متقابل بین جریان‌های نقدی آزاد، تنوع بخشی و عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد؟ بنابراین تحقیق حاضر از نظر شیوه استدلال، قیاسی - استقرائی بوده است. از آن جا که شرکت‌های فعال در صنعت واسطه‌گری مالی (بانک، بیمه و...) دارای شرایط متفاوتی در ارتباط با جریان‌های نقدی هستند، از نمونه حذف شده‌اند و تمرکز تنها بر شرکت‌های غیرمالی است. همچنین شرکت‌هایی در نمونه پژوهش حاضر قرار گرفتند که

در بازه‌ی زمانی ۱۳۸۷-۱۳۹۱ همه اطلاعات مالی و غیرمالی مورد نیاز شامل صورت‌های مالی به‌همراه یادداشت‌های توضیحی آن و گزارش هیات‌مدیره را به مجمع ارائه نموده باشند. پس از اعمال موارد فوق، تعداد نمونه به ۹۰ شرکت رسید که با لحاظ نمودن ترکیب سال-شرکت در ۵ سال مورد بررسی، تعداد نمونه به ۴۵۰ مشاهده می‌رسد. لذا با توجه به مبانی نظری ارائه شده در قسمت‌های قبلی و پیشینه تحقیق، فرضیه‌های تحقیق به صورت زیر ارائه می‌شود:

فرضیه اول: بین جریان‌های نقدی آزاد و تنوع‌بخشی همگن، رابطه متقابل و معناداری وجود دارد.

فرضیه دوم: بین جریان‌های نقدی آزاد و تنوع‌بخشی ناهمگن، رابطه متقابل و معناداری وجود دارد.

فرضیه سوم: بین جریان‌های نقدی آزاد و عملکرد، رابطه متقابل و معناداری وجود دارد.

فرضیه چهارم: بین تنوع‌بخشی همگن و عملکرد، رابطه متقابل و معناداری وجود دارد.

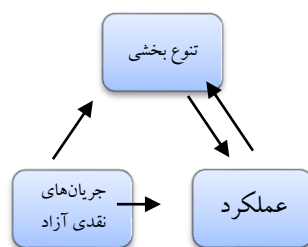
فرضیه پنجم: بین تنوع‌بخشی ناهمگن و عملکرد، رابطه متقابل و معناداری وجود دارد.

روش پژوهش

جهت بررسی روابط متقابل، متغیرها به دو گروه درون‌زا^۶ و برون‌زا^۷ تقسیم شده‌اند. متغیر برون‌زا، متغیری است که هیچ اثری از سایر متغیرهای درون مدل نمی‌پذیرد؛ بلکه مقدار آن در خارج از مدل تعیین می‌شود. متغیر درون‌زا، متغیری است که از حداقل یک متغیر دیگر در مدل و الگوی طراحی شده اثر می‌پذیرد. با این توصیف، متغیر درون‌زا نه تنها به متغیرهای برون‌زا بستگی دارد؛ بلکه به روابط آن با سایر متغیرهای درون‌زا نیز بستگی دارد. به عبارت دیگر، بعضی از متغیرهای درون‌زا نیز به نوبه خود از متغیرهای درون‌زای دیگر تأثیر می‌پذیرند یا بر آن تأثیر می‌گذارند. به‌طور خلاصه می‌توان گفت که در این مورد بین متغیرهای درون‌زا و بعضی از متغیرهای برون‌زا رابطه‌ای یک طرفه و بین متغیرهای درون‌زا با یکدیگر رابطه‌ای دو طرفه یا همزمان وجود دارد که در نتیجه تفکیک متغیرها به متغیرهای مستقل و وابسته، اعتبار خود را از دست می‌دهد.

با توجه به این که در پژوهش حاضر، رابطه متقابل بین متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد به علت اریب همزمانی یا اریب معادلات هم‌زمان که باعث اریبی و ناسازگاری برآوردکننده‌ها و ضرایب ساختاری مدل می‌شود، استفاده از روش برآورد حداقل مربعات معمولی امکانپذیر نیست. از این‌رو، در این تحقیق از روش‌های برآورد حداقل مربعات همزمان استفاده شده است. از آنجا که روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای نسبت به سایر روش‌ها، برای برآورد معادلات همزمان از اریب کمتری برخوردار است و همچنین بدلیل اینکه نوع معادلات همزمان تحقیق مذکور از نوع معادلات با جواب‌های دقیقاً مشخص است، لذا در این تحقیق از روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای استفاده شده است.

مدل مفهومی و معادلات همزمان تجربی این تحقیق برای آزمون فرضیات به صورت زیر ارائه می‌شود:



نمودار (۱): چارچوب مفهومی بین جریان‌های نقدی آزاد، تنوع بخشی و عملکرد

$$\ln(Tobin's\ q)_{i,t} = \alpha + \beta_1 FCF_{i,t} + \beta_2 R_{entropy_{i,t}} + \beta_3 U_{entropy_{i,t}} + \beta_4 \ln(TDL)_{i,t} \quad \text{مدل (۱)}$$

$$R_{entropy_{i,t}} = \alpha + \beta_1 FCF_{i,t} + \beta_2 \ln(Tobin's\ q)_{i,t} + \beta_3 \ln(TDL)_{i,t} + \beta_4 RER_{i,t} + \beta_5 PPNE_{i,t} + \beta_6 \ln(Sales)_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{مدل (۲)}$$

$$U_{entropy_{i,t}} = \alpha + \beta_1 FCF_{i,t} + \beta_2 \ln(Tobin's\ q)_{i,t} + \beta_3 \ln(TDL)_{i,t} + \beta_4 RER_{i,t} + \beta_5 PPNE_{i,t} + \beta_6 \ln(Sales)_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{مدل (۳)}$$

متغیرهای درون‌زا (روابط درونی)

جریان‌های نقدی آزاد:

برای محاسبه جریان‌های نقدی آزاد، روش‌های متفاوتی وجود دارد. در این مطالعه برای محاسبه جریان‌های نقدی آزاد از روش مدل لن و پلسن (۱۹۸۹) استفاده شده است.

$$\text{جریان‌های نقدی آزاد} = \frac{\text{مخارج سرمایه‌ای} - \text{تغییر در سرمایه در گردش} - \text{استهلاک دارایی‌های ثابت} + \text{سود خالص}}{\text{کل دارایی‌ها}}$$

تنوع‌بخشی:

در این مطالعه برای اندازه‌گیری سطح تنوع و گوناگونی از شاخص آنتروپی تنوع‌بخشی جک‌کیومین و بری (۱۹۷۹) استفاده می‌شود. جک‌کیومین و بری مفهوم آنتروپی را میانگین موزون تنوع کسب و کار شرکت در بخش‌های مختلف تعریف نمودند. برای محاسبه تنوع‌بخشی شرکت‌ها در دو سطح تنوع‌بخشی همگن و تنوع‌بخشی ناهمگن به ترتیب مراحل زیر انجام می‌شود. ابتدا با استفاده از اطلاعات موجود در وب‌سایت‌های بورس اوراق بهادار تهران، کلیه اطلاعات مربوط به فروش شرکت‌های نمونه تحقیق در سطح محصولاتشان جمع‌آوری می‌گردد. برای طبقه‌بندی صنایع از کدهای دو رقمی و برای طبقه‌بندی تک‌تک محصولات از کدهای چهار رقمی استفاده می‌شود.

شاخص آنتروپی تنوع‌بخشی همگن:

اگر در شرکتی، محصولات تولیدی متعلق به کسب و کارهای مختلف باشد ولی در یک گروه صنعت خاص باشد، تنوع‌بخشی آن از نوع همگن است. برای محاسبه شاخص آنتروپی تنوع‌بخشی همگن از فرمول زیر استفاده می‌شود:

$$DR = \sum_{j=1}^M DR_j \times P_j \text{ نشان‌دهنده شاخص آنتروپی تنوع همگن است.}$$

DR_j : تنوع‌بخشی همگن حاصل از فعالیت در چندین کسب و کار در داخل یک گروه صنعت، می‌باشد.

M : تعداد صناعی است که شرکت در آن فعالیت دارد.

P_j : سهم فروش زامین کسب و کار (محصول) از فروش کل شرکت، می باشد.

$$DR_j = \sum_{i \in j} P_i^j \times \ln\left(\frac{1}{P_i^j}\right)$$

DR_j : به صورت فوق محاسبه می شود.

شاخص آنتروپی تنوع بخشی ناهمگن:

اگر شرکت در چند صنعت متفاوت فعالیت داشته باشد، محصول شرکت از هر صنعت نسبت به صنعت دیگر غیر مرتبط (ناهمگن) است. برای محاسبه شاخص آنتروپی تنوع بخشی ناهمگن از فرمول زیر استفاده می شود:

$$DU = \sum_{j=1}^M P_j \times \ln\left(\frac{1}{P_j}\right)$$

M : تعداد صناعی است که شرکت در آن فعالیت دارد.

P_j : سهم فروش زامین صنعت از فروش کل شرکت، می باشد.

عملکرد (کیوتوبین):

در این مطالعه کیوتوبین با استفاده از روش هیملبرگ و همکاران^{۲۰} (۱۹۹۹) و به شرح زیر محاسبه می شود:

$$\text{عملکرد (کیوتوبین)} = \frac{\text{ارزش بازار حقوق صاحبان سهام} + \text{ارزش دفتری بدهی ها}}{\text{کل دارایی ها}}$$

متغیرهای برونزا

جریان نقدی عملیاتی ($\text{Cash flow}_{i,t}$):

نشان دهنده وجه نقدی است که از فعالیت‌های مستمر شرکت حاصل شده است. این وجوه در موارد گوناگون طبق نظر هیئت مدیره مصرف می شود.

۱. رشد فروش خالص شرکت $(Sale-Gr_{i,t})$: عبارت از تفاوت مبلغ فروش خالص سال جاری و سال گذشته تقسیم بر فروش خالص سال گذشته می‌باشد.
۲. لگاریتم طبیعی فروش خالص $(Ln(Sale))$
۳. نسبت سود انباشته به کل دارایی‌ها (RER)
۴. نسبت سرمایه در گردش خالص به کل دارایی‌ها $(Wcap)$
۵. نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌ها $(PPNE)$
۶. لگاریتم طبیعی اهرم مالی که از نسبت کل بدهی‌ها به کل دارایی‌ها بدست می‌آید $(Ln(TDL))$

یافته‌های تحقیق

آمار توصیفی

همانطور که در نگاره (۱) مشاهده می‌شود، به استثنای متغیر کیوتوبین که اختلاف میانگین و میانه آن زیاد و پراکندگی داده‌های آن نیز ۰/۴۲ می‌باشد، میانگین و انحراف معیار متغیرهای اصلی مورد مطالعه از توزیع تقریباً نرمالی برخوردار است. پائین بودن میانگین جریان‌های نقدی آزاد بیانگر وجود جریان‌های نقدی آزاد کم در شرکت‌های ایرانی است. همچنین انحراف معیار بالای شاخص آنتروپی تنوع‌بخشی همگن، نشان‌دهنده پراکندگی زیاد محصولات بین شرکت‌های نمونه است.

نگاره (۱): آمار توصیفی

انحراف معیار	حداکثر	حداقل	میانه	میانگین	مشاهدات	آماره
						متغیر
۰/۲۲	۰/۸۳	-۰/۷۰	۰/۱۱	۰/۰۹	۴۵۰	سرمایه در گردش خالص
۰/۳۸	۳/۶۰	-۰/۹۴	۰/۱۴	۰/۱۸	۴۵۰	رشد فروش
۰/۲۰	۰/۶۲	-۱/۴۰	۰/۱۱	۰/۱۰	۴۵۰	نسبت سود انباشته به دارایی‌ها
۰/۱۹	۰/۸۹	۰/۰۲	۰/۲۳	۰/۲۷	۴۵۰	نسبت دارایی‌های ثابت به کل دارایی‌ها
۰/۳۴	۰/۷۲	-۱/۷۳	-۰/۴۲	-۰/۴۸	۴۵۰	لگاریتم طبیعی نسبت بدهی به دارایی‌ها
۱/۳۶	۱۸/۴۹	۱۰/۶۷	۱۳/۲۵	۱۳/۴۵	۴۵۰	لگاریتم طبیعی فروش
۰/۴۲	۲/۰۷	-۰/۹۲	۰/۱۹	۰/۲۹	۴۵۰	لگاریتم طبیعی کیوتوبین

متغیر	آماره	مشاهدات	میانگین	میانه	حداقل	حداکثر	انحراف معیار
جریان‌های نقدی آزاد	۴۵۰	۰/۳۰	۰/۰۲	-۰/۷۶	۱/۲۹	۰/۱۷	
شاخص آنتروپی تنوع ناهمگن	۴۵۰	۰/۰۲	۰	۰	۰/۵۶	۰/۰۹	
شاخص آنتروپی تنوع همگن	۴۵۰	۱/۰۲	۱/۰۵	۰	۲/۶۰	۰/۵۷	
جریان نقدی عملیاتی	۴۵۰	۰/۶۰	۰/۶۰	-۰/۳۶	۰/۵۵	۰/۱۲	

آمار استنباطی

برای آزمون فرضیات تحقیق از معادلات همزمان استفاده شده است که نتایج حاصل از حل معادلات همزمان در نگاره‌های (۲)، (۳) و (۴) ارائه شده است.

آزمون فرضیه اول: در این فرضیه به بررسی رابطه بین جریان‌های نقدی آزاد و تنوع‌بخشی همگن پرداخته می‌شود. نتایج حاصل از برآورد حداقل مربعات سه مرحله‌ای (3SLS) برای فرضیه اول به صورت زیر است:

نگاره (۲): ضرایب برآورد شده با استفاده از روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای (3SLS)

متغیر درون‌زا: تنوع‌بخشی همگن							
$R_{entropy_{i,t}} = \alpha + \beta_1 FCF_{i,t} + \beta_2 \ln(Tobin's\ q)_{i,t} + \beta_3 \ln(TDL)_{i,t} + \beta_4 RER_{i,t} + \beta_5 PPNE_{i,t} + \beta_6 \ln(Sales)_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$							
متغیرها	ضریب	آماره t	Prob	رابطه	سطح معناداری		
					٪۹۰	٪۹۵	٪۹۹
ضریب ثابت	-۰/۱۵۵	-۰/۲۲۷	۰/۵۰۱	منفی			بی‌معنی
جریان‌های نقدی آزاد	۰/۰۲۹	۰/۳۵۱	۰/۴۲۵	مثبت			بی‌معنی
لگاریتم طبیعی کیوتوین	۰/۰۱۵	۰/۰۴۴	۰/۴۶۴	مثبت			بی‌معنی
لگاریتم طبیعی نسبت بدهی به دارایی‌ها	-۰/۰۱۶	-۰/۱۷۲	۰/۸۶۲	منفی			بی‌معنی
نسبت سود انباشته به دارایی‌ها	-۰/۱۵۹	۰/۹۳۳	۰/۳۵۱	منفی			بی‌معنی
نسبت سود دارایی ثابت به دارایی‌ها	۰/۱۱۲	۰/۶۶۷	۰/۳۵۵	مثبت			بی‌معنی
لگاریتم طبیعی فروش	۰/۰۸۹	۲/۱۰۹	۰/۰۴۳	مثبت		*	
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۷۱۷		آماره دورین واتسون				۱/۴۹۵

نتایج منعکس شده در نگاره (۲) بیانگر این است که بین جریان‌های نقدی آزاد و تنوع‌بخشی همگن رابطه معناداری وجود ندارد. به عبارت دیگر، تغییرات جریان‌های نقدی آزاد هیچ‌گونه تأثیری بر تغییرات تنوع‌بخشی همگن ندارد. این نتایج با نتیجه پژوهش دیوکاس و کان (۲۰۰۴) و پارک و جانگ (۲۰۱۳) همسو نبوده و آن را نقض می‌کند. در توضیح چنین مغایرتی، احتمالاً شرایط کسب و کار در ایران و جدا بودن سیاست‌های تجاری از سیاست‌های مالی شرکت، دخیل می‌باشد. بعبارتی از آنجاکه در نمونه‌های مورد بررسی، میانگین جریان‌های نقدی آزاد کم می‌باشد، لذا ارتباط بین جریان‌های نقدی آزاد و تنوع‌بخشی همگن مشاهده نشده است.

آزمون فرضیه دوم: هدف از فرضیه دوم، بررسی رابطه بین جریان‌های نقدی آزاد و تنوع‌بخشی ناهمگن می‌باشد. نتایج حاصل از برآورد حداقل مربعات سه مرحله‌ای (3SLS) برای فرضیه دوم به صورت زیر است:

تکراه (۳): ضرایب برآورد شده با استفاده از روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای (3SLS)

متغیر درون‌زا: تنوع‌بخشی ناهمگن							
$U_{entropy_{i,t}} = \alpha + \beta_1 FCF_{i,t} + \beta_2 \ln(Tobin's\ q)_{i,t} + \beta_3 \ln(TDL)_{i,t} + \beta_4 RER_{i,t} + \beta_5 PPNE_{i,t} + \beta_6 \ln(Sales)_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$							
سطح معناداری			رابطه	Prob	آماره t	ضریب	متغیرها
٪۹۰	٪۹۵	٪۹۹					
بی معنی			مثبت	۰/۸۱۹	-۰/۲۲۹	۰/۱۱۷	ضریب ثابت
بی معنی			منفی	۰/۵۲۵	۰/۳۵۱	-۰/۰۱۸	جریان‌های نقدی آزاد
بی معنی			مثبت	۰/۶۶۴	۰/۰۴۴	۰/۰۲۰	لگاریتم طبیعی کیوتوین
بی معنی			منفی	۰/۸۶۲	-۰/۱۷۲	-۰/۰۳۴	لگاریتم طبیعی نسبت بدهی به دارایی‌ها
بی معنی			منفی	۰/۳۵۱	۰/۹۳۳	-۰/۱۰۸	نسبت سود انباشته به دارایی‌ها
بی معنی			منفی	۰/۵۰۵	۰/۶۶۷	-۰/۰۳۲	نسبت سود دارایی ثابت به دارایی‌ها
*			منفی	۰/۰۴۴	۲/۰۱۹	-۰/۰۰۷	لگاریتم طبیعی فروش
۱/۴۷۳			آماره دورین واتسون		۰/۶۵۲		ضریب تعیین تعدیل شده

نتایج منعکس شده در نگاره (۳) بیانگر این است که بین جریان‌های نقدی آزاد و تنوع‌بخشی ناهمگن نیز رابطه معناداری وجود ندارد. یعنی تغییرات جریان‌های نقدی آزاد هیچ‌گونه تأثیری

بر تغییرات تنوع‌بخشی ناهمگن ندارد. این نتایج با نتیجه پژوهش استگیلیانو و همکاران (۲۰۱۳) و پارک و جانگ (۲۰۱۳) همسو نمی‌باشد و آن را نقض می‌کند. احتمالاً دلایل رد فرضیه اول برای فرضیه دوم هم صادق است.

آزمون فرضیه سوم: این فرضیه به بررسی رابطه بین جریان‌های نقدی آزاد و عملکرد شرکت می‌پردازد. نتایج حاصل از برآورد حداقل مربعات سه مرحله‌ای (3SLS) برای فرضیه سوم به صورت زیر است:

نگاره (۴): ضرایب برآورد شده با استفاده از روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای

(3SLS)

متغیر درون‌زا: عملکرد							
$\ln(\text{Tobin's } q)_{i,t} = \alpha + \beta_1 \text{FCF}_{i,t} + \beta_2 \text{Rentropy}_{i,t} + \beta_3 \text{Uentropy}_{i,t} + \beta_4 \ln(\text{TDL})_{i,t} + \beta_5 \text{Cash flow}_{i,t} + \beta_6 \text{Sales GR}_{i,t} + \beta_7 \ln(\text{Sales})_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$							
سطح معناداری			رابطه	Prob	آماره t	ضریب	متغیرها
%۹۰	%۹۵	%۹۹					
			مثبت	۰/۴۴۳	۰/۷۶۵	۰/۵۲۵	ضریب ثابت
		*	منفی	۰/۰۰۳	-۲/۹۳۴	-۰/۳۶۴	جریان‌های نقدی آزاد
			منفی	۰/۹۵۱	-۰/۰۶۱	-۰/۰۰۴	شاخص آنتروپی تنوع‌بخشی همگن
			مثبت	۰/۷۳۰	۰/۳۴۵	۰/۱۵۶	شاخص آنتروپی تنوع‌بخشی ناهمگن
			منفی	۰/۸۰۰	-۰/۲۵۳	-۰/۰۲۳	لگاریتم طبیعی نسبت بدهی به دارایی‌ها
		*	مثبت	۰/۰۰۴	۲/۸۹۹	۰/۶۵۲	جریان نقدی عملیاتی
		*	مثبت	۰/۰۲۴	۰/۲۵۸	۰/۱۱۵	رشد فروش خالص
			مثبت	۰/۶۲۰	۰/۴۹۵	۰/۰۲۲	لگاریتم طبیعی فروش
۱/۷۸۷			آماره دوربین واتسون		۰/۳۳۹		ضریب تعیین تعدیل شده

همان‌طور که در نگاره (۴) مشاهده می‌شود، بین جریان‌های نقدی آزاد و عملکرد، رابطه منفی و معناداری در سطح ۹۹٪ وجود دارد. ضریب منفی جریان‌های نقدی آزاد (-۰/۳۶۴) نشان می‌دهد که با افزایش جریان‌های نقدی آزاد، عملکرد شرکت کاهش می‌یابد؛ به این صورت که جریان نقدی آزاد به مدیران اجازه می‌دهد که به هدف‌های شخصی خود برسند. حتی مدیران برای دستیابی به منافع شخصی خود جریان‌های نقد آزاد را در پروژه‌هایی که خالص ارزش فعلی

آنها منفی است، سرمایه‌گذاری می‌کنند که این امر باعث تضعیف عملکرد شرکت می‌شود. ضریب تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد که حدود ۳۴٪ از تغییرات توسط متغیرهای برون‌زای ذکر شده در مدل توضیح داده می‌شود. با توجه به نگاره (۴) مشاهده می‌شود که آماره دورین واتسون ۱/۷۸۷ می‌باشد که نشان دهنده عدم وجود مشکل خودهمبستگی بین باقی‌مانده‌های مدل می‌باشد. این نتایج با نتیجه پژوهش پارک و جانگ (۲۰۱۳) همسو می‌باشد. از طرف دیگر، نتیجه این پژوهش با نتایج تحقیق محمودآبادی و همکاران (۱۳۹۲) همسو نبوده و آن را نقض می‌کند. نتایج فوق می‌تواند بیانگر وجود مشکل نمایندگی مربوط به جریان‌های نقدی آزاد در شرکت‌های ایرانی باشد.

آزمون فرضیه چهارم: هدف از این فرضیه، بررسی رابطه بین تنوع‌بخشی همگن و عملکرد شرکت می‌باشد. نتایج حاصل از برآورد حداقل مربعات سه مرحله‌ای (3sls) برای فرضیه چهارم در نگاره‌های (۲) و (۴) ارائه شده است. نتایج منعکس شده بیانگر این است که بین تنوع‌بخشی همگن و عملکرد رابطه معناداری وجود ندارد. یعنی تغییرات تنوع‌بخشی همگن هیچ‌گونه تأثیری بر تغییرات عملکرد ندارد. این نتایج با نتیجه پژوهش آنیل و ایجت (۲۰۰۷) و پارک و جانگ (۲۰۱۳) همسو نمی‌باشد و آن را نقض می‌کند. ولی نتایج این مطالعه با نتایج تحقیقات قالیباف‌اصل و یآوری (۱۳۹۱)، تهرانی و احمدیان (۱۳۸۵) و تهرانی و همکاران (۱۳۸۷) همخوانی دارد و آنها را تایید می‌کند. به عبارت دیگر، ارتباطی بین تنوع‌بخشی و عملکرد شرکت وجود ندارد. دلیل مغایرت این یافته‌ها با نتایج تحقیقات انجام شده در سایر کشورها به سیاست تجاری شرکت‌های ایرانی و شرایط بازار مربوط می‌شود که معمولاً حالت انحصاری دارد. تهرانی و همکاران (۱۳۸۷) معتقد است که دلایل عدم ارتباط شاید به تأخیر تأثیرگذاری استراتژی تجاری شرکت بر عملکرد آتی آن بستگی داشته باشد.

آزمون فرضیه پنجم: در این فرضیه رابطه بین تنوع‌بخشی ناهمگن و عملکرد، مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج حاصل از برآورد حداقل مربعات سه مرحله‌ای (3sls) برای فرضیه پنجم در نگاره‌های (۳) و (۴) ارائه شده است.

نتایج منعکس شده در نگاره‌های (۳) و (۴) بیانگر این است که بین تنوع‌بخشی ناهمگن و عملکرد رابطه معناداری وجود ندارد. یعنی تغییرات تنوع‌بخشی ناهمگن هیچ‌گونه تأثیری بر تغییرات عملکرد ندارد. این نتایج با نتیجه پژوهش آنیل و ایجت (۲۰۰۷) و پارک و جانگ

(۲۰۱۳) همسو نمی‌باشد و آن را نقض می‌کند. ولی نتایج این مطالعه با نتایج تحقیقات قالیباف‌اصل و یآوری (۱۳۹۱)، تهرانی و احمدیان (۱۳۸۵) و تهرانی و همکاران (۱۳۸۷) همخوانی دارد و آنها را تایید می‌کند.

نتیجه‌گیری

در این تحقیق، ارتباط متقابل بین جریان نقدی آزاد، تنوع‌بخشی و عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران در طی دوره ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۱ مورد بررسی قرار گرفت. با توجه به نتایج حاصل از آزمون فرضیات، بین جریان‌های نقدی آزاد و عملکرد شرکت‌ها رابطه منفی وجود دارد. طبق تئوری نمایندگی (جنسن، ۱۹۸۶؛ جنسن و مک کلینگ، ۱۹۷۶)، جریان نقدی آزاد به مدیران اجازه می‌دهد که به هدف‌های شخصی خود برسند. حتی مدیران برای دستیابی به منافع شخصی خود جریان نقد آزاد را در پروژه‌هایی با ارزش فعلی منفی سرمایه‌گذاری می‌کنند که این امر باعث تضعیف عملکرد شرکت می‌شود. در این خصوص تیمن و همکاران (۲۰۰۴) و فایرفیلد و همکاران (۲۰۰۳) به شواهد تجربی دست یافتند که نشان می‌دهد که شرکت‌ها با بیش سرمایه‌گذاری، بازده آتی سهام و در نتیجه عملکرد شرکت را کاهش می‌دهند. دجو و همکاران (۲۰۰۸) نیز بیان می‌کنند که با نگهداری جریان نقدی مازاد، عملکرد آتی شرکت را تضعیف می‌کنند. علاوه بر این، براش و همکاران (۲۰۰۰) نشان دادند که جریان نقدی آزاد بر رشد و عملکرد شرکت تأثیر منفی دارد. براین اساس، کاهش اختیارات مدیریتی باعث کاهش هزینه‌های نمایندگی جریان‌های نقدی آزاد شده و به نوبه خود، عملکرد و ارزش شرکت را بهبود می‌بخشد. همان‌گونه که از یافته‌ها مشخص است، بین تنوع‌بخشی، عملکرد و جریان‌های نقدی آزاد رابطه معنی‌داری مشاهده نشده است که این نتیجه با نتایج تحقیقات قبلی محققان ایرانی همسویی دارد. به عبارت دیگر، علیرغم اینکه از نظر تئوری انتظار می‌رود در شرکت‌های با مشکلات نمایندگی، جریان‌های نقدی آزاد سبب تنوع‌بخشی شود ولی یافته‌های تحقیق مذکور این نتایج را نشان نمی‌دهد که ممکن است دلیل آن، وجود مقادیر منفی جریان‌های نقدی آزاد در این نمونه باشد. همچنین ممکن است این نتیجه به تعداد اندک نمونه شرکت‌های ایرانی مرتبط باشد که از تنوع‌بخشی ناهمگن استفاده می‌کنند. همچنین عواملی همچون انحصاری بودن بازار ایران، سبک مدیریت شرکت و پیش‌نیازهای تنوع‌بخشی (اندازه سازمان، توانایی و مهارت

مدیریت) می‌تواند بر حصول این نتیجه اثرگذار باشد. از این‌رو، این موضوع نیازمند بررسی دقیق‌تر است که می‌توان در تحقیقات آتی به آن پرداخت.

این یافته‌ها می‌تواند برای مدیران، سرمایه‌گذاران، سیاست‌گذاران و تنظیم‌کنندگان بازار سرمایه سودمند باشد. از آنجاکه در این تحقیق، وجود رابطه بین جریان‌های نقدی آزاد و عملکرد، تأیید شده است، افشا در زمینه جریان نقدی آزاد و توجه به آن می‌تواند باعث رونق و پویایی بازار شده و منبع اطلاعاتی جدید را برای سرمایه‌گذاران فراهم آورد.

پیشنهادات برای تحقیقات آتی

۱. در این مطالعه اثر صنعت دیده نشده است که در نظر داشتن آن می‌تواند زمینه مناسبی برای تحقیقات آتی فراهم آورد.
۲. در این پژوهش برای اندازه‌گیری تنوع‌بخشی از الگوی جک‌کیومن و بری استفاده شده است. استفاده از سایر الگوها برای اندازه‌گیری تنوع‌بخشی و مقایسه نتایج آنها با این مدل‌ها، می‌تواند مفید باشد.

پی‌نوشت‌ها

- | | |
|-----------------------------|----------------------|
| ۱ Diversification | ۵ Economies of scale |
| ۲ Diversification Related | ۶ Endogenous |
| ۳ Diversification Unrelated | ۷ Exogenous |
| ۴ Synergy hypothesis | |

منابع

- آکر، دیوید. (۱۳۸۹). *مبانی مدیریت استراتژیک*، فرهنگی، علی‌اکبر؛ خادمی، مهدی و صفرزاده، حسین. انتشارات مهکامه، چاپ اول، (صص ۱۹۰-۲۰۶).
- تهرانی، رضا و واحد احمدیان، هادی. (۱۳۸۵). بررسی رابطه بین تنوع محصولات با ریسک و بازدهی سهام شرکت‌های تولیدی بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، ش ۳۸، (صص ۲۱۲-۱۸۷).

تهرانی، رضا؛ بابایی زکلیکی، محمد علی و کریمی، کیانا. (۱۳۸۷). تأثیر استراتژی تنوع بر عملکرد مالی شرکت‌های تولیدی عضو بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*، دوره ۱۰، ش ۲۵، (صص ۲۱ تا ۴۰).

رضایی، فرزین و تیموری، محمد. (۱۳۹۱). بررسی عوامل تعاملی بین ریسک جریان‌های نقدی آزاد، ساختار حاکمیت شرکتی و سیاست بدهی شرکت‌ها. *پژوهش‌های تجربی حسابداری مالی*، شماره ۳، (صص ۹۸-۱۱۵).

قالیباف‌اصل، حسن و یاوری، هما. (۱۳۹۱). بررسی رابطه بین تنوع بخشی محصول و عملکرد مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پایان نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه الزهراء. محمودآبادی، حمید و مهدوی، غلامحسین و فریدونی، مرضیه. (۱۳۹۲). بررسی تأثیر جریان‌های نقدی آزاد و هزینه‌های نمایندگی بر عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله دانش حسابداری*، سال چهارم، ش ۱۲، (صص ۱۱۱ تا ۱۳۱).

نمازی، محمد و شکرالهی، احمد. (۱۳۹۲). بررسی تعامل بین جریان نقدی آزاد، سیاست بدهی و ساختار مالکیت با استفاده از سیستم معادلات همزمان: مطالعه موردی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز*، دوره پنجم، شماره ۲، (صص ۱۶۵-۲۰۶).

Doukas, J. Kan, O. (2004). Excess cash flows and diversification discount. *Financial Management* 33: 71-88 .

Erdorf, S., Wendels, T. H., Heinrichs, N., & Matz, M. (2013). Corporate diversification and firm value: a survey of recent literature. *Financ Mark Portf Manag*, 187-215 .

Jacquemin, A., Berry, C. (1979). Entropy measure of diversification and corporate growth. *The Journal of Industrial Economics* 27: 359-369 .

Jensen, M. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *The American Economic Review* 76: 323-329 .

Richardson, S. (2006). Over-investment of free cash flow. *Review of Accounting Studies* 11: 159-189 .

Stagliano, R., Rocca, M. L., & Rocca, T. L. (2013). Agency costs of free cash flow, internal capital markets. *Rev Manag Sci*, 124-145 .

Lang, L., Stulz, R. (1994). Tobin's q, corporate diversification, and firm performance. *Journal of Political Economy* 102: 1248-1280 .

Park, K. , & Jang, S. S. (2013). Capital structure, free cash flow, diversification and firm performance. *International Journal of Hospitality Management* 33: 51-63.

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال چهارم، شماره ۱۵، بهار ۱۳۹۴، صص ۱۴۹ - ۱۶۴

رابطه بین انواع مالکیت نهادی و محافظه‌کاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

نرگس سرلک*، داود کلوانی**

تاریخ دریافت: ۹۳/۰۲/۰۶

تاریخ پذیرش: ۹۳/۰۵/۱۴

چکیده

این پژوهش به بررسی رابطه انواع مالکیت نهادی و محافظه‌کاری سود می‌پردازد. تحقیق حاضر براساس معیار بریکلی و دیگران (۱۹۸۸)، مالکان نهادی را ابتدا به دو گروه با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت و کوتاه‌مدت و سپس مالکان نهادی با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت را به دو دسته مستقل و وابسته تقسیم می‌نماید. برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری از مدل باسو (۱۹۹۷) استفاده شده است. در این پژوهش اطلاعات مربوط به ۳۹ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۰ ساله ۱۳۸۳ لغایت ۱۳۹۲ گردآوری و فرضیات تحقیق با استفاده از رگرسیون چندگانه مورد آزمون قرار گرفتند. نتایج حاکی از این است که هیچگونه رابطه معنی‌داری بین مالکیت نهادی مستقل با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت و محافظه‌کاری، مالکیت نهادی وابسته با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت و محافظه‌کاری و نیز مالکیت نهادی با افق سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت و محافظه‌کاری وجود ندارد.

واژه‌های کلیدی: محافظه‌کاری، سرمایه‌گذاران نهادی مستقل، سرمایه‌گذاران نهادی وابسته، سرمایه‌گذاری

بلندمدت سرمایه‌گذاری جاری

طبقه بندی موضوعی: M41

* استادیار، رشته حسابداری، دانشکده مدیریت، دانشگاه قم، (نویسنده مسئول)، (sarlak.narges@gmail.com)

** کارشناس ارشد، رشته حسابداری، دانشکده مدیریت، دانشگاه قم، (d.kalavani@yahoo.com)

مقدمه

با جدا شدن مالکیت و مدیریت، مدیران به عنوان نماینده مالکان (سهامداران)، شرکت را اداره می‌کنند. با شکل‌گیری رابطه نمایندگی، تضاد منافع بین مدیران و سهامداران ایجاد می‌گردد؛ بدان معنا که ممکن است مدیران دست به رفتارهای فرصت‌طلبانه زده، تصمیماتی را اتخاذ نمایند که در جهت منافع آنها و عکس منافع سهامداران باشد. به همین دلیل یکی از وظایف مدیران پاسخگویی به سهامداران می‌باشد (مهرانی، مرادی و اسکندر، ۱۳۸۹). براساس شواهد تجربی کارآترین شکل پاسخگویی، گزارشگری مالی می‌باشد. با رسوایی‌های اخیر و ورشکستگی شرکت‌های بزرگ نظیر انرون، ورلد کام و غیره اعتبار اعداد و ارقام حسابداری که مهمترین بخش گزارشگری مالی را تشکیل می‌دهند به شدت زیر سوال رفته به طوری که سرمایه‌گذاران، اعتمادی به صورت‌های مالی تهیه شده توسط مدیریت ندارند. با توجه به این امر، توجه به نظام راهبری شرکت‌ها و کیفیت گزارشات حسابداری به طور روز افزون افزایش پیدا کرده است. نظام راهبری شامل معیارها و مکانیزم‌هایی می‌باشد که می‌تواند از قدرت مدیران در پیگیری منافع شخصی بکاهد (مرادزاده فرد، بنی‌مهد و دینداریزادی، ۱۳۹۰). یکی از سازوکارهای راهبری شرکتی که دارای اهمیت فزاینده‌ای است، ظهور سرمایه‌گذاران نهادی به عنوان مالکان سرمایه می‌باشد. از آنجا که مالکان نهادی بزرگترین گروه از سهامداران را تشکیل می‌دهند، نقش آنها در نظارت بر رویه‌های اتخاذ شده از سوی مدیران از اهمیت بالایی برخوردار است و انتظار می‌رود حضور این مالکان در ترکیب سهامداران بر رویه‌های شرکت مؤثر باشد (مهرانی، مرادی و اسکندر، ۱۳۸۹). به عبارتی مالکان نهادی انگیزه‌های زیادی برای نظارت بر گزارشگری مالی دارند. صورت‌های مالی و به خصوص صورت سود و زیان، منبع مهمی از اطلاعات در مورد شرکت است. شواهد تجربی نشان می‌دهد که حضور سرمایه‌گذاران نهادی با واکنش بازار نسبت به انتشار سود رابطه مثبت دارد (جونگ و کن، ۲۰۰۲). در نتیجه، سود از دیدگاه قیمت‌گذاری اوراق بهادار اطلاعات مفیدی فراهم بوده و منبع اطلاعاتی مهمی نزد نهادها به شمار می‌آید. از سوی دیگر، محافظه‌کاری سود نیز یکی از ویژگی‌های کیفی اطلاعات حسابداری است که طی قرن‌ها تئوری و عمل حسابداری را تحت تاثیر قرار داده است و طی سال‌های اخیر و با توجه به رسوایی‌های مالی، توجه بیشتری را بخود جلب کرده است. محافظه‌کاری سود، مدیران را از رفتارهای فرصت‌طلبانه و خوش‌بینی بیش از حد در ارائه

سود باز داشته و بدین ترتیب سود محافظه کارانه‌تر، با کیفیت‌تر تلقی می‌شود. با این اوصاف، انتظار می‌رود نهادها انگیزه‌هایی برای گزارش محافظه کارانه سود داشته باشند. اما مسائل‌های که مطرح است، این است که "آیا کلیه مالکان نهادی انگیزه یکسانی برای نظارت بر رویه‌های حسابداری دارند؟" مطالعات پیشین نشان دادند که سرمایه‌گذاران نهادی مشابه با یکدیگر نبوده و انگیزه‌های یکسانی برای نظارت بر رویه‌های اتخاذ شده از سوی شرکت‌ها ندارند (نویسی و نایکر ۲۰۰۶؛ رامالینگودا و یو، ۲۰۱۱). هدف از این تحقیق بررسی رابطه انواع مالکیت نهادی و محافظه‌کاری سود می‌باشد. تحقیق حاضر براساس معیار بریکلی و دیگران (۱۹۸۸)، مالکان نهادی را بر اساس انگیزه‌های نظارتی آنها ابتدا به دو گروه سرمایه‌گذاران با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت و کوتاه‌مدت و سپس مالکان نهادی با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت را به دو دسته مستقل و وابسته تقسیم می‌نماید.

پیشینه تحقیق

نتایج حاصل از تحقیقات بوش در سال ۱۹۹۸، نشان می‌دهد در شرکت‌هایی که درصد مالکیت نهادی کمتر است، مدیران تمایل زیادی به کاهش هزینه‌های تحقیق و توسعه و در نتیجه، بالا بردن سود به سطح قابل قبول دارند. در شرکت‌هایی که درصد مالکیت نهادی بالاتر است، انگیزه مدیران برای مدیریت سود از طریق عدم انجام سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های تحقیق و توسعه کاهش می‌یابد. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که حضور مالکان نهادی به کاهش مدیریت سود و متعاقباً حسابداری محافظه کارانه منجر می‌گردد (بوش، ۱۹۸۸).

چی، لیو و وانگ در سال ۲۰۰۷، دریافتند که بین مالکیت نهادی و محافظه‌کاری رابطه مثبت معناداری وجود دارد. براساس یافته‌های ایشان، شرکت‌های با مالکیت نهادی کمتر، تقاضای کمتری برای حسابداری محافظه کارانه دارند. همچنین آنها دریافتند که در صورت عدم تفکیک نقش مدیر عامل و رییس هیات مدیره، تمایل بیشتری به محافظه‌کاری وجود دارد (چی، لیو، وانگ، ۲۰۰۷).

رامالینگودا و یو در سال ۲۰۱۱، دریافتند که مالکیت بیشتر توسط نهادهایی که علاقمند به نظارت بر مدیریت شرکت هستند با اعمال محافظه‌کاری ارتباط مستقیم دارد. این ارتباط در بین شرکت‌های با گزینه‌های رشد بالا و همچنین عدم تقارن اطلاعاتی بیشتر، نمایان‌تر می‌باشد. در

مجموع نتایج تحقیق بیانگر آن است که نهادهای نظارتی محافظه‌کاری بیشتری را تقاضا می‌نمایند (رامالینگگودا، یو، ۲۰۱۱).

مرادی در سال ۱۳۸۶، در تحقیقی به بررسی نقش نظارتی سرمایه‌گذاران نهادی از این منظر که آیا مالکیت نهادی بر کیفیت سود گزارش شده تأثیر دارد، پرداخت. به طور کلی، نتایج این تحقیق بیانگر وجود رابطه مثبت بین سرمایه‌گذاران نهادی و کیفیت سود است (مرادی، ۱۳۸۶).

مهرانی، مرادی و اسکندر در سال ۱۳۸۹ در تحقیقی با عنوان رابطه بین نوع مالکیت نهادی و محافظه‌کاری، مالکان نهادی را به دو دسته فعال (دارای نماینده در هیات مدیره شرکت سرمایه‌پذیر) و منفعل (بدون نماینده در هیات مدیره شرکت سرمایه‌پذیر) تفکیک نموده و به این نتیجه رسیدند که بین مالکیت نهادی منفعل و محافظه‌کاری رابطه مثبت و معناداری وجود دارد ولی بین مالکیت نهادی فعال و محافظه‌کاری رابطه قابل اتکایی وجود ندارد (مهرانی، مرادی و اسکندر، ۱۳۸۹).

کرمی، حسینی و حسنی در سال ۱۳۸۹ در تحقیق خود با عنوان " بررسی رابطه بین سازوکارهای نظام راهبری شرکت و محافظه‌کاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران " رابطه بین محافظه‌کاری و مالکیت نهادی را بررسی نموده و با استفاده از دو مدل باسو (۲۰۰۰) و بال و شیواکومار (۲۰۰۰)، به این نتیجه رسیدند که با استفاده از مدل بال و شیواکومار برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری، رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار بین مالکیت نهادی و محافظه‌کاری وجود دارد لیکن در صورت استفاده از مدل باسو برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری، رابطه معناداری بین محافظه‌کاری و مالکیت نهادی وجود ندارد (کرمی، حسینی و حسنی، ۱۳۸۹).

مرادزاده‌فرد، بنی‌مهد و دینداریزیدی (۱۳۹۰)، در تحقیقی با عنوان " بررسی رابطه بین نظام راهبری شرکتی و محافظه‌کاری حسابداری " رابطه بین مالکیت نهادی و محافظه‌کاری را بررسی نموده و با استفاده از مدل گیولی و هاین (۲۰۰۰)، به رابطه‌ای مثبت بین مالکیت نهادی و محافظه‌کاری پی بردند (مرادزاده‌فرد، بنی‌مهد و دینداریزیدی، ۱۳۹۰).

نهندی، برادران و باغبانی در سال ۱۳۹۰ رابطه بین محافظه کاری و مالکیت نهادی را مورد بررسی قرار داده و با استفاده از مدل رویچوداری و واتز (۲۰۰۶)، به این نتیجه رسیدند که بین محافظه کاری و مالکیت نهادی رابطه معنی داری وجود ندارد (نهندی، برادران و باغبانی، ۱۳۹۰).

اسدی و جلالیان در سال ۱۳۹۱ با استفاده از دو مدل بیور و رایان (۲۰۰۰) و گیولی و هاین (۲۰۰۰) رابطه بین محافظه کاری و مالکیت نهادی را مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه رسیدند که در نتیجه استفاده از اولین مدل، بین درصد سهامداران نهادی و محافظه کاری رابطه‌ای وجود ندارد ولی با استفاده از دومین مدل، رابطه معکوس مشاهده شد. یعنی در کل نمی‌توان گفت، بین درصد سهامداران نهادی و محافظه کاری رابطه معنی داری وجود دارد (اسدی و جلالیان، ۱۳۹۱).

نکونام در سال ۱۳۹۱ با استفاده از مدل تعدیل شده آستامی و تاور (۲۰۰۶)، رابطه بین محافظه کاری و مالکیت نهادی را مورد بررسی قرار داد و به این نتیجه رسید که بین مالکیت نهادی و محافظه کاری رابطه معکوس و معنی دار وجود دارد (نکونام، ۱۳۹۱).

با بررسی پیشینه تحقیق مشخص می‌شود که در ایران به غیر از تحقیق مهرانی و همکاران (۱۳۸۹) که مالکان نهادی را به دو گروه فعال (دارای نماینده در هیات‌مدیره (و منفعل (بدون نماینده در هیات‌مدیره) تقسیم نموده است، در مابقی تحقیقات مالکان نهادی به صورت کلی بررسی شده‌اند. این در حالیست که سرمایه‌گذاران نهادی انگیزه‌های یکسانی برای نظارت بر رویه‌های اتخاذ شده از سوی شرکت‌ها ندارند. بر این اساس در تحقیق حاضر طبق معیار بریکلی و دیگران (۱۹۸۸)، مالکان نهادی با توجه به انگیزه‌های نظارتی آنها به سه گروه تقسیم شده‌اند.

فرضیات تحقیق

براساس شواهد حاصل از تحقیقات پیشین، تأثیر سرمایه‌گذاران نهادی بر رویه‌های اتخاذ شده شرکت‌ها با یکدیگر مشابه نبوده و آنها انگیزه‌های یکسانی برای نظارت بر این رویه‌ها ندارند (نویسی و نایکر، ۲۰۰۶). لذا تقاضای سرمایه‌گذاران نهادی برای محافظه کاری احتمالاً در بین نهادهای مختلف متفاوت است. برای مثال، تحقیقات قبلی نشان می‌دهد در میان نهادهای ویژگی‌هایی نظیر افق سرمایه‌گذاری بلندمدت، تمرکز مالکیت سهام و استقلال از مدیریت شرکت، منجر به ایجاد انگیزه‌های بالاتر نظارت در میان برخی نهادهای نسبت به سایر آنها می‌شود

(شلیفر، ویشنی، ۱۹۸۶؛ چن، هارفورد و لی، ۲۰۰۷). افق سرمایه‌گذاری بلندمدت به سرمایه‌گذاران این اجازه را می‌دهد که به قدر کافی به عنوان سهامدار باقی بمانند تا از منافع نظارت بهره‌مند شوند. بر خلاف سرمایه‌گذاران مستقل، سرمایه‌گذاران وابسته دارای روابط تجاری بلندمدت با شرکت هستند؛ و در نتیجه، آنها به احتمال زیاد دسترسی مستقیم بیشتری به مدیران شرکت‌ها دارند. از این رو، کمتر بر اطلاعات حسابداری تکیه می‌کنند. مطابق این نظریه، تحقیقات پیشین (بوش، ۱۹۹۸؛ چن، هارفورد و لی، ۲۰۰۷)، به این نتیجه رسیدند که نهادهایی که دارای افق سرمایه‌گذاری بلندمدت بوده، و مستقل از مدیریت می‌باشند (نهادهای نظارتی) به احتمال زیاد بر مدیران نظارت می‌کنند. بنابراین، اگر سرمایه‌گذاران نهادی خواهان محافظه‌کاری به عنوان یک ابزار حاکمیتی باشند، این تقاضا به احتمال زیاد توسط نهادهای نظارتی مطرح خواهد شد تا نهادهای غیرنظارتی. بر این اساس، سرمایه‌گذاران نهادی را می‌توان به سه دسته تقسیم کرد. مالکان نهادی مستقل با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت، مالکان نهادی وابسته با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت و مالکان نهادی با افق سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت. در تحقیق حاضر برای تفکیک نهادها به مستقل و وابسته از معیار بریکلی و دیگران (۱۹۸۸) استفاده شده است. آنها استقلال یک موسسه از مدیریت را براساس روابط تجاری بالقوه آن با شرکت‌های سرمایه‌پذیر اندازه‌گیری کردند. شرکت‌های سرمایه‌گذاری و صندوق‌های بازنشستگی عمومی به عنوان نهادهای مستقل تلقی می‌شوند، زیرا این نوع نهادها با احتمال کمتری با شرکت‌های سرمایه‌پذیر خود روابط تجاری دارند. در عوض بانک‌ها، شرکت‌های بیمه و غیره به عنوان نهادهای وابسته شناسایی شده‌اند، زیرا این سازمان‌ها در گذشته یا آینده با شرکت‌های سرمایه‌پذیر خود روابط تجاری دارند (رامالینگگودا و یو، ۲۰۱۱). براساس مبانی نظری فوق فرضیات ذیل مطرح می‌گردد:

۱. بین مالکیت نهادی مستقل با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت و محافظه‌کاری رابطه معنی‌دار وجود دارد.
۲. بین مالکیت نهادی وابسته با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت و محافظه‌کاری رابطه معنی‌دار وجود دارد.

۳. بین مالکیت نهادی با افق سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت و محافظه‌کاری رابطه معنی‌دار وجود دارد.

روش پژوهش

پژوهش حاضر از بعد هدف، از نوع توصیفی و همبستگی است. از بعد فرآیند نوع پژوهش، کمی و از بعد منطق، یک پژوهش استقرایی است. همچنین از بعد نتیجه پژوهش، یک پژوهش کاربردی و از نظر نوع داده‌ها و زمان گردآوری اطلاعات از نوع داده‌های تلفیقی و تاریخی می‌باشد که نمونه‌های موجود را در طول دوره‌های زمانی مختلف مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهد. جامعه آماری پژوهش، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران هستند. طول دوره تحقیق ده سال از ۱۳۸۳ الی ۱۳۹۲ است. انتخاب نمونه از طریق غربالگری و بر اساس معیارهای ذیل صورت گرفته است:

۱. تمام یا بخشی از سرمایه شرکت متعلق به مالکان نهادی باشد.
 ۲. جزو شرکت‌های واسطه‌گری مالی به سبب ماهیت خاص فعالیت آنها نباشد.
 ۳. برای رعایت قابلیت مقایسه، دوره‌ی مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفند ماه باشد.
 ۴. شرکت‌های عضو نمونه در دوره‌ی مورد بررسی، تغییر فعالیت یا تغییر سال مالی نداشته باشند.
 ۵. شرکت‌های عضو نمونه در دوره‌ی مورد بررسی، توقف فعالیت نداشته باشند.
 ۶. در دوره مورد بررسی در بورس حضور داشته باشند.
 ۷. نماد معاملاتی شرکت در هر سال حداقل ۷۰ روز معامله شده باشد (به منظور سیال بودن سهام شرکت‌ها و در نتیجه قابل اتکابودن قیمت سهم و بازده آن).
- با توجه به معیارهای فوق ۴۰ شرکت به عنوان نمونه انتخاب و مورد بررسی قرار گرفتند. داده‌های مربوط به شرکت‌های نمونه از نرم‌افزار ره‌آورد نوین و سایت بورس استخراج و آزمون‌های آماری به وسیله نرم‌افزار Eviews انجام گردید.

در این تحقیق برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری از مدل باسو (۱۹۹۷) استفاده شده که به شرح ذیل است:

$$NI_{it} = \alpha_0 + \beta_1 DR_{it} + \beta_2 RET_{it} + \beta_3 (RET \times DR)_{it} \quad \text{مدل (۱)}$$

در مدل فوق NI سود خالص تقسیم بر ارزش بازار حقوق صاحبان سهام؛ RET بازده سالانه سهام شرکت؛ DR متغیر مجازی است و برای شرکت‌هایی که $RET < 0$ برابر با یک و در غیر این صورت، صفر در نظر گرفته می‌شود. در این مدل، بازده مثبت، نماینده اخبار خوب و بازده منفی، نماینده اخبار بد است. چنانچه بازده سهام مثبت باشد، رابطه $NI = \alpha + \beta_2 RET + \varepsilon$ به دست می‌آید که در آن β_2 نشان دهنده حساسیت واکنش سود به اخبار خوب است. چنانچه بازده سهام منفی باشد، رابطه $NI = \alpha + \beta_1 + (\beta_2 + \beta_3) RET + \varepsilon$ به دست می‌آید که در آن $\beta_2 + \beta_3$ حساسیت واکنش سود را نسبت به اخبار بد نشان می‌دهد. باسو معتقد است واکنش سود نسبت به اخبار بد بهنگام‌تر از واکنش سود نسبت به اخبار خوب است. به عبارتی $\beta_2 < \beta_2 + \beta_3$ و در نتیجه $\beta_3 > 0$ می‌باشد. وی β_3 را ضریب عدم تقارن زمانی سود نامیده و به‌عنوان شاخص محافظه‌کاری معرفی کرد.

به منظور ارزیابی رابطه انواع مالکیت نهادی و محافظه‌کاری، متغیرهای مالکیت نهادی به مدل (۱) اضافه شده است:

مدل (۲)

$$\begin{aligned} NI_{it} = & \alpha + \beta_1 DR_{it} + \beta_2 RET_{it} + \beta_3 RET_{it} * DR_{it} + \\ & \beta_4 LONGINDP_{it} + \beta_5 LONGINDP_{it} * DR + \beta_6 LONGINDP_{it} * \\ & RET + \beta_7 LONGINDP_{it} * RET * DR + \beta_8 LONGDP_{it} + \\ & \beta_9 LONGDP_{it} * DR + \beta_{10} LONGDP_{it} * RET + \beta_{11} LONGDP_{it} * \\ & RET * DR + \beta_{12} SHORT_{it} + \beta_{13} SHORT_{it} * DR + \\ & \beta_{14} SHORT_{it} * RET + \beta_{15} SHORT_{it} * RET * DR + \beta_{16} - \\ & 21 CONTROLS_{it} + \beta_{22} - 27 CONTROLS_{it} * DR_{it} + \beta_{28} - \\ & 33 CONTROLS_{it} * RET_{it} + \beta_{34} - 39 CONTROLS_{it} * RET_{it} * \\ & DR_{it} + \varepsilon \end{aligned}$$

مثبت (منفی) و معنادار بودن β_7 ، β_{11} و β_{15} بیانگر وجود رابطه بین انواع مالکیت‌های نهادی مذکور با محافظه‌کاری می‌باشد. متغیرهای اضافه شده به مدل (۱) شامل متغیرهای مستقل و کنترلی می‌باشند که در ادامه به شرح و تعریف عملیاتی آنها پرداخته می‌شود.

متغیرهای مستقل:

$=LONGINDPit$ درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی مستقل با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت در شرکت i در پایان سال t که به‌عنوان نهادهای نظارتی طبقه‌بندی شده‌اند.

$=LONGDPit$ درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی وابسته با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت در شرکت i در پایان سال t

$=SHORTit$ درصد مالکیت سرمایه‌گذاران نهادی با افق سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت در شرکت i در پایان سال t

متغیرهای کنترلی:

درصد مالکیت توسط مدیر عامل ($MGINVT$): بر اساس تحقیقات پیشین مالکیت توسط مدیر عامل با مالکیت نهادی و همچنین محافظه‌کاری ارتباط منفی معناداری دارد (لافوند، ریچادوری، ۲۰۰۸). درصد مالکیت توسط مدیر عامل برابر است با درصد مالکیت توسط خود مدیر عامل و همچنین درصد مالکیت توسط شخص حقوقی که مدیر عامل نماینده آن می‌باشد.

اندازه شرکت ($SIZE$): شاخص آن لگاریتم طبیعی فروش شرکت است و یکی از عوامل درونی شرکت‌ها است که بر بازدهی و سودآوری آن‌ها تأثیر دارد. انتظار بر این است که شرکت‌های بزرگتر، رشد یافته‌تر بوده و محیط‌های اطلاعاتی غنی‌تری داشته باشند که عدم اطمینان و عدم تقارن اطلاعات مرتبط با قابلیت تحقق سودهای آتی را به طور کلی کاهش می‌دهد (اسلی، ویکجائتر، اوهارا، ۲۰۰۲).

سن (AGE): عمر شرکت در پایان سال t_1 معیاری بعنوان تعداد سال‌هایی است که یک شرکت در بورس پذیرفته شده است. شرکت‌های کم سابقه، فرصت‌های رشد بیشتری نسبت به شرکت‌های با سابقه دارند. عدم تقارن اطلاعات بین سهامداران و مدیران به واسطه وجود

فرصت‌های رشد افزایش می‌یابد، زیرا جریان‌های نقدی آتی تاییدپذیر نیستند و این باعث ایجاد هزینه‌های نمایندگی و متعاقبا محافظه‌کاری بیشتر می‌شود (لافوند، واتز، ۲۰۰۸).

فرصت رشد (MBV): شاخص آن نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری می‌باشد. شرکت‌های با نرخ فرصت رشد بالا، فرصت‌های سرمایه‌گذاری بیشتری پیش روی خود دارند. وجود گزینه‌های مختلف رشد با هزینه‌های نمایندگی رابطه مثبت دارد (اسمیت، واتز، ۱۹۹۲) و محافظه‌کاری ابزاری کارآمد در پاسخ به هزینه‌های نمایندگی است. لذا تقاضای قراردادی بالاتری برای محافظه‌کاری از طرف این شرکت‌ها وجود دارد.

اهرم مالی (LEV): که با نسبت بدهی (جمع بدهی‌ها تقسیم بر جمع دارایی‌ها) اندازه‌گیری می‌شود. شرکت‌های با درجه نسبت بدهی بالا، دارای تعارض‌های نمایندگی بین اعتباردهندگان و نمایندگان هستند. این مقوله، مبین وجود تقاضای قراردادی بالاتری برای محافظه‌کاری از طرف این شرکت‌ها است (واتز، زیمرمن، ۱۹۸۶). همچنین شرکت‌هایی که به لحاظ تامین منابع مالی و نقدینگی با مشکل مواجه هستند، بیشتر احتمال دارد که تحت پیگرد قانونی قرار بگیرند و از آنجا که احتمال فشار مالی با نسبت بدهی افزایش می‌یابد، نشان دهنده تقاضای حقوقی بالاتری برای محافظه‌کاری از طرف این شرکت‌ها است (واتز، ۲۰۰۳).

سودآوری (ROA): نرخ بازده دارایی‌ها، در قراردادهای پاداش مدیران، چه به صراحت و چه به صورت تلویحی، استفاده می‌شود. شواهد گسترده‌ای از استفاده آشکار از طرح‌های پاداش سالانه در طرح‌های عملکرد بلندمدت مدیران عامل شرکت‌ها وجود دارد.

یافته‌های تحقیق

نگاره (۱) حاوی آمار توصیفی متغیرهای مورد آزمون است.

تکانه (۱): آمار توصیفی متغیرها

انحراف معیار	ماکزیمم	مینیمم	میانگین	واریانس	
۲۶/۴۲	۹۹/۰	۰/۰	۴۸/۷۶	۷۰۴/۳	سهام در اختیار مالکان نهادی مستقل با افق سرمایه‌گذاری بلند مدت
۹/۲۹	۵۶/۰	۰/۰	۳/۶۹	۱۵۵/۸	سهام در اختیار مالکان نهادی وابسته با افق سرمایه‌گذاری بلند مدت
۱۱/۷۶	۷۳/۰	۰/۰	۵/۶۷	۱۵۲/۹	سهام در اختیار مالکان نهادی با افق سرمایه‌گذاری کوتاه مدت
۱۲۶/۶۴	۲۰۲۸/۸	-۴۸۷/۸	۴۵/۳۴	۱۶۹۲۹/۲	نسبت سود خالص قبل از اقلام غیر مترقبه بر ارزش بازار حقوق صاحبان سهام
۱۶/۳۲	۸۵/۰	-۶۹/۰	۱۸/۳۹	۴۰۶۶/۵	نرخ بازده دارایی‌ها
۲۵/۹۶	۹۱/۰	۰/۰	۲۱/۴۳	۶۳۲/۲	درصد مالکیت توسط مدیر عامل
۵۱/۱۷	۱۳/۴۶	۱۰/۳	۱۱/۵۸	۰/۲	اندازه شرکت
۱۰/۴۵	۴۶/۰	۱/۰	۱۵/۱۵	۱۰۴/۴	عمر شرکت
۲۱۹/۵۴	۱۵۶/۲	-	-۴/۳۵	۵۷۳۸۹/۳	نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری
۱/۳۶	۱۶/۶۸	-۳/۲۸	۱/۲۹	۱/۳	نسبت بدهی

میانگین مالکیت مالکان نهادی مستقل با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت، مالکان نهادی وابسته با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت و همچنین مالکان نهادی با افق سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت در شرکت‌های مورد بررسی به ترتیب برابر با ۴۸/۷۶٪، ۳/۶۹٪ و ۵/۶۷٪ است. لازم به توضیح می‌باشد حداقل درصد سهام در اختیار مالکان نامبرده نیز صفر بوده و بیشترین درصد سهام در اختیار مالکان نامبرده نیز به ترتیب برابر با ۹۹٪، ۵۶٪ و ۷۳٪ می‌باشد.

برای آزمون فرضیات و برآورد مدل، ابتدا به منظور گزینش یکی از روش‌های داده‌های تابلویی^۱ یا ترکیبی^۲، از آزمون قابلیت ادغام (چاو) استفاده شده است. مطابق نتایج آزمون مقدار آماره F-Limer، ۲/۰۵ و سطح معنی‌داری این آماره، ۰/۰۰۰۴ بوده، که نشان دهنده برتری استفاده از روش داده‌های تابلویی در برابر روش داده‌های ترکیبی می‌باشد. سپس با توجه به

پذیرش روش داده‌های تابلویی در برابر داده‌های ترکیبی، به انجام آزمون هاسمن برای انتخاب الگوی اثرات ثابت در برابر الگوی اثرات تصادفی پرداخته شده است. با توجه به اینکه مقدار آماره کای - دو در این آزمون $109/59$ بوده و سطح معنی‌داری آن $0/000$ می‌باشد، روش رگرسیون با اثرات ثابت نسبت به روش رگرسیون با اثرات تصادفی ارجحیت دارد. در ادامه نتایج حاصل از برآورد مدل (۲) در نگاره (۲) و (۳) ارائه شده است.

همان‌طور که در نگاره ۲ ملاحظه می‌شود، مقدار آماره F و سطح معناداری مربوط به این آماره، بیانگر این است که مدل رگرسیون برآورد شده، در کل معنادار است. در این مدل، ضریب تعیین تعدیل شده برابر با $0/26$ است. یعنی 26 درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل و کنترلی قابل توضیح است. همچنین، مقدار آماره دوربین-واتسون مدل که برابر با $2/31$ است، در فاصله بین $1/5$ و $2/5$ قرار دارد و نشان‌دهنده این است که بین خطاهای مدل خودهمبستگی وجود ندارد.

نگاره (۲): نتایج حاصل از بررسی کلی مدل تحقیق

آماره دوربین-واتسون	معناداری آماره F	آماره F	ضریب تعیین تعدیل شده	ضریب تعیین
۲/۳۱	۰/۰۰۰	۲/۵۹	۰/۲۶	۰/۴۲

از آنجا که تعداد ضرایب در مدل تحقیق زیاد می‌باشد، فقط ضرایب مربوط به تصمیم‌گیری درباره رد و تایید فرضیات و متغیرهای کنترل در نگاره (۳) ارائه شده است.

با توجه به آماره t و سطح معنی‌داری آن برای حاصل ضرب متغیرهای مالکیت نهادی مستقل با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت، مالکیت نهادی وابسته با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت، مالکیت نهادی با افق سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت در بازده سالانه و متغیر مجازی هر سه فرضیه تحقیق رد می‌گردند.

تکانه (۳): نتایج حاصل از بررسی ضرایب جزئی مدل تحقیق

متغیرها	ضرایب	آماره t	سطح معنی داری
سهام در اختیار مالکان نهادی مستقل با افق سرمایه‌گذاری بلند مدت* بازده سالانه سهام* متغیر مجازی	-۱۳۶/۷۴۰	۰/۲۹۲۸	۰/۷۶۹۸
سهام در اختیار مالکان نهادی وابسته با افق سرمایه‌گذاری بلند مدت* بازده سالانه سهام* متغیر مجازی	-۶۱۷/۴۸۹	-۰/۴۱۹۴	۰/۶۷۵۲
سهام در اختیار مالکان نهادی با افق سرمایه‌گذاری کوتاه مدت* بازده سالانه سهام* متغیر مجازی	-۴۹۸/۳۴۸	-۰/۳۶۸۲	۰/۷۱۳۰
درصد مالکیت توسط مدیر عامل* بازده سالانه سهام* متغیر مجازی	۵۵/۸۳	۰/۱۶	۰/۸۷
اندازه شرکت* بازده سالانه سهام* متغیر مجازی	-۲۹/۳۳	-۰/۱۷	۰/۸۷
عمر شرکت* بازده سالانه سهام* متغیر مجازی	۱۶/۵۲	۱/۸۸	۰/۰۶
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری* بازده سالانه سهام* متغیر مجازی	۲۸/۴۳	۲/۰۲	۰/۰۴
نسبت بدهی* بازده سالانه سهام* متغیر مجازی	-۸۱/۲۳	-۱/۱۸	۰/۲۴
نرخ بازده دارایی‌ها* بازده سالانه سهام* متغیر مجازی	-۱۵۱/۰۱۴	-۲/۳۱	۰/۰۲

نتیجه‌گیری

محافظه‌کاری سود، مدیران را از رفتارهای فرصت طلبانه و خوش‌بینی بیش از حد در ارائه سود باز می‌دارد و بدین ترتیب سود محافظه‌کارانه‌تر، با کیفیت‌تر تلقی می‌شود. از طرفی مالکان نهادی انگیزه‌های زیادی برای نظارت بر گزارشگری مالی دارند و انتظار می‌رود نهادها انگیزه بیشتری برای گزارش محافظه‌کارانه سود داشته باشند. اما مسال‌های که مطرح است، این است که سرمایه‌گذاران نهادی مشابه با یکدیگر نبوده و انگیزه‌های یکسانی برای نظارت بر رویه‌های اتخاذ شده از سوی شرکت‌ها ندارند. هدف از این تحقیق بررسی رابطه انواع مالکیت نهادی و محافظه‌کاری سود می‌باشد. تحقیق حاضر بر اساس معیار بریکلی و دیگران (۱۹۸۸)، مالکان نهادی را براساس انگیزه‌های نظارتی آنها ابتدا به دو گروه سرمایه‌گذاران با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت و کوتاه‌مدت و سپس مالکان نهادی با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت را به مستقل و وابسته تقسیم می‌نماید. نتایج حاکی از این است که هیچگونه رابطه معنی‌داری بین مالکیت نهادی

مستقل با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت و محافظه‌کاری، مالکیت نهادی وابسته با افق سرمایه‌گذاری بلندمدت و محافظه‌کاری و مالکیت نهادی با افق سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت و محافظه‌کاری وجود ندارد. نتایج تحقیق مغایر با نتایج تحقیق رامالینگگودا و یو (۲۰۱۱) است. آنها نشان دادند که مالکیت بیشتر توسط نهادهایی که علاقمند به نظارت بر مدیریت هستند با محافظه‌کاری ارتباط معنی‌دار دارد و نهادهای نظارتی محافظه‌کاری بیشتری را تقاضا می‌نمایند. در حالیکه در تحقیق حاضر این رابطه در شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار مشاهده نشد. البته عدم رابطه بین مالکیت نهادی و محافظه‌کاری در ایران قبلاً نیز در تحقیقات مهرانی، مرادی و اسکندر (۱۳۸۹)، کریمی، حسینی و حسینی (۱۳۸۹)، نهندی، برادران و باغبانی (۱۳۹۰)، اسدی و جلالیان (۱۳۹۱) به تایید رسیده است و نتایج این تحقیقات با نتایج تحقیق حاضر مطابقت دارد. این بدان معنی است که مالکان نهادی هنوز نقش نظارتی خود را در جایگاه راهبری شرکتی به درستی ایفا نکرده‌اند. این در حالی است که ساز و کارهای راهبری شرکتی می‌توانند از قدرت مدیران در پیگیری منافع شخصی کاسته و اعتماد از دست رفته سرمایه‌گذاران به صورت‌های مالی تهیه شده توسط مدیریت را برگردانند. در نتیجه اگر مالکان نهادی با شناخت درست از توانایی خود در اعمال نظارت و کنترل بر مدیران به ایفای نقش بپردازند، کیفیت گزارشات مالی به ویژه صورت سود و زیان به‌طور روز افزون افزایش پیدا کرده و اطلاعات مفیدی برای قیمت‌گذاری صحیح اوراق بهادار فراهم می‌شود که این امر نقش مهمی را در استفاده بهینه از منابع و ثروت ملی ایفا می‌نماید.

پی‌نوشت

۱ panel

۲ pooled

منابع

اسدی، غلامحسین؛ جلالیان، رامین. (۱۳۹۱). بررسی تأثیر ساختار سرمایه، سهامداران و بزرگی شرکت بر میزان اعمال محافظه‌کاری در شرکت‌ها. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی دوره ۱۹، شماره ۶۷، ۶۷*.
 بادآورنهندی، یونس؛ برادران حسن‌زاده، رسول؛ محمودزاده باغبانی، سعید. (۱۳۹۰). بررسی رابطه بین برخی مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی و محافظه‌کاری در گزارشگری مالی. *تحقیقات حسابداری و حسابرسی، سال سوم، شماره ۹، ۹*.

- بنی مهد، بهمن (۱۳۸۵). تبیین و ارائه الگو برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری حسابداری. رساله دکتری رشته حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران.
- حساس یگانه، یحیی؛ شهریاری، علیرضا. (۱۳۸۹). بررسی رابطه بین تمرکز مالکیت و محافظه‌کاری در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهش‌های حسابداری مالی سال دوم، شماره دوم.
- رحمانی، علی؛ فرزانی، حجت‌اله؛ رستگارمقدم، هیوا (۱۳۹۰). بررسی رابطه بین مالکیت اصلی و محافظه‌کاری در سود. مجله دانش حسابداری سال دوم، شماره ۶.
- کرمی، غلامرضا؛ حسینی، سیدعلی؛ حسنی، عباس. (۱۳۸۹). بررسی رابطه بین سازوکارهای نظام راهبری شرکت و محافظه‌کاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. تحقیقات حسابداری، سال دوم، شماره ۸.
- مراذزاده‌فرد، مهدی؛ بنی‌مهد، بهمن؛ دیندار یزدی، مهدی. (۱۳۹۰). بررسی رابطه بین محافظه‌کاری حسابداری و نظام راهبری شرکتی. حسابداری مدیریت، سال چهارم، شماره هشتم.
- مرادی، محمد. (۱۳۸۶). بررسی رابطه بین سرمایه‌گذاران نهادی و کیفیت سود. پایان‌نامه کارشناسی ارشد حسابداری، دانشکده مدیریت دانشگاه تهران.
- مهرانی، ساسان؛ مرادی، محمد؛ اسکندر، هدی. (۱۳۸۹). رابطه نوع مالکیت نهادی و حسابداری محافظه‌کارانه. پژوهش‌های حسابداری مالی سال دوم، شماره اول.
- نکونام، جعفر؛ نکونام، محمد. (۱۳۹۱). بررسی رابطه بین ساختار مالکیت و محافظه‌کاری حسابداری، دهمین همایش ملی حسابداری ایران، دانشگاه الزهرا.

- Bushee, Brian. J (1998). The Influence of Institutional Investors on Myopic R&D Investment Behavior. *Accounting Review*. 73: 305-334.
- Chen, Xia; Harford, Jarrad; Li, Kai; 2007. Monitoring: which institutions matter?. *Journal of Financial Economics* 86: 279-305.
- Chi, Wuchu; liu, Chiawen; wang, Taychang. (2007). What Affects Accounting Conservatism: A Corporate Governance Perspective. Working paper. Department of Accounting. National Taiwan University.
- Easley, David. Hvidkjaer, Soeren. O'Hara, Maureen. (2002). Is Information Risk a Determinant of Asset Returns?. *Journal of Finance* 57: 2185-2221.
- Jung, Kooyul. Soo. Young. Kown. (2002). Ownership Structure and Earnings Informativeness: Evidence from Korea, *The International Journal of Accounting*, 37: 301-325.
- LaFond, Ryan. Roychowdhury, Sugata. (2008). Managerial ownership and accounting conservatism. *Journal of Accounting Research* 46: 101-135.

- LaFond, Ryan; Watts, Ross. (2008). The information role of conservatism. *The Accounting Review* 83: 447-478.
- Navissi, Farshid; Naiker, Vic. (2006). Institutional Ownership and corporate value, *Managerial Finance* 32 (3): 247-256.
- Santhosh, Ramalingegowda; yong, Yu. (2011). Institutional ownership and conservatism. *journal of accounting and Economics*.
- Shleifer, Andrei; Vishny, Robert. (1997). A Survey of Corporate Governance. *Journal of Finance* 2 (2).
- Smith, Clifford; Watts, Ross. (1992). The Investment Opportunity Set and Corporate Financing, Dividend and Compensation Policies. *Journal of Financial economics* 32: 263-292.
- Watts, Ross. (2003). Conservatism in accounting part I: explanations and implications. *Accounting Horizons* 17: 207-221.
- Watts, Ross; Zimmerman, Jerold. (1986). *Positive Accounting Theory*. Prentice-Hall, Upper Saddle River, NJ6

رابطه انعطاف‌پذیری مالی با عملکرد شرکت‌های سرمایه‌گذاری در ایران از منظر بازار

صابر شعری آناقیز*، ناهید قربانی**

تاریخ دریافت: ۲۴/۰۲/۹۴

تاریخ پذیرش: ۲۵/۰۵/۹۴

چکیده

نقش انکارناپذیر و استراتژیک انعطاف‌پذیری مالی در یک شرکت می‌تواند از ابعاد مختلف مورد بررسی قرار گیرد. در این تحقیق، انعطاف‌پذیری مالی به عنوان متغیر مستقل از طریق بازده جریان نقدی آزاد و عملکرد شرکت‌های سرمایه‌گذاری به عنوان متغیر وابسته با استفاده از معیارهای شارپ و ترینر اندازه‌گیری شده‌اند. همچنین تورم، اندازه شرکت و سودآوری به عنوان متغیرهای کنترلی در نظر گرفته شده‌اند. به منظور تجزیه و تحلیل داده‌ها، از روش رگرسیون چندمتغیره (با در نظر گرفتن متغیرهای کنترلی) با رویکرد پانل دیتا استفاده شده است. قلمرو زمانی تحقیق طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۱ می‌باشد. در این تحقیق ۱۵۰ شرکت - سال از شرکت‌های سرمایه‌گذاری پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انتخاب و مورد بررسی قرار گرفتند. نتایج بدست آمده از تحقیق حاکی از وجود رابطه مثبت و معنادار بین انعطاف‌پذیری مالی (بازده جریان نقدی آزاد) و عملکرد شرکت‌های سرمایه‌گذاری (محاسبه شده از طریق شاخص شارپ) و عدم وجود رابطه معنادار بین انعطاف‌پذیری مالی با عملکرد شرکت‌های سرمایه‌گذاری (محاسبه شده از طریق شاخص ترینر) می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: انعطاف‌پذیری مالی^۱، بازده جریان نقدی آزاد^۲، ارزیابی عملکرد^۳، شاخص شارپ و ترینر^۴

طبقه‌بندی موضوعی: M41، G32، G33

* عضو هیئت علمی دانشکده حسابداری و مدیریت دانشگاه علامه طباطبائی، (accountingsheri@yahoo.com)

** دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت مالی دانشگاه علامه طباطبائی، (نویسنده مسئول)،

(nahid_ghorbani_64@yahoo.com)

مقدمه

انعطاف‌پذیری مالی درجه‌ای از ظرفیت شرکت است که می‌تواند منابع مالی را در جهت فعالیت‌های واکنشی تجهیز کند تا ارزش شرکت را به حداکثر برساند (بایون، ۲۰۰۷). انگیزه‌های دستیابی به انعطاف‌پذیری مالی به توانایی برآورد نیاز آتی شرکت‌ها به منظور کسب درآمد از منابع خارج از شرکت و تامین مالی با صرف هزینه کم بستگی دارد (دی آنجلو و دی آنجلو، ۲۰۰۷؛ گامبا و تریانتیس، ۲۰۰۸؛ بایون، ۲۰۰۸).

برنستاین (۱۹۹۳)، انعطاف‌پذیری را به این شرح تعریف می‌کند: "توانایی شرکت به منظور رویارویی با وقایع غیرمنتظره در جریان وجوه نقد". به عبارت دیگر، انعطاف‌پذیری مالی توانایی وام‌گیری از منابع مختلف، افزایش سرمایه، فروش دارایی‌ها و هدایت عملیات شرکت در هنگام مواجه شدن با شرایط متغیر، می‌باشد.

انجمن حسابداران رسمی آمریکا (۱۹۹۳)^۵، انعطاف‌پذیری مالی را به شرح ذیل تعریف نموده است: "توانایی اتخاذ اقداماتی که مازاد وجه نقد مورد نیاز و پرداخت‌های نقدی مورد انتظار در منابع مورد انتظار را حذف نماید". همچنین، انعطاف‌پذیری مالی را به صورت توانایی واحد تجاری در انجام اقدام موثر جهت تغییر زمان‌بندی جریان‌های نقدی به گونه‌ای که در قبال رویدادها و فرصت‌های غیرمنتظره، واکنش مناسب نشان دهد، تعریف می‌کنند. بنابراین، اطلاعات صحیح و کافی از جریان نقدی حال و آینده، عامل کلیدی در تعیین انعطاف‌پذیری مالی شرکت‌ها است.

مسئله اساسی این است که آیا بازده جریان نقدی آزاد به عنوان معیار انعطاف‌پذیری مالی بر عملکرد شرکت براساس معیارهای شارپ و ترینر تأثیرگذار است و آیا این متغیرها در یک راستا و هم‌جهت حرکت می‌کنند؟ این تحقیق از حیث شناسایی و معرفی اطلاعات مالی (بازده جریان نقدی آزاد) مرتبط و کارا جهت کمک به سرمایه‌گذاران و تحلیلگران مالی در امر انتخاب بهترین فرصت، دارای اهمیت است.

شرکت‌های سرمایه‌گذاری وجوه پس‌اندازکنندگان را سرمایه‌گذاری می‌کنند. ارتباط عملکرد مالی این شرکت‌ها با انعطاف‌پذیری مالی برای پوشش دادن مباحث مرتبط با وضعیت نقدینگی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

هدف اصلی این تحقیق، کشف رابطه بین انعطاف‌پذیری مالی و عملکرد مالی شرکت‌های سرمایه‌گذاری از منظر بازار می‌باشد. یکی از عواملی که هر سرمایه‌گذار در تصمیم‌گیری مد نظر قرار می‌دهد، عملکرد شرکت است. سرمایه‌گذاران تمایل دارند تا مزاد منابع خود را در شرکت با بهترین عملکرد سرمایه‌گذاری کرده و از منافع آن بهره‌مند گردند. در واقع سرمایه‌گذاران با ایجاد پل ارتباطی میان انعطاف‌پذیری مالی و عملکرد شرکت، می‌توانند به پیش‌بینی عملکرد بپردازند.

سرمایه‌گذاری فرایندی دو بعدی مبتنی بر ریسک و بازده است. لذا تنها در نظر گرفتن بازده حاصل از سرمایه‌گذاری‌های مختلف کافی نبوده و باید ریسکی که سرمایه‌گذار با آن مواجه است را نیز در نظر گرفت. برای ارزیابی عملکرد باید تعیین کرد که آیا بازده آنقدر بالا هست که نسبت به ریسک تحمل شده کافی باشد. لذا باید عملکرد را بر مبنای عملکرد تعدیل شده با ریسک ارزیابی نمود. از راه‌های ارزیابی عملکرد شرکت‌ها استفاده از نسبت بازده مزاد به انحراف معیار (شاخص شارپ) و نسبت بازده مزاد به ریسک سیستماتیک (شاخص ترینر) است. مسئله اساسی در این تحقیق، این است که آیا بازده جریان نقدی آزاد به عنوان شاخص انعطاف‌پذیری مالی با عملکرد شرکت بر اساس شاخص‌های شارپ و ترینر رابطه دارد یا خیر.

پیشینه پژوهش

رحمانی و دیگران در سال ۱۳۹۰ به بررسی تأثیر انعطاف‌پذیری مالی بر میزان سرمایه‌گذاری و ارزش آفرینی پرداختند. در این تحقیق برای شناسایی انعطاف‌پذیری مالی، از ظرفیت مزاد بدهی مورد استفاده در مدل فرانک و گویال (۲۰۰۹) و مدل مارچیکا و مورا (۲۰۱۰) استفاده شده است. سرمایه‌گذاری و ارزش آفرینی با استفاده از مخارج سرمایه‌ای و بازده سهام، تعریف عملیاتی شده‌اند. نمونه تحقیق شامل ۷۷ شرکت و دوره تحقیق سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۸ است. نتایج بدست آمده حاکی از آن است که انعطاف‌پذیری مالی بر میزان سرمایه‌گذاری، تأثیر منفی و بر ارزش آفرینی تأثیر مثبت با اهمیتی داشته و شرکت‌های دارای انعطاف‌پذیری مالی، از دید بازار حائز ارزش بوده‌اند.

خدایی و له‌زاد و زارع تیموری در سال ۱۳۸۹ تأثیر انعطاف‌پذیری مالی بر تصمیمات سرمایه‌گذاری را بررسی نمودند. در این تحقیق از اقلام تعهدی اختیاری با استفاده از مدل مارچیکا و مورا به عنوان شاخصی برای تعیین انعطاف‌پذیری در شرکت‌ها استفاده شده است.

انعطاف‌پذیری مالی به عنوان متغیر مستقل و نسبت بدهی، هزینه‌های سرمایه‌ای و گردش وجه نقد به عنوان متغیرهای وابسته در نظر گرفته شدند. بدین منظور اطلاعات ۱۷۱ شرکت طی سال‌های ۱۳۸۲ الی ۱۳۸۶ به کار گرفته شد. نتایج نشان‌دهنده عدم تأثیر انعطاف‌پذیری مالی بر هزینه‌های سرمایه‌گذاری و همچنین عدم وجود رابطه بین گردش وجه نقد و هزینه‌های سرمایه‌ای می‌باشد. باقریگی و دیگران در سال ۱۳۹۱ ارتباط بین انعطاف‌پذیری مالی با فرصت‌های رشد و ارزش آتی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار دادند. در این تحقیق ۵۶۷ شرکت از صنایع مختلف انتخاب شدند. نتایج بدست آمده نشان داد که بین انعطاف‌پذیری مالی، سودآوری و اندازه شرکت‌ها با فرصت‌های رشد آن‌ها ارتباط معناداری وجود ندارد.

ارسلان و همکاران در سال ۲۰۰۹، تأثیر انعطاف‌پذیری مالی بر سرمایه‌گذاری و عملکرد ۱۰۶۸ شرکت غیرمالی که به شدت تحت تأثیر بحران آسیا در سال‌های ۱۹۹۷ تا ۱۹۹۸ را بررسی کردند. تجزیه و تحلیل آن‌ها نشان می‌دهد شرکت‌هایی که پیش از بحران از نظر مالی انعطاف‌پذیر بوده‌اند، توانایی بیشتری در فرصت‌های سرمایه‌گذاری داشتند؛ کمتر روی موجود بودن وجه داخلی به منظور سرمایه‌گذاری تکیه دارند و در بحران، بهتر از شرکت‌های با انعطاف‌پذیری کمتر عمل می‌کنند.

مارچیکا و مورا در سال ۲۰۱۰ با بررسی انعطاف‌پذیری مالی، توانایی سرمایه‌گذاری و ارزش شرکت نشان دادند که سیاست اهرم محافظه‌کارانه‌ی اجرا شده برای حفظ انعطاف‌پذیری مالی می‌تواند توانایی سرمایه‌گذاری را افزایش دهد. تجزیه و تحلیل آن‌ها نشان می‌دهد که بدنبال یک دوره اهرم کوتاه‌مدت، شرکت‌ها هزینه‌های سرمایه‌ای بزرگ‌تری ایجاد می‌کنند و سرمایه‌گذاری غیرعادی را افزایش می‌دهند.

روش‌شناسی پژوهش

هدف این تحقیق، کشف رابطه بین انعطاف‌پذیری مالی و عملکرد شرکت‌های سرمایه‌گذاری در ایران از منظر بازار می‌باشد. برای بررسی وجود رابطه همبستگی بین متغیرها از تحلیل رگرسیون به طریق داده‌های ترکیبی پانل و آزمون‌های F لیمر و هاسمن استفاده شده است.

فرضیه‌های تحقیق

فرضیه ۱: بین انعطاف‌پذیری مالی و عملکرد شرکت‌های سرمایه‌گذاری، براساس شاخص شارپ، رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه ۲: بین انعطاف‌پذیری مالی و عملکرد شرکت‌های سرمایه‌گذاری، براساس شاخص ترینر، رابطه معناداری وجود دارد.

روش آزمون فرضیه‌ها و مدل‌های تحقیق:

$$\text{مدل ۱: } Sr_{it} = \alpha_0 + \beta_0 (\text{FCFY})_{it} + \beta_1 (\text{size})_{it} + \beta_2 (\text{profitability})_{it} + \beta_3 (\text{inflation}_{it}) + \varepsilon$$

$$\text{مدل ۲: } Tr_{it} = \alpha_1 + \beta_0 (\text{FCFY})_{it} + \beta_1 (\text{size})_{it} + \beta_2 (\text{profitability})_{it} + \beta_3 (\text{inflation}_{it}) + \varepsilon$$

که در این مدل‌ها:

Sr: شاخص شارپ size: اندازه شرکت (مجموع دارایی‌ها) ln

Tr: شاخص ترینر profitability: سود آوری شرکت

FCFY: بازده جریان نقد آزاد به ازای هر سهم

Inflation: نرخ تورم

شاخص شارپ

شاخص شارپ برابر است با "نسبت بازده به تغییرپذیری". در واقع این شاخص بازده را نسبت

به ریسک کل (انحراف معیار بازدهی) می‌سنجد. $Sr_{it} = \frac{r_{it} - r_{ff}}{\sigma_{it}}$ $Sr_{itit} = \frac{r_{itit} - r_{ff}}{\sigma_{itit}}$

If: نرخ بازده ثابت

در تحقیق حاضر، نرخ بازده تضمین شده اوراق مشارکت به عنوان بازده بدون ریسک منظور

شده و مقادیر این نرخ در سال‌های مورد بررسی در نگاره ۱، نمایش داده شده است.

نگاره (۱): نرخ بازده تضمین شده اوراق مشارکت براساس گزارش‌های بانک مرکزی

جمهوری اسلامی ایران

سال	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱
نرخ	۱۸ درصد	۱۶ درصد	۱۷ درصد	۲۰ درصد	۲۰ درصد

این نرخ براساس گزارش‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران که از نماگرهای اقتصادی این بانک منتشر شده، به دست آمده است.

در این شاخص، R_{it} برابر است با بازده واقعی که به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$R_{it} = \frac{(1 + \alpha_{it}) \times P_{it} - P_{i(t-1)} + D_{it} - M}{P_{i(t-1)}}$$

R_{it} : نشان‌دهنده بازده سهام i در دوره t

P_{it} : قیمت سهام i در دوره t

D_{it} : سود تقسیم سهام i در دوره t

M : آورده نقدی صاحبان سهام

α_{it} : نسبت افزایش سرمایه شرکت i در دوره t

σ_x : ریسک کل به صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$\sigma_x = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=0}^n (R_i - E(R_i))^2}$$

شاخص ترینر

شاخص ترینر برابر است با "نسبت بازدهی به نوسان‌پذیری" که از تقسیم بازده اضافی بر ریسک سیستماتیک بدست می‌آید و با نماد Tr نشان داده می‌شود.

$$Tr = \frac{r_{it} - r_f}{\beta}$$

β : ریسک سیستماتیک که به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\beta = \frac{\text{Cov}(\text{بازدهی بازار} \times \text{بازدهی سهم})}{\text{Var}(\text{بازدهی بازار})}$$

Rm: بازدهی بازار برابر است با:

$$R_m = \frac{\text{شاخص ابتدای دوره} - \text{شاخص انتهای دوره}}{\text{شاخص ابتدای دوره}}$$

انعطاف پذیری مالی:

در این تحقیق به منظور اندازه‌گیری انعطاف‌پذیری مالی، از بازده جریان نقدی آزاد استفاده شده است. نسبت بازده جریان نقدی آزاد (FCFY) نشان‌دهنده قدرت پرداخت دیون^۶، نقدشوندگی^۷، بقا یا دوام^۸ می‌باشد که در این تحقیق به صورت زیر محاسبه شده است:

$$\text{بازدهی جریان نقد آزاد} = \frac{\text{جریان نقد آزاد هر سهم}}{\text{سهم هر جاری قیمت}}$$

جریان نقد آزاد هر سهم:

معیاری است که سودآوری مالی شرکت مورد بررسی را از طریق تقسیم جریان نقد آزاد بر تعداد سهام منتشره، نشان می‌دهد.

$$\text{جریان نقد آزاد هر سهم} = \frac{\text{جریان نقد آزاد}}{\text{تعداد سهام منتشره}}$$

جریان نقد آزاد، معیاری برای اندازه‌گیری عملکرد است که مبالغ خالص وجه نقدی را نشان می‌دهد که برای شرکت ایجاد شده است و شامل هزینه‌ها، مالیات، تغییرات خالص سرمایه در گردش و مخارج سرمایه‌گذاری می‌شود و طبق رابطه زیر محاسبه می‌گردد:

قیمت جاری سهم: قیمت سهم در پایان سال مالی می‌باشد.

مخارج سرمایه‌ای - تغییرات خالص سرمایه در گردش - استهلاک دارایی ثابت و نامشهود + (نرخ مالیات - ۱) سود قبل از بهره و مالیات = جریان نقد آزاد

profitability: سودآوری شرکت است و مطابق فرمول زیر محاسبه شده است:

profitability = مجموع دارایی‌ها/سود قبل از کسر مالیات

Inflaiton: نرخ تورم است که مقادیر این نرخ در سال‌های مورد بررسی در نگاره ۲، نمایش داده شده است.

نگاره (۲): نرخ تورم بر اساس نماگرهای اقتصادی منتشرشده بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

سال	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱
نرخ تورم	۲۵/۴ درصد	۱۰/۸ درصد	۱۲/۵ درصد	۲۱/۵ درصد	۳۰/۵ درصد

جامعه آماری

جامعه آماری تحقیق عبارت از کلیه شرکت‌های سرمایه‌گذاری پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، است. نمونه تحقیق به روش حذفی و با در نظر گرفتن شرایط زیر را تعیین شد:

۱. قبل از سال ۱۳۸۴ در بورس اوراق بهادار پذیرفته شده باشند.
 ۲. در طی دوره مورد بررسی (۱۳۸۷-۱۳۹۱)، تغییر سال مالی نداشته باشند.
 ۳. اطلاعات مالی آنها آن‌ها در دسترس باشد.
- بدین ترتیب، در نهایت ۱۵۰ سال-شرکت از بین شرکت‌های سرمایه‌گذاری پذیرفته در بورس که شرایط فوق را دارا بودند، مورد بررسی قرار گرفتند.

نحوه جمع آوری داده‌ها

در این تحقیق با مراجعه به پایگاه اطلاعاتی سازمان بورس و اوراق بهادار (<http://rdis.ir>) و دیگر منابع اطلاعاتی معتبر مانند نرم‌افزار تدبیرپرداز، سایت www.tsetmc.ir و لوح‌های فشرده منتشرشده توسط سازمان بورس درباره اطلاعات شرکت‌های پذیرفته شده در بورس، اطلاعات لازم گردآوری شده است.

تجزیه و تحلیل آماری

تکانه (۳): خلاصه آمار توصیفی

تورم	سودآوری	اندازه شرکت	بازده جریان نقدی آزاد	شاخص ترینر	شاخص شارپ	
۱۵۰	۱۵۰	۱۵۰	۱۵۰	۱۵۰	۱۵۰	تعداد
۰/۲۱۹	۰/۱۹۳۵	۶/۳۵۹۵	۰/۲۴۱۹	۱/۶۷۵۳	۳/۲۴۹۰	میانگین
۰/۲۱۵	۰/۱۳۶۰	۶/۴۷۵۳	۰/۱۲۴۵	۰/۹۹۱۹	۲/۸۶۴۴	میانه
۰/۰۷۴۹۲	۰/۴۴۵۶۳	۰/۶۰۲۵۰	۱/۱۰۸۱۸	۲/۱۹۲۸۰	۲/۵۲۹۹۹	انحراف معیار

اختلاف ناچیز مقادیر میانگین و میانه در جدول فوق، نشان از توزیع نرمال داده‌ها می‌باشد

تکانه (۴): همبستگی پیرسون بین متغیرهای مستقل

تورم	سودآوری	اندازه شرکت	بازده جریان نقدی آزاد	Pearson Correlation	
۰/۱۳۰	۰/۰۵۲	۰/۰۹۲	۱	همبستگی پیرسون	بازده جریان نقدی آزاد
۰/۱۱۴	۰/۵۲۷	۰/۲۶۴		سطح معنی داری	
۱۵۰	۱۵۰	۱۵۰	۱۵۰	تعداد	
۰/۱۰۳	-۰/۲۱۷	۱	۰/۰۹۲	همبستگی پیرسون	اندازه شرکت
۰/۲۱۱	۰/۷۶۹		۰/۲۶۴	سطح معنی داری	
۱۵۰	۱۵۰	۱۵۰	۱۵۰	Nتعداد	
-۰/۰۰۱	۱	-۰/۲۱۷	۰/۰۵۲	همبستگی پیرسون	سودآوری
۰/۹۸۹		۰/۷۶۹	۰/۵۲۷	سطح معنی داری	
۱۵۰	۱۵۰	۱۵۰	۱۵۰	تعداد	
۱	-۰/۰۰۱	۰/۱۰۳	۰/۱۳۰	همبستگی پیرسون	تورم
	۰/۹۸۹	۰/۲۱۱	۰/۱۱۴	سطح معنی داری	
۱۵۰	۱۵۰	۱۵۰	۱۵۰	Nتعداد	

باتوجه به نتایج ماتریس فوق ملاحظه می‌شود که متغیرهای مستقل با یکدیگر همبستگی (رابطه

خطی) ندارند.

$$Sr_{it} = \alpha_0 + \beta_0 (FCFY)_{it} + \beta_1 (size)_{it} + \beta_2 (profitability)_{it} + \beta_3 (inflation_{it}) + \varepsilon \quad \text{مدل ۱:}$$

$$Tr_{it} = \alpha_1 + \beta_0 (FCFY)_{it} + \beta_1 (size)_{it} + \beta_2 (profitability)_{it} + \beta_3 (inflation_{it}) + \varepsilon \quad \text{مدل ۲:}$$

طبق توضیحاتی که در ادبیات پانل دیتا وجود دارد، اولین سؤالی که مطرح می‌شود این است که آیا شواهدی دال بر قابلیت ادغام شدن داده‌ها وجود دارد یا مدل برای تمامی واحدهای مقطعی متفاوت است. لذا اولین سؤال را می‌توان به صورت زیر مطرح کرد:

$$H_0: \alpha_i = \alpha, \beta_i = \beta \text{ (Pooled model)}$$

$$H_1: \text{Not } H_0 \text{ (Fixed effect model)}$$

برای رد یا اثبات فرضیه H_0 از آزمون F - لیمر (چاو) استفاده می‌کنیم.

نگاره (۵): آزمون تلفیق‌پذیری

آزمون f -لیمر (چاو)			
سطح احتمال	مقدار آماره	آزمون اثرات	
۰/۰۰۱۰	۲/۲۹۷۴۴۴	Cross - section F	مدل ۱ <i>sr,fcfy,size,profit,dinflation</i>
۰/۰۰۰۶	۲/۵۰۴۶۸۷	Cross - section F	مدل ۲ <i>tp,fcfy,size,profit,dinflation</i>

با توجه به مقدار نسبتاً بالای آماره و پایین بودن احتمال (کمتر از ۵ درصد)، فرضیه H_0 مبنی بر یکسان بودن عرض از مبدا شرکت‌ها تلفیقی بودن مدل رد می‌شود و فرضیه H_1 مبنی بر پانل بودن هر دو مدل مورد پذیرش قرار می‌گیرد.

آزمون هاسمن

یکی از بخش‌های مدل پانل، تعیین نوع اثر متغیرهای توضیحی است. باید مشخص شود که خطای ناشی از تخمین در طی زمان اتفاق افتاده یا اینکه علاوه بر اینکه در طی زمان اتفاق افتاده به دلیل تغییر مقاطع نیز بوده است. آزمون هاسمن با آماره کای - دو، یک آزمون کلاسیک است که برای مقایسه‌ی مدل‌های اثرات ثابت و تصادفی از نظر قدرت توضیح دهنده‌ی استفاده می‌شود.

نگاره (۶): آزمون هاسمن

هاسمن				
سطح احتمال	درجه آزادی کای-دو	آماره کای-دو	خلاصه آزمون	
۰/۰۲۸۸	۴	۱۰/۸۱۲۱۹۶	Cross- section random	مدل ۱
۰/۰۶۸۷۳	۴	۲/۲۶۴۴۳	Cross- section random	مدل ۲

همان طور که در نگاره ۷ مشخص است، نتایج آزمون هاسمن حاکی از این می‌باشد که روش اثرات ثابت نسبت به روش اثرات تصادفی در مدل ۱ دارای مزیت می‌باشد و مدل ۲ از روش اثر تصادفی تبعیت می‌کند.

بررسی وجود خود همبستگی

درحالی که تغییرات جملات خطا باید در طول زمان کاملاً تصادفی باشد، نتایج آزمون خودهمبستگی نشان از تغییرات منظم آن‌ها دارد. برای بررسی دقیق‌تر این موضوع از نرم‌افزار استتا به منظور آزمون وجود خود همبستگی بهره جسته‌ایم، که نتایج آن در نگاره ۸ قابل مشاهده است.

نگاره (۷): آزمون خود همبستگی وولدریج^۱

مدل	مقدار آماره	سطح احتمال
مدل ۱	$F(1 \text{ و } 29) = 0.094$	۰/۷۶۱۲
مدل ۲	$F(1 \text{ و } 29) = 0.0200$	۰/۶۵۸۰

نتایج آزمون عدم خود همبستگی مرتبه اول مدل‌ها را نشان می‌دهد.

بررسی واریانس همسانی

آزمون واریانس همسانی را به کمک نرم‌افزار STATA انجام داده‌ایم که نتایج آن در شکل زیر آمده است. نتایج مدل ۱ به صورت زیر می‌باشد:

نگاره (۸): آزمون درستنمایی

نام آزمون	درجه آزادی	مقدار آماره	سطح احتمال
Likelihood-ratio test	۲۹	۹۵/۹۳	۰/۰۰۰۰

مدل ۱ مشکل ناهمسانی واریانس دارد، چرا که مقدار احتمال آماره آزمون کمتر از ۵ درصد می‌باشد و باید با روش gls برآورد شود.

نگاره (۹): آزمون درستنمایی

نام آزمون	درجه آزادی	مقدار آماره	سطح احتمال
Likelihood-ratio test	۲۹	۴۲/۳۰۷	۰/۰۰۰۰

همین نتایج (مقدار احتمال آماره آزمون کمتر از ۵ درصد) برای مدل ۲ نیز حاصل شد و مدل ۲ نیز مشکل ناهمسانی واریانس دارد و باید با روش gls برآورد شود.

نگاره (۱۰): برآورد مدل به روش GLS

متغیر	نماد	ضرایب	آماره (t-student)	سطح احتمال
بازده جریان نقدی آزاد	Fcfy	۰/۳۲۰۹۷۲	۳/۵۶۰۵۲۸	۰/۰۰۰۵
اندازه شرکت	size	۱/۶۲۴۴۰۲	۴/۷۵۹۹۸۶	۰/۰۰۰۰
سود آوری	profit	۰/۲۴۹۱۱۹	۱/۸۳۲۳۷۷	۰/۶۹۱۵
تورم	inflation	-۶/۶۷۰۴۵۹	-۷/۲۲۴۸۳۳	۰/۰۰۰۰
ضریب ثابت	ضریب ثابت (α)	-۵/۳۶۵۴۳۱	-۲/۵۱۲۳۴۱	۰/۰۱۳۴
۰/۴۶ = ضریب تعیین	تعدیل شده	۲/۲۵۸۹۳۲	= آماره ی دورین واتسون	
		F=۴/۸۹۹۶۸ آماره ی	سطح احتمال: ۰/۰۰۰۰	

با توجه به آماره t همه متغیرها به جز سود آوری، تأثیر معناداری در تبیین متغیر وابسته داشته‌اند. مقدار ضریب تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد که ۴۶ درصد از کل تغییرات شاخص شارپ به متغیرهای مستقل موجود در مدل وابسته می‌باشد. بنابراین، فرضیه ۱ تحقیق تایید شده و لذا بین دو متغیر بازده جریان نقد آزاد و شاخص شارپ رابطه معنادار وجود دارد.

نگاره (۱۱): برآورد مدل به روش GLS

متغیر	نماد	ضریب	آماره (t-student)	احتمال (Prob)
بازده جریان نقدی آزاد	Fcfy	۰/۱۰۴۰۲۰	۲/۰۱۹۷۳	۰/۴۵۷۱۵۰
اندازه شرکت	size	۰/۴۴۳۲۸۲۰	۳/۱۱۴۴۲۴	۰/۰۰۲۳۰
سود آوری	profit	۰/۲۴۱۸۴۸	۲/۳۳۲۲۲۰	۰/۲۱۹۰۶۶
تورم	inflation	-۲/۲۳۷۰۷۹	-۳/۹۴۸۰۲۰	۰/۰۰۰۱۰
ضریب ثابت	ضریب ثابت	-۰/۸۳۹۹۶۱	-۰/۹۰۸۲۳	۰/۳۶۵۶
ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۲۰		آماره دورین - واتسون: ۲/۳۵		
		آماره F: ۱/۸۱۸		
		سطح احتمال: ۰/۰۰۰۰		

با توجه به نتایج حاصله از نگاره ۱۲، نتیجه می‌شود که رابطه معناداری بین بازده جریان نقدی آزاد و شاخص ترینر وجود ندارد و فرضیه ۲ در اینجا تایید نمی‌شود.

نتیجه‌گیری به تفکیک هریک از فرضیه‌ها:

فرضیه ۱: بین انعطاف‌پذیری مالی و عملکرد شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بر اساس شاخص شارپ، رابطه معناداری وجود دارد. اطلاعات مندرج در نگاره ۱۱ نشان می‌دهد در شرکت‌های سرمایه‌گذاری پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه میان بازده جریان نقدی آزاد به

عنوان معیار انعطاف‌پذیری مالی و شاخص شارپ معیار ارزیابی عملکرد مالی، رابطه معنادار مثبت است.

از دیگر نتایج این نگاره، می‌توان به رابطه معنادار منفی تورم با شاخص شارپ اشاره کرد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که اندازه شرکت با شاخص شارپ رابطه معنادار مثبت دارد لیکن سودآوری هیچ‌گونه رابطه معناداری با شاخص شارپ ندارد.

فرضیه ۲: بین انعطاف‌پذیری مالی و عملکرد شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بر اساس شاخص ترینر، رابطه معناداری وجود دارد.

شواهد مندرج در نگاره ۱۲ نشان داد که شاخص ترینر تحت تأثیر عوامل درونی شرکت مانند سودآوری شرکت نیست و با بازده جریان نقدی آزاد (عامل درون شرکتی) رابطه معنادار ندارد؛ اما در مقابل با اندازه شرکت رابطه معنادار مثبت دارد و باتورم به عنوان یک عامل بازاری خارجی رابطه معنادار منفی دارد. دلایل این امر می‌تواند به تأثیرپذیری بیشتر شاخص ترینر از ریسک سیستماتیک، مربوط باشد.

مقایسه نتایج این تحقیق با تحقیقات پیشین به شرح نگاره ۱۳ می‌باشد:

نگاره (۱۲): مقایسه تحقیقات پیشین با تحقیق حاضر

نام محقق	نتایج تحقیق	مقایسه با نتایج فرضیه ۱	مقایسه با نتایج فرضیه ۲
مارچیکا ومورا (۲۰۱۰)	با به کارگیری سیاست اهرم مالی کوتاه مدت به منظور حفظ انعطاف‌پذیری مالی، سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد	مطابقت دارد	مطابقت ندارد
رحمانی وهمکاران (۱۳۹۰)	انعطاف‌پذیری مالی بر میزان سرمایه‌گذاری تأثیر منفی دارد	مطابقت ندارد	مطابقت ندارد
خدایی وله زاد و زارع تیموری (۱۳۸۹)	انعطاف‌پذیری مالی بر هزینه‌های سرمایه‌گذاری تأثیری ندارد.	مطابقت ندارد	مطابقت دارد
باقربگی و دیگران (۱۳۹۱)	بین انعطاف‌پذیری مالی و فرصت‌های رشد سرمایه‌گذاری رابطه معنی‌داری وجود ندارد	مطابقت ندارد	مطابقت دارد

نتیجه‌گیری

نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها در سطح کلی شرکت‌های سرمایه‌گذاری نشان می‌دهد که بازده جریان نقدی آزاد دارای رابطه معناداری با معیارهای شارپ، در نتیجه با عملکرد شرکت‌ها دارد. نتایج بدست آمده به طور نسبی نشان دهنده‌ی توان بازده جریان نقدی آزاد برای سنجش عملکرد شرکت‌ها از طریق شاخص شارپ است. به طور کلی می‌توان گفت زمانی که عملکرد شرکت‌ها از طریق شاخص شارپ اندازه‌گیری می‌شود، بین بازده جریان نقدی آزاد و عملکرد رابطه مثبت معنادار مشاهده می‌شود. درحالی‌که زمانی که عملکرد شرکت با استفاده از شاخص ترینر مورد سنجش قرار می‌گیرد، رابطه‌ای مشاهده نمی‌شود. از دیگر نتایج حاصل از تحقیق، اثر تورم به عنوان متغیر کلان اقتصادی بر هر دو شاخص شارپ و ترینر که اثری معنادار منفی بود. با توجه به نتایج حاصله از فرضیه یک و دو، کلیه سرمایه‌گذاران و تحلیل‌گران به منظور سنجش عملکرد مالی و کارایی شرکت‌های سرمایه‌گذاری می‌توانند از بازده جریان نقدی آزاد که معرف انعطاف‌پذیری مالی شرکت است استفاده و بر مبنای آن نسبت به عملکرد مالی از منظر بازار شرکت بر اساس شاخص شارپ، تصمیم‌گیری نمایند.

از محدودیت‌های تحقیق نیز می‌توان به مواردی چون تأثیر احتمالی سایر متغیرها بر عملکرد شرکت‌های سرمایه‌گذاری پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران که در این تحقیق مورد بررسی قرار نگرفته‌اند و نیز عدم امکان استفاده از دوره زمانی بلندمدت به علت تعداد اندک شرکت‌های نمونه تحقیق در سال‌های قبل از ۱۳۸۷ اشاره کرد.

به نظر می‌رسد انجام تحقیقات زیر به منظور غنی‌سازی مطالعات در حوزه انعطاف‌پذیری مالی و رابطه آن با ابعاد مختلف مالی شرکت‌ها می‌تواند موثر باشد:

۱. رابطه نقدشوندگی و انعطاف‌پذیری مالی بورس.
۲. رابطه انعطاف‌پذیری تولید و انعطاف‌پذیری مالی.
۳. رابطه انعطاف‌پذیری مالی با P/E شرکت‌ها در دوران بحران اقتصادی.

پی‌نوشت

۳	Evaluation Performane	۴	Sharp and Trayner Criteria
۵	Amerian Institute of Certified Public Accounting	۶	Solvency
۷	Liquidity	۸	Viability
۹	Wooldridge Auto Correlation Test		

منابع

- آذر، عادل و منصور مومنی. (۱۳۸۰). آمار و کاربرد آن در مدیریت. جلد دوم، انتشارات سمت، چاپ ششم.
- بریگام، یوجین؛ گانپسکی، لوئیس؛ دیوز، فیلیپ. مدیریت مالی (میان). ترجمه پارسائیان، علی. انتشارات ترمه. سال ۱۳۸۲. ص. ۱۵۰-۱۴۶.
- پورعلی لاکلایه، محمدرضا؛ آرمین، افشین؛ باقریگی، مریم. (۱۳۹۱). بررسی ارتباط بین انعطاف پذیری مالی با فرصت‌های رشد و ارزش آتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. اولین همایش ملی مدیریت، حسابداری، مهندسی صنایع در سازمانها. ۱۸ و ۱۹ بهمن ماه ۱۳۹۱.
- حقیقت، حمید، و بشیری، وهاب. (۱۳۹۱). بررسی رابطه انعطاف‌پذیری مالی و ساختار سرمایه. مجله دانش حسابداری، سال سوم، شماره ۸.
- خدایی وله‌زاد، محمد؛ زارع تیموری، مهدی. (۱۳۸۹). تأثیر انعطاف‌پذیری مالی بر تصمیمات سرمایه‌گذاری. مجله مهندسی مالی و مدیریت پرتفوی، شماره ۳.
- رحمانی، علی؛ غلامی گاکیه، فردین؛ پاکیزه، کامران. (۱۳۹۱). تأثیر انعطاف‌پذیری مالی بر میزان سرمایه‌گذاری و ارزش آفرینی. مجله پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه، شیراز، شماره ۴.
- غلام‌زاده لاداری، مسعود. جریان نقد آزاد، معیاری برای اندازه‌گیری عملکرد شرکت‌ها. روزنامه دنیای اقتصاد، شماره ۱۷۶۹.
- Arslan, O. , Florackis, C. , Ozkan, A. (2009). Financial Flexibility, corporate investment and performance. papers. SSRN. com
- Byoun, S. (2007). Financial Flexibility, leverage, and Firm size. Finance. Baylor. edu .
- DeAngelo, H. and DeAngelo,L. (2007). Capital structure, payout policy, and financial flexibility. Working paper, University of Southern California, SSRN abstract no. 916093 .
- Gamba, A. and. Triantis,A) . 2008). The value of financial flexibility. *Journal of Finance*, 63 (5 :2263-2296 .
- Marchica, M. T. & Mura. R. (2010). Financial flexibility, investment ability, and firm value: Evidence from firms with spare debt capacity, *Financial Management*, 1339-1368.

Meier, I. , Bozec, Y. , laurin, C. (2013). Financial Flexibility and the performance during the recent Financial Crisis. *International journal of commerce and Management* 23) 2 (: 79-96.

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال چهارم، شماره ۱۵، بهار ۱۳۹۴، صص ۱۸۱ - ۲۰۳

مقایسه دقت پیش بینی مدیریت سود با استفاده از الگوریتم‌های مورچگان و غذایابی باکتری

عزیز گرد*، سید حسام وقفی**، سید جواد حبیب زاده بایگی***،

سارا خواجه زاده****

تاریخ دریافت: ۹۴/۰۳/۰۴

تاریخ پذیرش: ۹۴/۰۷/۱۱

چکیده

هدف این تحقیق بررسی این موضوع است که آیا می‌توان مدیریت سود را براساس مدل‌های مبتنی بر یادگیری ماشین کشف کرد. در این تحقیق برای پیش‌بینی مدیریت سود از مدل‌های مبتنی بر یادگیری ماشین (الگوریتم کلونی مورچه‌ها و غذایابی باکتری) استفاده شده است. برای این منظور ۱۴۳ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲ مورد مطالعه قرار گرفتند. در این تحقیق با استفاده از الگوریتم حرکات ذرات اقدام به شناسایی متغیرهای معنادار با مدیریت سود شده و در نهایت بوسیله نرم‌افزار متلب اقدام به پیش‌بینی مدیریت سود شده است. نتایج برازش الگوریتم غذایابی باکتری و کلونی مورچه‌ها نشان می‌دهد که این دو الگوریتم با دقت بالای ۹۸ درصد توانایی پیش‌بینی مدیریت سود را دارند. نتایج مبین آن است که مدل کلونی مورچه‌ها توانایی بیشتری (خطای ۰/۹۷ درصد) در پیش‌بینی مدیریت سود نسبت به مدل غذایابی باکتری (خطای ۱/۱۹ درصد) دارد.

واژه‌های کلیدی: پیش‌بینی، مدیریت سود، الگوریتم کلونی مورچه‌ها، الگوریتم غذایابی باکتری

طبقه بندی موضوعی: C12, M41

* استادیار حسابداری دانشگاه پیام نور، (afmgord@yahoo.com)

** مربی حسابداری دانشگاه پیام نور، (نویسنده مسئول)، (h.vaghfi2012@gmail.com)

*** مدرس دانشگاه پیام نور، (mfakhar1369@yahoo.com)

**** دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت مالی، دانشگاه آزاد واحد الکترونیک، (sarakhmt20@yahoo.com)

مقدمه

برای تکنولوژی‌های سنتی حسابرسی مشکل است که زمان، منابع انسانی، مخارج و تأثیر رفتارهای غیرعادی بر اطلاعات مالی پیچیده و بزرگ را محدود نمایند. لذا توسعه مدل پیش بینی برای مدیریت سود برای حسابرسان نیز به منظور شناسایی درجه دستکاری در صورت‌های مالی مفید است (چانگ و همکاران، ۲۰۰۵). پیش‌بینی از این نظر که عنصر بنیادین و کلیدی در تصمیم‌گیری استفاده‌کنندگان درون سازمانی و همچنین برون سازمانی محسوب می‌شود، مهم است. براین اساس، کارایی و اثربخشی نهایی هر تصمیم، به نتایج رویدادهایی بستگی دارد که به دنبال هر تصمیم روی می‌دهد. بدین ترتیب تصمیمی کارا و اثربخش خواهد بود که براساس پیش‌بینی‌هایی انجام گیرد که مبنای آن صحیح بوده باشد. یکی از این پیش‌بینی‌ها، پیش‌بینی مدیریت سود می‌باشد. از نظر رونن و سادن (۱۹۸۱) مدیریت سود تلاش عمدی مدیریت جهت انتقال اطلاعات خاص به استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی تعریف می‌شود. شپیر (۱۹۸۹) دخالت هدفمند در فرآیند گزارش‌گری مالی برون سازمانی به منظور تحصیل منافع شخصی را مدیریت سود تعریف می‌کند. پیش‌بینی‌های دقیق و به موقع مدیریت سود، موجب بهبود تصمیم‌گیری استفاده‌کنندگان از گزارش‌های حسابداری می‌شود. چنانچه سرمایه‌گذاران گذشته را مبنایی برای آینده قرار دهند، آن‌ها با استفاده از اطلاعات گذشته می‌توانند حدس بزنند که در آینده وضعیت شرکت چگونه خواهد بود، ولی تنها این یک حدس است که بر اساس اطلاعات گذشته به دست آمده است؛ در حالیکه آینده ممکن است بسیار با گذشته تفاوت داشته باشد. در این رابطه نظریه نمایندگی بر اساس فرض تضاد منافع می‌تواند به بیان دلایل مدیریت سود پردازد (حیب زاده، ۱۳۸۹). بر اثر ایجاد تضاد منافع که از نتایج ایجاد شرکتهای سهامی بزرگ است، رابطه مالک - نماینده و نظریه نمایندگی شکل گرفته و وجود مکانیسم نظارتی موثر بر مدیریت، جهت اطمینان از اعمال مدیریت صحیح در جهت منافع سهام داران، ضرورت می‌یابد. در ساختار کسب و کار جاری، تفکیک مالکیت از مدیریت اجتناب‌ناپذیر است و عدم وجود مکانیسم نظارتی موثر بر مدیریت در چنین شرکت‌هایی احتمال تخصیص ناکارآمد منابع و گسترش مشکلات سازمانی را افزایش می‌دهد و این امر غالباً منجر به صدور گزارش‌های غیر شفاف و گمراه‌کننده برای پنهان کردن مشکلات از دید سهام‌داران می‌گردد (جوهری و همکاران، ۲۰۰۸). در مدیریت سود، مدیریت قضاوت خود را در ارتباط با

گزارش‌گری مالی یا سازماندهی رویدادها به منظور تغییر گزارش‌های مالی به کار می‌گیرد. چه این کار به منظور گمراه کردن سهامداران در مورد عملکرد شرکت، یا به منظور تاثیر بر نتایج قراردادهای متکی به ارقام گزارش شده حسابداری باشد. صورت‌های مالی نادرست تا زمانی که عدم صحت آن‌ها معلوم شود متناوباً مدیران خوش‌بین را ترغیب به سرمایه‌گذاری می‌کند. تحت چنین شرایطی تلاش جهت دستیابی به ارزش مورد انتظار بازار سرمایه و اهداف سوددهی بالا، می‌تواند سرمایه‌گذاران، کارمندان، مشتریان و غیره را تحت تأثیر قرار دهد (خانی، ۱۳۸۲). عمل مدیریت سود با توجه به مدیریت کردن ادراک استفاده‌کنندگان از گزارش‌های مالی، یک عمل غیراخلاقی به شمار می‌آید (جوهری و هم‌کاران، ۲۰۰۸). دیچاو و اسکینر (۲۰۰۰) بیان می‌کنند که حسابداران، مدیریت سود را به عنوان مشکلی می‌دانند که نیاز به یک عمل کنترلی فوری دارد. طبق نتایج تحقیق رافیک در سال ۲۰۰۲ که با استفاده از ابزار پرسشنامه انجام داده است، اکثریت پاسخ‌دهندگان باور ندارند که دست‌کاری سود یک عمل اخلاقی است. از سوی دیگر، برخی نیز بر این عقیده‌اند که مدیریت سود عملی است که به وسیله شرکت‌ها در جهت منافع سرمایه‌گذاران صورت می‌پذیرد. هیلی و والن (۱۹۹۹) معتقدند که گزارش‌گری مالی می‌تواند ارزش شرکت را افزایش دهد. از این رو، استانداردهای پذیرفته شده حسابداری باید برای مدیران جایگزین‌های مورد نیاز را در روش‌ها و به‌کارگیری قضاوت و برآورد در جهت گردآوری اطلاعات عملکرد شرکت، از قبیل به‌کارگیری مفروضات براساس اصول پذیرفته شده عمومی تشریح شده در استانداردها فراهم آورد.

از این رو دو عقیده کاملاً متضاد وجود دارد و این اختلاف نظر، کنترل اختیار مدیریت در انتخاب رویه‌های متنوع حسابداری را دشوار می‌سازد. در این ارتباط بلک (۱۹۹۸) معتقد است مدیران شرکت‌هایی که مالکان متعدد دارند و از سهامداران عمده برخوردار نیستند، انگیزه بیشتری برای مدیریت سود دارند. زیرا، هزینه پردازش اطلاعات برای سهامداران جزء توجه اقتصادی ندارد. در نتیجه، آن‌ها مجبورند به اطلاعات سود و زیان گزارش شده توسط مدیریت شرکت‌ها اتکا کنند. دیچو و همکاران (۱۹۹۵) معتقدند شرکت‌هایی که تعداد اعضای هیأت مدیره آن‌ها زیاد است و این اعضا نیز عمدتاً موظف هستند، در مقایسه با دیگر شرکت‌ها، از مدیریت سود بیشتری استفاده می‌کنند. به اعتقاد پورتر (۱۹۹۲) در شرکت‌هایی که سرمایه‌گذاران نهادی بخش عمده مالکیت شرکت را به عهده دارند، به دلیل این که آنان بر

سودهای نزدیک به سودهای پیش بینی شده تاکید می کنند، احتمال انجام مدیریت سود در مقایسه با دیگر شرکت ها بیشتر است. ماتسوموتو (۲۰۰۲) به این نتیجه رسید شرکت هایی که عمده سهام آن ها متعلق به سرمایه گذاران نهادی است، با احتمال بیشتری از مدیریت سود برای دستیابی به شاخص از پیش تعیین شده (سود) استفاده می کنند. فرانکل و همکاران (۲۰۰۲) نسبت بازده دارایی ها را به عنوان شاخص اندازه گیری عملکرد شرکت در نظر گرفتند و به این نتیجه رسیدند که نسبت مزبور بر مدیریت سود موثر است. مک نیکولز (۲۰۰۰) و بارتون و سیمکو (۲۰۰۲) شاخص اندازه گیری عملکرد را نسبت بازده حقوق صاحبان سهام و میزان فروش شرکت انتخاب کردند و به این نتیجه رسیدند که هر دو شاخص مزبور با مدیریت سود رابطه دارند. دیچو و دیچو (۲۰۰۲) اعتقاد دارند میزان فروش بر مدیریت سود موثر است. نجاری و همکاران (۲۰۱۴) با استفاده از متغیرهای نسبت جاری، نسبت وجه نقد عملیاتی به دارایی ها، نسبت جاری، نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام، اهرم مالی، مالکان نهادی، هزینه های سیاسی، تغییرات سود، ساختار مالکیت، تغییرات حسابرس و نوع صنعت مدلی را ایجاد کردند که با دقت ۹۴ درصد می توانست به پیش بینی مدیریت سود پردازد. بداغی و بزازاده (۱۳۸۷) کیفیت افشا را به عنوان متغیری موثر بر مدیریت سود معرفی کردند. کردستانی و آشتاب (۱۳۸۸) از سود هر سهم برای پیش بینی مدیریت سود استفاده نمودند. چالاکی و یوسفی (۱۳۹۱) با استفاده از درصد مالکیت سهامداران نهادی، نسبت بدهی، اندازه شرکت، مالیات بر درآمد، تغییر پذیری فروش، تغییر پذیری سود، وجوه نقد حاصل از فعالیت های عملیاتی، نسبت کیفیت سود، گردش مجموع دارایی ها، بازده فروش، بازده سرمایه گذاری و بازده حقوق صاحبان سهام مدلی را با استفاده از درخت تصمیم ایجاد نمودند که دقت ۷۴ درصدی در پیش بینی مدیریت سود داشت.

هدف این پژوهش معرفی متغیرهای موثر بر مدیریت سود و همچنین ارائه الگو و کشف مدیریت سود با استفاده از الگوریتم کلونی مورچه ها و غذایابی باکتری می باشد.

فرضیه های تحقیق

طبق نتایج مطالعات تسی و چو (۲۰۰۹) نه تنها می توان با استفاده از مدل های ریاضی، مدیریت سود را کشف نمود، بلکه مدل های مبتنی بر رگرسیون خطی در کشف مدیریت سود در مقایسه با مدل های مبتنی یادگیری ماشین، دارای قدرت توضیح دهنده کمی کمتر (یا خطای

بیشتر) است. در این پژوهش با استفاده از دو الگوریتم کلونی مورچه‌ها و غذایابی باکتری اقدام به پیش‌بینی مدیریت سود گردیده است. لذا فرضیه‌های این تحقیق به شرح زیر طراحی و آزمون شده است:

فرضیه ۱: کشف مدیریت سود بر اساس الگوریتم کلونی مورچه‌ها، امکان‌پذیر است.

فرضیه ۲: کشف مدیریت سود بر اساس الگوریتم غذایابی باکتری، امکان‌پذیر است.

مروری بر پیشینه

سو کوچیپ و همکاران (۲۰۱۳) به بررسی اثر متغیرهای مرتبط با هیات‌مدیره بر مدیریت سود پرداخت. نتایج تحقیق رابطه معنی‌داری را بین متغیرهای اندازه هیات‌مدیره، جلسات هیات‌مدیره و دوگانگی نقش مدیرعامل با مدیریت سود نشان نمی‌دهد. سلیمان و رجب (۲۰۱۳) به بررسی عوامل موثر بر مدیریت سود در بورس اوراق بهادار مصر پرداختند. این تحقیق به بررسی اثر استقلال هیات‌مدیره، دوگانگی نقش مدیرعامل و اندازه هیات‌مدیره بر مدیریت سود پرداخته است. نتایج تحقیق رابطه معنی‌داری بین متغیرهای مزبور با مدیریت سود نشان نداده است. چی و همکاران (۲۰۱۴) در تحقیق خود به بررسی تأثیر مالکیت بلندمدت و کوتاه‌مدت صندوق‌های سرمایه‌گذاری با توجه به انواع مختلفی از مدیریت سود در چین پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که مدیریت سود در صندوق‌های سرمایه‌گذاری تحت کنترل دولت کمتر از شرکت‌های غیردولتی می‌باشد. فیلیپ و رافورنیر در سال ۲۰۱۴ به بررسی بحران مالی بر رفتار مدیریت سود شرکت‌های اروپایی پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که مدیریت سود بطور قابل توجهی در سال‌های بحران مالی کاهش یافته است. اندرینی و یانگک در سال ۲۰۱۴ ارتباط وضعیت رقابت در بازارهای فروش محصول و اقلام تعهدی مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که شرکت‌هایی که در بازارهای با رقابت کمتر فعالیت دارند، تمایل بیشتر به مدیریت سود دارند. نجاری و همکاران (۲۰۱۴) در تحقیق خود اقدام به پیش‌بینی مدیریت سود نمودند. تحقیق مزبور بین سال‌های ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۰ در بورس اوراق بهادار تهران صورت پذیرفته است. مدیریت سود در این تحقیق با استفاده از اقلام تعهدی اختیاری اندازه‌گیری شده است و جهت پیش‌بینی مدیریت سود نیز از الگوریتم ماشین بردار پشتیبان استفاده شده است. نتایج تحقیق بیانگر آن است که الگوریتم مذکور توانایی مناسبی جهت پیش‌بینی مدیریت سود دارد.

اخگر (۲۰۱۵) به بررسی رابطه بین اظهارنظر حسابر، مدیریت سود و مدیریت سود واقعی پرداخت. در این تحقیق جهت بررسی فرضیه‌ها از ۲۸۱۸ سال-شرکت و از اقلام تعهدی جهت کمی نمودن مدیریت سود استفاده گردید. نتایج بیانگر رابطه‌ای معنی‌دار بین اظهارنظر حسابر و مدیریت سود می‌باشد؛ لکن رابطه‌ای بین اظهارنظر حسابر و مدیریت سود واقعی یافت نشده است.

حجازی و همکاران (۱۳۹۱) نشان دادند که روش شبکه عصبی و درخت تصمیم در پیش‌بینی مدیریت سود نسبت به روش‌های خطی دقیق‌تر و دارای سطح خطای کمتری است. ضمناً مدیریت سود با متغیرهای اقلام تعهدی اختیاری و غیر اختیاری دوره قبل و عملکرد شرکت، اندازه، تداوم سود در هر دو روش دارای بیشترین ارتباط است. رحمانی و اربابی در سال ۱۳۹۳ نشان دادند که تفاوت مالیات ابرازی و تشخیصی با مدیریت سود رابطه معناداری دارد و مدل‌های مختلف مدیریت سود در تبیین این رابطه تفاوت چندانی ندارند.

روش پژوهش

در تحقیق حاضر مدیریت سود با استفاده از الگوریتم‌های کلونی مورچه‌ها و غذایابی باکتری پیش بینی می‌شود. متغیر وابسته تحقیق حاضر مدیریت سود است. در این تحقیق، اقلام تعهدی اختیاری به عنوان نماینده مدیریت سود در نظر گرفته شده است. با توجه به این که براساس نتایج تحقیقات گذشته مدل تعدیل شده جونز (۱۹۹۱) قوی‌ترین مدل اندازه‌گیری اقلام تعهدی است (دیچاو و همکاران، ۱۹۹۵)، در تحقیق حاضر جهت تعیین اقلام تعهدی از این مدل استفاده شده است. در مدل مذکور، در مرحله اول می‌بایست کل اقلام تعهدی اندازه‌گیری شود. جمع اقلام تعهدی در تحقیق حاضر با استفاده از روش ترازنامه ای و به شرح مدل (۱) محاسبه گردیده است:

$$TA_t = (\Delta CA_t - \Delta Cash_t) - (\Delta CL_t - \Delta CPL_t) - DEP_t \quad \text{مدل (۱)}$$

که در این رابطه:

TA_t : جمع اقلام تعهدی در سال t

ΔCA_t : تغییر دارایی‌های جاری در سال t

$\Delta Cash_t$: تغییر وجه نقد در سال t

ΔCL_t : تغییر بدهی جاری در سال t

ΔCPL_t : تغییر حصة جاری بدهی بلندمدت در سال t

DEP_t : هزینه استهلاک دارایی‌های ثابت در سال t

سپس اقلام تعهدی غیر اختیاری به تفکیک صنعت با استفاده از مدل (۲) محاسبه می‌گردد:

$$NDA_t = \alpha \left(\frac{1}{A_{t-1}} \right) + \beta_1 \left(\frac{\Delta REV_t - \Delta REC_t}{A_{t-1}} \right) + \beta_2 \left(\frac{PPE_t}{A_{t-1}} \right) \quad \text{مدل (۲)}$$

که در این رابطه:

NDA_t اقلام تعهدی غیر اختیاری

A_{t-1} کل دارایی‌ها در سال $t-1$

ΔREV_t تغییر در درآمد سالانه (مبلغ درآمد سال t منهای مبلغ درآمد سال قبل)

ΔREC_t تغییر در حساب‌های دریافتی (حساب‌های دریافتی سال t منهای حساب‌های دریافتی سال قبل)

PPE_t اموال و ماشین‌آلات همان سال

α و β_1 و β_2 پارامترهای خاص شرکت می‌باشد که با استفاده از مدل (۳) بدست می‌آید:

$$\frac{TA_t}{A_{t-1}} = \alpha \left(\frac{1}{A_{t-1}} \right) + \beta_1 \left(\frac{\Delta REV_t}{A_{t-1}} \right) + \beta_2 \left(\frac{PPE_t}{A_{t-1}} \right) + \epsilon \quad \text{مدل (۳)}$$

و در نهایت اقلام تعهدی اختیاری به عنوان نماینده مدیریت سود به مدل (۴) محاسبه می‌گردد:

$$DA_t = \frac{TA_t}{A_{t-1}} - NDA_t \quad \text{مدل (۴)}$$

که در این رابطه:

DA_t = اقلام تعهدی اختیاری (نماینده مدیریت سود)

متغیرهای مستقل تحقیق شامل نسبت‌های سودآوری، نسبت‌های فعالیت، نسبت‌های نقدینگی، نسبت‌های بدهی و متغیرهای کیفی می‌باشند. تعریف عملیاتی و نحوه برآورد و اندازه‌گیری هر یک از متغیرهای مذکور به شرح زیر ارائه شده است.

تکانه (۱): متغیرهای تحقیق

نام متغیر/روش محاسبه/منبع مورد استفاده
حاشیه سود ناخالص: سود ناخالص به فروش خالص (نجاری و همکاران، ۲۰۱۴)
بازده دارایی: سود خالص به جمع دارایی‌ها (مردای و همکاران، ۲۰۱۲)
بازده حقوق صاحبان سهام: سود خالص به حقوق صاحبان سهام (بارتون و سیمکو، ۲۰۰۲)
سود هر سهم: سود خالص به تعداد سهام (کردستانی و آشتاب، ۱۳۸۸)
هزینه‌های سیاسی: لگاریتم طبیعی تعداد کارکنان شرکت (نجاری و همکاران، ۲۰۱۴)
تغییرات سود: تفاوت سود دوره جاری نسبت به دوره قبل تقسیم بر جمع دارایی‌های دوره قبل (نجاری و همکاران، ۲۰۱۴)
نسبت گردش کل دارایی: درآمد حاصل از فروش به کل دارایی‌ها (چالاکتی و یوسفی، ۱۳۹۱)
تغییرات حسابرس: اگر حسابرس نسبت به دوره قبل تغییر کرده باشد از متغیر مصنوعی یک و در غیر این صورت متغیر مصنوعی صفر استفاده می‌شود (نجاری و همکاران، ۲۰۱۴)
مالیات بر درآمد: هزینه‌های مالیات تقسیم بر سود قبل از مالیات (چالاکتی و یوسفی، ۱۳۹۱)
نسبت کیفیت سود: جریانات نقدی ناشی از فعالیت‌های عملیاتی بر سود عملیاتی (چالاکتی و یوسفی، ۱۳۹۱)
وجه نقد عملیاتی به دارایی‌ها: نسبت وجه نقد عملیاتی به جمع دارایی‌ها (نجاری و همکاران، ۲۰۱۴)
نسبت جاری: دارایی جاری به بدهی جاری (نجاری و همکاران، ۲۰۱۴)
بدهی به دارایی: نسبت جمع بدهی‌ها به جمع دارایی‌ها (مردای و همکاران، ۲۰۱۲)
بدهی به حقوق صاحبان سهام: نسبت بدهی‌ها به حقوق صاحبان سهام (نجاری و همکاران، ۲۰۱۴)
کیفیت افشا: امتیاز افشا گزارش شده توسط بورس اوراق بهادار (بداغی و بزاززاده، ۱۳۸۷)
نقش دوگانه مدیرعامل: متغیر مصنوعی است و در صورتی که مدیرعامل و رئیس هیات‌مدیره یک نفر باشند به آن عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر اختصاص داده می‌شود (مردای و همکاران، ۲۰۱۲)
اعضای غیرموظف هیات‌مدیره: نسبت اعضای غیرموظف به کل اعضا (مردای و همکاران، ۲۰۱۲)
مالکان نهادی: سهام متعلق به سهامداران بالای ۵ درصد (پورتر، ۱۹۹۲)
وجود حسابرس داخلی: متغیر مصنوعی است و در صورت وجود حسابرس داخلی به آن عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر اختصاص داده می‌شود (حبیب زاده، ۱۳۸۹)
نوع مالکیت: متغیر مصنوعی است و در صورتی که عمده سهام شرکت متعلق به بخش دولتی باشد به آن عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر اختصاص داده می‌شود (نجاری و همکاران، ۲۰۱۴)

جامعه آماری این تحقیق شامل تمامی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که در دوره مورد بررسی تغییر دوره مالی نداشته باشند، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری‌های مالی، بانک و لیزینگ نباشند و داده‌های مورد نظر آن‌ها در دسترس باشد. بر این اساس ۱۴۳ شرکت طی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲ به عنوان جامعه آماری انتخاب شده است.

تجزیه و تحلیل آماری

در این تحقیق جهت پیش‌بینی مدیریت سود از روش‌های غذایابی باکتری^۲ و الگوریتم کلونی مورچه‌ها^۳ استفاده شده است. پنج فرآیند در روش پیشنهادی وجود دارد که به ترتیب عبارت است از انتخاب داده‌ها، پاکسازی داده‌ها، تقسیم داده‌ها به مجموعه‌های آموزشی و ارزیابی، فرآیند آموزش مدل و ارزیابی مدل آموزش داده شده با داده‌های ارزیابی که تاکنون توسط الگوریتم‌ها مشاهده نشده است. مرحله اول، انتخاب داده‌ها است. در این مرحله داده‌های مورد نیاز که شامل مدیریت سود و متغیرهای ورودی لیست شده در نگاره (۱) است جمع‌آوری می‌گردد.

مرحله دوم، پاکسازی داده‌ها است. در این تحقیق جهت اجرای بخش دوم از رگرسیون گام به گام در انتخاب متغیرهای ورودی استفاده می‌گردد. انتخاب این متغیرها یکی از مهم‌ترین اهداف در پیش‌پردازش داده‌ها است. این مساله شامل فرآیند تعیین ورودی‌های مرتبط و حذف صفاتی که زائد بوده و اطلاعات اندکی فراهم می‌کنند، می‌باشد. انجام فرآیند انتخاب ورودی‌ها قبل از به کارگیری یک الگوریتم یادگیری مزایای فراوانی دارد. با حذف تعداد زیادی از ورودی‌های نامربوط، روش‌های یادگیری آموزشی، هزینه محاسباتی و زمان کمتری را متحمل می‌شوند. همچنین مدل به دست آمده ساده‌تر می‌شود که غالباً تفسیر آن آسان‌تر و در عمل مفیدتر و سودمندتر می‌باشد. همچنین مدل‌های ساده هنگامی که برای پیش‌بینی به کار می‌روند، دارای کلیت و عمومیت بهتری می‌باشند. بنابراین مدلی که دارای ورودی‌های کمتری است، مزیت‌های بیشتر و دقت بالاتری دارد. یکی از روش‌هایی که برای این منظور به کار می‌رود روش PSO می‌باشد. روش PSO در سال ۱۹۹۵ توسط دکتر ابرهارت و دکتر کندی ارائه شد و ایده اصلی آن از رفتار دسته جمعی ماهی‌ها یا پرندگان به هنگام جستجوی غذا الهام گرفته شده

است (دودا و همکاران، ۲۰۰۱). برای انتخاب مؤلفه‌های تأثیرگذار بر مدیریت سود از دو بردار به شرح زیر استفاده شده است:

بردار اول (S): یک بردار با مقادیر دودویی که مشخص می‌کند که آیا متغیر مستقل بر مدیریت سود تأثیرگذار است یا خیر.

بردار دوم (W): یک بردار با مقادیر واقعی که برای محاسبه وزن‌های معادله خطی ۱ استفاده می‌شود. این دو بردار در مدل (۶) و (۷) نشان داده شده‌اند (دودا و همکاران، ۲۰۰۱).

$$Z = S_1 W_1 X_1 + S_2 W_2 X_2 + \dots + S_n W_n X_n \quad \text{مدل (۵)}$$

$$S = \{S_1, \dots, S_n\}, S_i \in \{0, 1\}, i = 1, \dots, n \quad \text{مدل (۶)}$$

$$w = \{w_1, \dots, w_n\}, -10 \leq w_i \leq 10, i = 1, \dots, n \quad \text{مدل (۷)}$$

با در نظر گرفتن این که n تعداد کل است، مدل (۵) تابعی است که الگوریتم PSO سعی در یافتن ضرایب $w_i, i = 1, \dots, n$ دارد. برای وارد کردن این کدگذاری به PSO هر ذره PSO به صورت یک بردار دو قسمتی انتخاب کردیم. به این صورت که هر ذره دارای $2 * n$ قسمت است که n قسمت اول برای بردار X که برای تأثیرگذار بودن یا نبودن متغیر در پیش‌بینی مدیریت سود است و n قسمت دوم برای Z است که هر مقدار آن متناظر با یکی از X_i ها است. برای متغیرهایی که مقدار S_i آنها برابر صفر است، w_i تأثیری در مدل (۵) ندارد؛ به این معنی که متغیر مربوطه در پیش‌بینی مدیریت سود تأثیرگذار نیست. مقدار n در این مقاله عدد ۲۰ است؛ زیرا ۲۰ متغیر مستقل وجود دارد. در نگاره زیر خطاهای مختلف در پیش‌بینی مدیریت سود برای داده‌های آموزش، اعتبارسنجی و ارزیابی نشان داده شده است.

نگاره (۲): خطای پیش بینی

Train	Validation	Test	
۰/۰۰۹	۰/۰۱۲۸	۰/۰۱۲۲	MSE
۰/۵۰۸۱	۰/۷۱۲۸	۰/۶۹۶۹	SMAPE
۰/۴۵۳۹	۰/۳۵۷۶	۰/۴۸۶۸	R2

در نگاره زیر متغیرهای انتخابی و وزن هر کدام از متغیرها با دقت ۳ رقم اعشار برای مدل (۵) نشان داده شده است. الگوریتم پیشنهادی ۶ متغیر را از بین ۲۰ متغیر انتخاب کرده است.

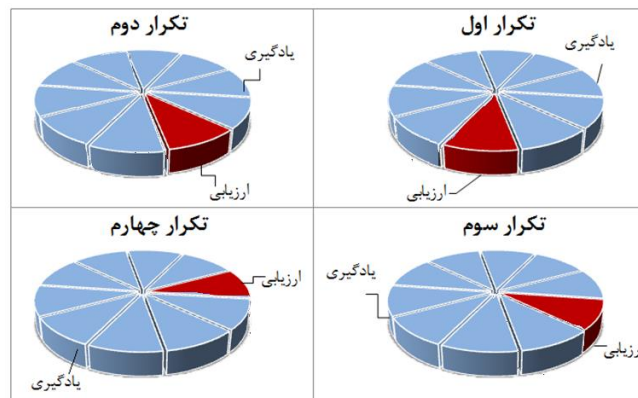
تکانه (۳): لیست متغیرهای مستقل انتخابی

وزن متغیر	نام متغیر	ردیف	وزن متغیر	نام متغیر	ردیف
۰/۰۰۰	وجه نقد عملیاتی به دارایی‌ها	۱۱	۰/۰۰۰	حاشیه سود ناخالص	۱
۰/۷۷۵	نسبت جاری	۱۲	-۰/۹۵	بازده دارایی	۲
۰/۰۰۰	بدهی به دارایی	۱۳	۰/۰۰۰	بازده حقوق صاحبان سهام	۳
۰/۰۰۰	بدهی به حقوق صاحبان سهام	۱۴	۰/۰۰۰	سود هر سهم	۴
۰/۰۰۰	کیفیت افشا	۱۵	۰/۰۰۰	هزینه‌های سیاسی	۵
۰/۰۰۰	نقش دوگانه مدیرعامل	۱۶	۱/۱۴۱	تغییرات سود	۶
۰/۰۰۰	اعضای غیر موظف هیات مدیره	۱۷	۰/۰۰۰	نسبت گردش کل دارایی	۷
-۰/۲۱۴	مالکان نهادی	۱۸	۰/۰۰۰	تغییرات حسابرس	۸
۰/۰۸۸	وجود حسابرس داخلی	۱۹	۰/۰۰۰	مالیات بردآمد	۹
۰/۰۰۰	نوع مالکیت	۲۰	-۰/۴۷۴	نسبت کیفیت سود	۱۰

طبق نتایج نگاره فوق ۶ متغیر بازده دارایی، تغییرات سود، نسبت کیفیت سود، نسبت جاری، مالکان نهادی و وجود حسابرس داخلی جهت ورود به مدل داده کاوی تایید گردیده است. سایر متغیرها نیز به دلیل آنکه وزنی در مدل ندارند، وارد مدل داده کاوی نمی‌گردند.

مرحله سوم تقسیم داده‌ها می‌باشد. یکی از معیارهایی که برای ارزیابی یک تخمین گر مورد استفاده قرار می‌گیرد، نرخ خطا^۴ است که انواع مختلفی دارد. بطور کلی نمی‌توان با مقایسه خطای محاسبه شده روی داده‌های یادگیری، قضاوت مناسبی در خصوص توانایی‌های الگوریتم‌ها انجام داد. معمولاً نرخ خطای روی داده‌های یادگیری کمتر از نرخ خطای روی داده‌هایی است که در فرآیند یادگیری دیده نشده‌اند. با این استدلال، نمی‌توان از خطای یادگیری برای مقایسه دو الگوریتم استفاده نمود. دلیل این است که برای مدل‌های پیچیده‌تر، تخمین‌گرهایی که معمولاً دارای پارامترهای بیشتری هستند، دارای مرز پیچیده‌تری هستند. این مرز پیچیده باعث کاهش خطای روی داده‌های یادگیری در مقایسه با مدل‌های ساده‌تر می‌شود. بنابراین علاوه بر مجموعه داده‌های یادگیری، مجموعه‌ای از داده‌ها برای ارزیابی^۵ مورد نیاز است. از داده‌های آموزش برای یادگیری مدل و از داده‌های ارزیابی به منظور محاسبه نرخ خطای الگوریتم روی داده‌هایی که تا کنون مشاهده نکرده است، استفاده می‌شود. البته برای اینکه ارزیابی مناسب

باشد، یک بار اجرای الگوریتم کفایت نمی کند. معمولاً الگوریتم‌ها تمایل دارند که نرخ خطای تخمینی خود را به نرخ خطای واقعی نزدیک کنند و این امر با اجرای بارها و بارها فرآیند یادگیری و ارزیابی امکان پذیر است. بنابراین زمانی که یک مجموعه داده در اختیار گذاشته می شود، بایستی بخشی از آن را برای ارزیابی نهایی کنار گذاشت و از بقیه برای یادگیری استفاده کرد و مجدداً دو مجموعه را تغییر داده و دوباره مدل را ارزیابی کرد. یکی از روش های معمول برای این منظور روش اعتبارسنجی ده گانه^۶ نام دارد (آلپایدین، ۲۰۱۰). در این روش مجموعه داده ها به K قسمت مساوی، به صورت تصادفی تقسیم میگردد. R_X زوج مجموعه داده X_1, X_2, \dots, X_d به صورت تصادفی استخراج می شود که در آن X_i متغیرهای مستقل و Y_i متغیر وابسته نمونه نام است. در اجرای اول قسمت اول از K قسمت به منظور ارزیابی، $K-1$ قسمت باقیمانده برای یادگیری استفاده می شود. در اجرای دوم قسمت دوم از K قسمت به منظور ارزیابی، $K-1$ قسمت باقیمانده برای یادگیری استفاده می شود. Y مرتبه الگوریتم به همین روال اجرا می گردد. مجموعه داده های یادگیری و ارزیابی باید به اندازه کافی بزرگ باشند تا خطای تخمینی، به مقدار واقعی نزدیک تر باشد. در عین حال داده های یادگیری و ارزیابی با داده های یادگیری و ارزیابی سایر تکرارها، باید کمترین همپوشانی را داشته باشند تا به این وسیله تمام داده ها در فرآیند یادگیری و ارزیابی دخالت داده شوند. در این روش دو نکته وجود دارد. نکته اول اینکه نسبت مجموعه ارزیابی به یادگیری کوچک است. همچنین هر چقدر مقدار N (تعداد کل نمونه های مجموعه داده ها) افزایش یابد می توان مقدار پارامتر K را کاهش داد و اگر مقدار N کوچک باشد، باید مقدار K را آنقدر بزرگ در نظر گرفت که تعداد نمونه های لازم برای عمل یادگیری فراهم باشد. چنانچه مقدار K برابر N در نظر گرفته شود، این روش به روش خارجی تبدیل می شود. در نمودار زیر چهار تکرار اول انتخاب مجموعه داده های یادگیری و ارزیابی روش اعتبارسنجی ده گانه نشان داده شده است (آلپایدین، ۲۰۱۰).



نمودار (۱): روش اعتبار سنجی ده گانه

در هر بار تکرار یک نرخ خطا برای داده‌های یادگیری و ارزیابی محاسبه می‌گردد و در نهایت میانگین نرخ‌های خطای بدست آمده به عنوان نرخ خطا داده‌های یادگیری و داده‌های ارزیابی انتساب داده می‌شود. برای ارزیابی مدل‌های پیش‌بینی از معیار ارزیابی با نام میانگین قدرمطلق خطا^۷ (MSE) استفاده شده است که با استفاده از مدل (۸) محاسبه می‌گردند.

$$MSE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - d_i)^2 \quad \text{مدل (۸)}$$

که در آن d_i مدیریت سود شرکت نام، y_i مدیریت سود پیش‌بینی شده توسط الگوریتم هوشمند، n تعداد داده‌های مجموعه مورد بررسی (آموزش، اعتبارسنجی، ارزیابی) است. $y_i - d_i$ میزان خطای پیش‌بینی را برای شرکت نام نشان می‌دهد. هر چه MSE نزدیک‌تر به صفر باشد، پیش‌بینی الگوریتم‌ها به واقعیت نزدیک‌تر است (آلپایدین، ۲۰۱۰).

مرحله چهارم، فرآیند آموزش و ارزیابی مدل‌ها در الگوریتم‌های تحقیق است. پس از تقسیم نمونه‌ها به دو دسته داده‌های یادگیری و ارزیابی، با استفاده از داده‌های آموزشی، مدل آموزش ایجاد می‌شود. برای حل مسئله ابتدا به معرفی مدل آن پرداخته می‌شود. رابطه زیر تابعی است که الگوریتم تحقیق سعی در یافتن ضرایب $b_i, i=1, \dots, m$ خواهد داشت.

$$z = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_mx_m \quad \text{مدل (۹)}$$

که در آن b_0 عرض از مبدا و $b_i, i=1, \dots, m$ وزن‌های هر کدام از متغیرها (X_i) ضرایب تخمین‌گر) است. X_i مقدار متغیر مستقل نام است. b_i ها توسط الگوریتم با استفاده از داده‌های آموزشی محاسبه می‌گردند که اصطلاحاً به آن آموزش مدل گفته می‌شود و سپس با استفاده از داده‌های ارزیابی، به ارزیابی مدل پرداخته می‌شود. یعنی پس از محاسبه b_i ها، داده‌های ارزیابی به رابطه بالا وارد شده و مقدار MSE محاسبه می‌گردد (آلیایدین، ۲۰۱۰).

الگوریتم کلونی مورچگان

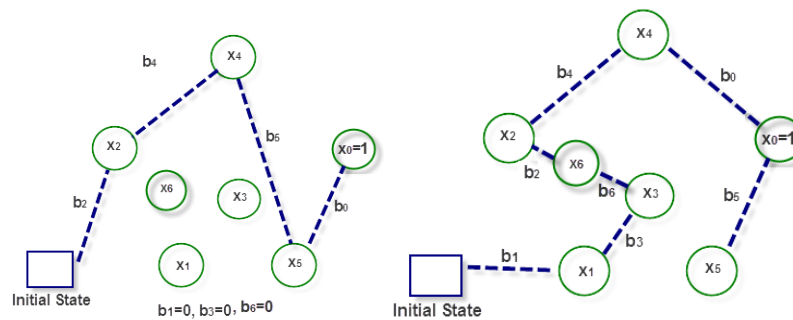
برای حل مسئله ابتدا به معرفی مدل این الگوریتم پرداخته می‌شود. مدل (۱۰) تابعی است که الگوریتم کلونی مورچگان سعی در یافتن ضرایب $b_i, i = 1, \dots, m$ خواهد داشت وقتی که $m=7$ باشد.

$$z = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_mx_m \quad \text{مدل (۱۰)}$$

که در آن b_0 عرض از مبدا و $b_i, i = 1, \dots, m$ وزن‌های هر کدام از ۶ متغیر (X_i) ضرایب تخمین‌گر) است. X_i مقدار متغیر مستقل نام است. b_i ها توسط الگوریتم ACO با استفاده از داده‌های آموزشی محاسبه می‌گردند که اصطلاحاً به آن آموزش مدل گفته می‌شود و سپس با استفاده از داده‌های ارزیابی، به ارزیابی مدل پرداخته می‌شود. یعنی پس از محاسبه b_i ها، داده‌های ارزیابی به مدل (۹) وارد شده و مقدار MSE محاسبه می‌گردد (ادلستین، ۱۹۹۹).

در ادامه به روند یافتن پارامترهای مدل (۱۰) با استفاده از الگوریتم ACO و داده‌های آموزشی پرداخته می‌شود. هنگامی که مورچه‌ها بسوی منابع غذایی یا برعکس از منابع غذایی بسوی لانه حرکت می‌کنند ماده‌ای بنام فرومون روی زمین ترشح می‌کنند. مورچه‌ها می‌توانند فرومون را بچشند و وقتی می‌خواهند راه خود را انتخاب کنند، احتمالاً راهی را انتخاب می‌کنند که دارای غلظت فرومون زیادتری است. هرچه غلظت فرومون بیشتر باشد علاقه مورچه به طی این مسیر بیشتر می‌شود. فرومون در اثر گذشت زمان تبخیر می‌شود و در نتیجه در مسیرهای که زیاد طی نشده‌اند، فرومون کمتری انباشته می‌شود. با گذشت زمان کوتاهترین مسیر با حرکت مورچه‌ها بدست می‌آید، این مسیر تقویت شده و مسیرهای دیگر تضعیف می‌شوند تا همه مورچه‌ها از یک مسیر کوتاه رفت و آمد کنند (ادلستین، ۱۹۹۹).

مسئله یافتن پارامترها به صورت مناسب می‌تواند در یک مساله ACO فرمول‌بندی شود. در گراف ACO، گره‌ها و یال‌های بین آنها به ترتیب نشان‌دهنده متغیرهای مستقل و انتخاب متغیرهای مستقل توسط مورچه و پارامتر (b_i) مربوط به متغیر مستقل است. گراف توسط یک مورچه برای پیدا کردن یک زیرمجموعه بهینه از متغیرهای مستقل تا جایی پیمایش می‌شود که تعداد حداقلی از گره‌ها ملاقات شوند. پیمایش یک مورچه زمانی متوقف می‌شود که به یک معیار توقف مشخص برسد. نمودار (۲) نشان‌دهنده مسیر انتخاب شده دو مورچه است. متغیرهای مستقل توسط مورچه و پارامتر مربوط به متغیر مستقل (میزان فرمون) توسط مورچه را نشان می‌دهد. برای سازگار کردن مدل با مدل، مورچه‌ها ابتدا از یک گره مجازی حرکت می‌کنند. شش گره که پنج تای آنها بیانگر متغیرهای مستقل و یکی بیانگر عرض از مبدا که مقدار آن همواره یک است ($x_0=1$)، می‌باشد. حال با این نوع بیان مسئله می‌توان آن را با الگوریتم ACO حل نمود (ادلستین، ۱۹۹۹).



نمودار (۲): دو نمونه از حرکت یک مورچه.

تمایل اکتشافی حرکت مورچه‌ها و میزان فرومن یال‌ها با همدیگر قانون احتمال انتقال را تشکیل می‌دهند که در مدل (۱۱) نشان داده شده است: (ادلستین، ۱۹۹۹).

$$p_{i,j}^k(t) = \begin{cases} \frac{[\tau_{i,j}(t)]^\alpha [\eta_{i,j}(t)]^\beta}{\sum_{l \in J_i^k} [\tau_{i,l}(t)]^\alpha [\eta_{i,l}(t)]^\beta} & \text{مدل (۱۱)} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

که در آن $\eta_{i,j}$ یک معیار اکتشافی، $\tau_{i,j}$ میزان فرومن بین گره i ام و j ام، k شماره مورچه است و t زمان (تکرار) است. α و β به ترتیب وزن فرومن و معیار اکتشافی هستند که در این

تحقیق معادل عدد ۱.۰ در نظر گرفته شده است. J_i^k همسایگان گره i ام برای مورچه k ام را نشان می دهد که در اینجا نشان دهنده متغیرهای مستقلی است که هنوز انتخاب نشده اند. ابتدا مورچه ها در حالت اولیه قرار می گیرند. در هر گام از پیمایش، مورچه k ام قانون احتمال انتقال را به کار می برد. احتمال اینکه مورچه k ام در متغیر مستقل i ام (گره i ام) باشد، متغیر مستقل j ام (گره j ام) را در تکرار t ام انتخاب کرده باشد از مدل (۱۲) محاسبه می گردد.

بروز شدن فرومن بر اساس رابطه زیر انجام می شود.

$$\tau_{i,j} = \rho \cdot \tau_{i,j} + \sum_{k=1}^n \Delta \tau_{i,j}^k(t) \quad \text{مدل (۱۲)}$$

که در آن n تعداد مورچه ها و $0 < \rho < 1$ میزان تبخیر فرومن را نشان می دهد. همچنین پارامتر ρ برای جلوگیری از تراکم بیش از حد فرومن بکار برده می شود که در این تحقیق معادل عدد ۲.۰ در نظر گرفته شد و الگوریتم را قادر می سازد که تصمیمات اشتباهی که قبلاً گرفته شده است، فراموش شوند. اگر یک یا بوسیله مورچه ها انتخاب نشود، غلظت فرومن آن بطور تدریجی کاهش پیدا میکند. $\Delta \tau_{i,j}^k(t)$ مقدار فرومنی است که مورچه k ام در زمان t بر روی یال هایی که ملاقات کرده است، اضافه می کند و مقدار آن از مدل (۱۳) بدست می آید (ادلستین، ۱۹۹۹).

$$\Delta \tau_{i,j}^k(t) = \begin{cases} \frac{Q}{L_k(t)}, & \text{if the edge } (i,j) \text{ is chosen by ant}_k \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad \text{مدل (۱۳)}$$

که در آن Q یک ثابت برای بروزرسانی فرومن است که معمولاً یک در نظر گرفته می شود و $L_k(t)$ میزان خطای تخمینگر MSE است. در هنگام محاسبه خطا چون همواره میزان فرومن ها مثبت است و ضرایب b_i ها می توانند منفی نیز باشند، از فرومن ها مقدار ثابت ۳۰ کم گردید. این عدد با سعی و خطا بدست آمده است. در اینجا مجموعه داده ها به دو دسته داده های آموزشی و ارزیابی تقسیم شدند. داده های آموزشی برای یادگیری (بدست آوردن پارامترهای b_i رابطه مدل (۱۰) با استفاده از ACO استفاده می گردد. با استفاده از $\tau_{i,j}^k(t)$ مقدار فرومن ترشح شده بین گره ها برای مورچه k ام در زمان t ، $L_k(t)$ با استفاده از رابطه ۴-۲ برای داده های آموزشی محاسبه میگردد. لازم به ذکر است که $\tau_{i,j}^k(t) = b_j$ مربوط به مورچه k ام در لحظه t ، b_a در مدل (۱۰) است.

الگوریتم غذایابی باکتری:

ایده الگوریتم غذایابی باکتری بر این واقعیت استوار است که در طبیعت، جانداران با روش غذایابی ضعیف احتمال انقراض بیشتری نسبت به جاندارانی با استراتژی غذایابی موفق دارند. پس از نسل‌های زیاد، جانداران با روش غذایابی ضعیف نابود شده و یا به حالت‌های بهتر تغییر شکل می‌دهند. باکتری E-coil که در روده انسان زندگی می‌کند، روش غذایابی دارد که بر چهار مرحله استوار است. این مرحله عبارتند از: حرکت، عملکرد گروهی، تولید مثل و حذف پراگندگی (بری و لینوف، ۱۹۹۷).

حرکت: در این مرحله باکتری‌ها شروع به جنبش و شنا می‌کنند. در واقع بسته به چرخش دم باکتری، باکتری جست و خیز کرده و شروع به حرکت می‌کند (جنبش). اگر در مسیر جدید مقدار غذا بهتر بود، باکتری شروع به حرکت در همان مسیر می‌کند (شنا). فرض کنید می‌خواهیم مقدار حداقل $J(\theta), \theta \in R^p$ را پیدا کنیم که در اینجا تابع هدف پرتفوی است. θ مکان باکتری (یا همان x_i ها) و $J(\theta)$ نشان‌دهنده مقدار غذا (مقدار تابع هدف) در مکان θ است. $J(\theta) > 0, J(\theta) = 0, J(\theta) < 0$ به ترتیب به این معنی می‌باشد که باکتری در مکان θ دارای غذای خوب، خنثی و بد است. برای انجام جنبش، یک بردار با طول واحد به نام $\emptyset(i)$ تولید می‌شود. این بردار برای تعریف جهت جدید حرکت باکتری بعد از انجام جنبش، به کار می‌رود. مکان جدید باکتری به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$\theta^i(j, k, 1) = \theta^i(j, k, 1) + c(i)\emptyset(i)$$
 باکتری i ام در مرحله j ام، تولید مثل k ام و نابودی و پخش l ام می‌باشد. $C(i)$ اندازه حرکت باکتری در جهت حرکت $\emptyset(i)$ می‌باشد. اگر اندازه $J(I, j, k, l)$ در $\theta^i(j+1, k, 1)$ کمتر از اندازه آن در $\theta^i(j, k, 1)$ باشد، آنگاه یک گام حرکت دیگر به اندازه $C(i)$ در جهت $\emptyset(i)$ انجام می‌شود و باکتری شروع به شنا کردن در جهت $\emptyset(i)$ می‌کند. این شنا کردن تا زمانی که اندازه $J(\theta)$ کاهش می‌یابد و حداکثر تا ماکزیمم تعداد مراحل مجاز شنا کردن، N ادامه می‌یابد و نشان می‌دهد که باکتری تا زمانی که در جهت حرکت خود محیط بهتری از لحاظ غذا بیابد، به حرکت در همان جهت ادامه خواهد داد (بری و لینوف، ۱۹۹۷).

عملکرد گروهی: وقتی که یک باکتری مسیر بهتری برای غذا پیدا می کند، باکتری های دیگر را به سمت خود جذب کرده و باکتری ها سریع تر به محل غذای اصلی می رسند. عملکرد دسته جمعی سبب حرکت گروهی باکتری ها به سمت غذا می شود. اگر $P(j, k, 1) = \{\theta^i(j, k, 1) | i = 1, 2, \dots, S\}$ را مجموعه مکان های باکتری فرض کنیم، عملکرد دسته جمعی به صورت مدل (۱۴) می باشد.

$$J_{cc}(\theta, P(i, j, l)) = \sum_{i=1}^S J_{cc}^i(\theta, \theta^i(i, j, l)) = \sum_{i=1}^S [-d_{attact} \exp(-\omega_{attact} \sum_{m=l}^P (\theta_m - \theta_m^i)^2)] + \sum_{i=1}^S [-h_{repelen} \exp(-\omega_{repelen} \sum_{m=l}^P (\theta_m - \theta_m^i)^2)] \quad \text{مدل (۱۴)}$$

که $J_{cc}(\theta, P(i, j, l))$ بسته به حرکت همه باکتری ها، تابعی وابسته به زمان بوده و به مقدار تابع هزینه، $J(i, j, k, l)$ افزوده می شود. بنابراین، باکتری ها شروع به تلاش برای پیدا کردن غذا نموده، از مکان های بی غذا فرار کرده و در همان حین یکدیگر را جذب می کنند و در عین حال بیش از حد به هم نزدیک نمی شوند. "S" تعداد کل باکتری ها بوده و "P" تعداد پارامترهایی است که باید بهینه شوند و به عنوان مختصات مکان باکتری در فضای p بعدی محسوب می شوند. بسته به مسئله مورد نظر انتخاب شود (بری و لینوف، ۱۹۹۷).

تولید مثل: نصف تعداد باکتری ها که غذای خوبی پیدا نکرده اند، نابود شده و نصف دیگر شامل باکتری های سالم هر یک به دو باکتری تقسیم شده که در همان مکان قبلی باکتری قرار می گیرند. این عمل، تعداد جمعیت باکتری ها را ثابت نگه می دارد. (بری و لینوف، ۱۹۹۷).

حذف و پراکندگی: زندگی جمعیت باکتری ها به مرور با مصرف غذا و یا ناگهان در اثر موارد دیگر دچار تغییر می شود. حوادث می توانند موجب کشته شدن و یا پراکنده شدن باکتری ها شوند. این عمل اگر چه در ابتدا ممکن است منجر به برهم خوردن مرحله حرکت به سمت غذا باشد، اما می تواند تأثیر مثبتی هم بر آن داشته باشد. زیرا پراکندگی باکتری ها ممکن است آن ها را در مکان هایی نزدیک به منابع غذایی خوب قرار دهد. مرحله حذف و پراکندگی از به دام افتادن باکتری ها در نقطه بهینه محلی جلوگیری می کند. در هر مرحله حذف و پراکندگی، هر باکتری موجود در جمعیت با احتمال P_{ed} در معرض حذف و پراکندگی قرار می گیرد. برای

ثابت نگه داشتن تعداد باکتری‌ها، اگر یک باکتری نابود شود، باکتری جدیدی را به صورت رندم در محدوده فضای جستجو قرار می‌دهیم. در مسأله برنامه‌ریزی تابع سعی در کاهش مقدار این حاصل جمع یا به عبارت دیگر سعی در افزایش تعداد صفرها در ضرایب دارد. پس از آموزش مدل با استفاده از داده‌های آموزشی ضرایب ذخیره می‌گردد تا در مرحله ارزیابی از آن استفاده گردد (تیبشیرانی، ۱۹۹۶). در مرحله آخر مدل با توجه به طی کردن مراحل قبل مورد ارزیابی قرار خواهد گرفت و نتایج ارائه می‌گردد. ارزیابی مدل، آخرین مرحله است. نتایج حاصل از اعمال همه داده‌ها به صورت زیر است:

تکانه (۴): نتایج تحقیق

الگوریتم غذایی باکتری		الگوریتم کلونی مورچه‌ها		Fold
خطای داده ارزیابی	خطای داده یادگیری	خطای داده ارزیابی	خطای داده یادگیری	
۱/۰۲۵	۱/۲۳	۱/۰۲۵	۰/۹۲۴	۱
۱/۱۱۵	۱/۱۲۵	۰/۹۰۵	۰/۸۹۵	۲
۱/۶۵۱	۱/۳۵۲	۱/۰۱۲	۱/۰۰۲	۳
۱/۰۵۲	۰/۹۸۶	۰/۸۱۲	۰/۹۸۱	۴
۱/۲۳۱	۱/۲۱۱	۱/۰۸۸	۱/۰۹۱	۵
۱/۰۲۹	۱/۰۲۴	۱/۰۱۴	۱/۱۲۱	۶
۱/۲۱۴	۱/۰۳۶	۰/۹۶۳	۱/۰۲۵	۷
۰/۹۸۹	۰/۹۱۲	۰/۸۹۲	۰/۷۸۲	۸
۱/۴۲۲	۱/۲۵۲	۰/۹۸۸	۰/۸۹۱	۹
۱/۱۹۱	۱/۰۰۴	۱/۰۱۲	۱/۱۴	۱۰
۱/۱۹۲	۱/۱۱۳	۰/۹۷۱	۰/۹۸۵	میانگین

نتیجه‌گیری

مدیریت سود زمانی رخ می‌دهد که مدیر برای گزارشگری مالی از قضاوت شخصی خود استفاده می‌کند. اقلام تعهدی سود از یک سو به مدیران اجازه می‌دهند تا سود را طوری محاسبه کنند که گویای ارزش واقعی بنگاه اقتصادی باشد و از سوی دیگر این اقلام به مدیران اختیار می‌دهند تا از انعطاف پذیری روش‌های و اصول پذیرفته شده حسابداری استفاده کرده و محتوای اطلاعاتی سود را مخدوش کنند. هدف این مطالعه ارزیابی این موضوع بود که آیا می‌توان

مدیریت سود را بر اساس روش‌های مبتنی بر یادگیری ماشین کشف کرد. این تحقیق که با استفاده از اطلاعات مالی ۱۴۳ شرکت بین سال‌های ۱۳۸۸ الی ۱۳۹۲ انجام شده است، نشان می‌دهد که بین متغیرهای توان بازپرداخت بهره، نسبت سرمایه در گردش، گردش دارایی ثابت، مالکان نهادی، نسبت آبی، وجود حسابرسان داخلی، نسبت گردش موجودی‌ها و بازده دارایی با مدیریت سود، همبستگی وجود دارد. همچنین در این تحقیق با استفاده از الگوریتم غذایابی باکتری و کلونی مورچه‌ها اقدام به پیش‌بینی مدیریت سود شده است که نتیجه پژوهش نشان می‌دهد هردو الگوریتم توانایی بالایی (بیش از ۹۸٪) جهت پیش‌بینی مدیریت سود دارند. این نتایج با نتیجه پژوهش هاگلوند (۲۰۱۲) تسی و چیو (۲۰۰۹) سازگار است.

این تحقیق با محدودیتهایی نیز همراه بوده است. از جمله این که نتایج حاصل از تحقیق حاضر فقط قابل تعمیم به شرکت‌های پذیرفته شده در بورس است. لذا تعمیم نتایج به سایر شرکت‌ها باید با احتیاط صورت پذیرد. با توجه به نتایج تحقیق پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود:

۱. با توجه به دقت بالاتر از ۹۹ درصد الگوریتم کلونی مورچه‌ها به سرمایه‌گذاران و سایر استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی پیشنهاد می‌گردد از این الگوریتم جهت پیش‌بینی مدیریت سود در شرکتها استفاده نمایند.
 ۲. با توجه به نتایج تحقیق مبنی بر این که مشابه الگوریتم کلونی مورچه‌ها، الگوریتم غذایابی باکتری نیز دقت بالایی (بالاتر از ۹۸ درصد) در پیش‌بینی مدیریت سود دارد، به سرمایه‌گذاران و استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی پیشنهاد می‌گردد به کاربرد الگوریتم کلونی مورچه‌ها در پیش‌بینی مدیریت سود توجه نمایند.
- همچنین برای تحقیق‌های آتی پیشنهاد می‌گردد:

۱. با توجه به نتایج تحقیق حاضر، مدلی ترکیبی از الگوریتم‌های کلونی مورچه‌ها و غذایابی باکتری طراحی گردد تا در افزایش دقت پیش‌بینی موثر باشد.
۲. با استفاده از سایر تکنیک‌های گروه هوش مصنوعی از قبیل الگوریتم کلونی زنبورها و آدابوست نیز مدلی برای پیش‌بینی مدیریت سود ارائه و نتایج آن با نتایج این تحقیق مقایسه شود.

پی نوشت‌ها

- | | |
|-----------------------|---------------------------|
| ۱ Jones | ۲ Bacterial Foraging |
| ۳ Adabost | ۴ Error Rate |
| ۵ Test | ۶ K-Fold Cross Validation |
| ۷ Mean Absolute Error | ۸ Most Correlated |
| ۹ Convex | |

منابع

- بداعی، حمید؛ بزازاده، حمیدرضا. (۱۳۸۷). رابطه بین مدیریت سود و کیفیت افشا. فصلنامه مطالعات حسابداری، شماره ۱۷: ۱۷۳-۱۹۸.
- پورزمانی، زهرا؛ اولی، محمدرضا و عبدالهیان، جواد. (۱۳۹۳). بررسی تاثیر اجرای آئین نامه نظام راهبری شرکتی سازمان بورس اوراق بهادار تهران بر مدیریت سود. حسابداری مدیریت، دوره ۷، شماره ۲۰: ۱۲-۱.
- چالاکلی، پری؛ یوسفی، مرتضی. (۱۳۹۱). پیش بینی مدیریت سود با استفاده از درخت تصمیم گیری. مطالعات حسابداری و حسابرسی، سال اول، شماره ۱: ۱۱۰-۱۲۳.
- حبیب زاده بایگی، سید جواد. (۱۳۸۹). بررسی ارتباط بین ویژگی‌های هیات مدیره و مدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه آزاد مشهد. حجازی، رضوان؛ محمدی، شاپور؛ اصلانی، زهرا؛ آفاجانی، مجید. (۱۳۹۱). پیش بینی مدیریت سود با استفاده از شبکه عصبی و درخت تصمیم در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۹، شماره ۶۸: ۳۱-۴۶.
- خانی، عبدالله. (۱۳۸۲). مدیریت سود و پاداش مدیران، فصل نامه مطالعات حسابداری، شماره ۳: ۱۲۸-۱۵۳.
- رحمانی، علی؛ اربابی بهار، زهرا. (۱۳۹۳). رابطه‌ی تفاوت مالیات تشخیصی و ابرازی با مدیریت سود. فصلنامه پژوهش‌های تجربی حسابداری، ۳ (۴): ۶۱-۸۳.
- طغرای، زهره. (۱۳۹۲). بررسی اثرات هم خطی در مدل‌های رگرسیونی چندگانه. نشریه ندا، سال پنجم، شماره ۱: ۳۱-۳۹.
- کردستانی، غلام رضا؛ آشتاب، علی. (۱۳۸۸). پیش بینی مدیریت سود بر مبنای تعدیل سود هر سهم. مجله توسعه و سرمایه، شماره ۴: ۱۴۱-۱۵۸.

- Akhgar, M. (2015). Qualified Audit Opinion, Accounting Earnings Management and Real Earnings Management. *Asian Economic and Financial Review*, 5 (1): 46- 57.
- Alpaydin, E. (2010). Introduction to machine learning, 2'nd ed.: Cambridge, Mass.: MIT Press.
- Barton, J. J. and P. J. Simko. (2002). The balance sheet as an earnings management constraint. *The Accounting Review* (Supplement): 1-27.
- Berry, M and G. Linoff. (1997). Data Mining Techniques for marketing, sales, and customer support. New York.
- Black, E. L, K. F. Sellers and T. S. Manly (1998). Earning management using asses sales. *Journal of Business Finance & Accounting*, 25 (9): 25-38.
- Chi, J; Yang, J; Young, M. (2014). Mutual funds' holdings and listed firms' earnings management: Evidence from China. *Journal of Multinational Financial Management*, 6: 62- 78.
- Chung, R. , Firth, M. and Kim, J. B. (2005). Earnings Management, Surplus Free Cash Flow, and External Monitoring, *Journal of Business Research*, 58: 766– 776.
- Dechow, P. M. , R. G. Sloan and Sweeney, A. P. (1995). Detecting Earnings Management. *Accounting Review*, vol. 70, n 2: 193- 225.
- Dechow, P. M. , And Dichev, I. D. (2002). The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *The Accounting Review* (Supplement): 35.
- Dechow, P. M. , and Skinner, D. J. (2000). Earnings management: Reconciling the views of accounting academics, practitioners and regulators. *Accounting Horizons*, 14 (2): 235-250.
- Duda, R. O. Hart, P. E. and Stork, D. G. (2001). Pattern classification vol. 2: wiley New York.
- Edelstein, H. (1999). Introduction to data mining and knowledge discovery, 3rd ed. Potomac, MD, USA: Two Crows Corporation.
- Indrarini, L; Yang, Y (2014). Product market competition and earnings management: Evidence from discretionary accruals and real activities manipulation. *Advances in Accounting*, 6: 263- 275.
- Fayyad. U. , Uthwrsusamy. R. (1996). Data Mining and Knowledge Discovery in Databases. Communication of ACM.
- Filip, A, Raffournier, B. (2014). Financial Crisis And Earnings Management: The European Evidenc. *The International Journal of Accounting*, 6: 455-478.
- Frankel, R. M. , Johnson, M. F. and Nelson, K. K. (2002). The relation between auditor's fees for nonaudit services and earnings management. *The Accounting Review* (Supplement): 71-106.

- Johari , Nor Hashimah ; Mohd Saleh , Norman ; Jaffar , Romlah ; Sabri Hassan , Mohamat. (2008). The Influence of Board Independence, Competency and Ownership on Earnings Management in Malaysia. *Journal of Economics and Management* 2 (2) , 281– 306.
- Healy, P. M. , and Wahlen, J. M. (1999). A review of the earnings management literature and its implications for standard setting. *Accounting Horizons*, 13 (4): 365- 383.
- Matsumoto, D. A. (2002). Management's incentives to avoid negative earnings surprises. *The Accounting Review*, 77 (July): 483– 514.
- McNichols, M. (2000). Research design issues in earnings management studies. *Journal of Accounting and Public Policy* 19 (4-5): 313- 345.
- Moradi, M. , Salehi, M. , Habibzadeh Baygi, S. J. & Najari, M. (2012). A Study of Relationship between Board Characteristics and Earning Management: Iranian Scenario, *Universal Journal of Management and Social Sciences*, 2 (3): 12- 29.
- Najari, M. , Hazrati, A. , Rezaie, P. , Habibzadeh Baygi, J. (2014). Forecasting of Earning Management by Support Vector Machine: Case Study in Tehran Exchange Stock. *Middle-East Journal of Scientific Research* 19 (7): 1007- 1017.
- Rafik, Z. A. (2002). Determinants of earnings management ethics among accountants. *Journal of Business Ethics*, 40: 33- 45.
- Ronen, A. and Sadan, S. (1981). Smoothing income numbers, Objectives, Means and Implication. reading, MA, Addition Wesley.
- Petroni, k. (1992). optimistic reporting in the property- casualty insurance industry. *Journal of Accounting and Economics*, 15 (december): 485- 509.
- Schipper, K. (1989). Earnings management. *Accounting Horizon*, 3 (4) , 91- 102.
- Soliman, M. M. , and Ragab, A. A. (2013). Board of director's attributes and earning management: Evidence from Egypt. *Journal of Business and Social Sciences Research*, 6: 52- 63.
- Sukeecheep, S. , Yarram, S. R. , and Al Farooq, O. (2013). Earnings management and board characteristics in Thai Listed Companies. *Journal of International Conference on Business, Economics and Accounting*, 4 (6): 74- 93.
- Tibshirani, R. (1996). Regression shrinkage and selection via the lasso. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 58: 267–288.
- Tsai, C. Chiou F. (2009). Earnings Management Prediction: A Pilot Study of Combining Neural Networks and Decision Trees. *Expert Systems with Applications*, 36: 7183-7191

Comparing the Accuracy of Earnings Management Forecast Using Ant Colony Optimization Algorithm and Bacteria Foraging Algorithm

Aziz Gord¹, Hesam Vaghfi², Hesam Habibzade³, Sara Khajehzadeh⁴

Received: 2015/05/25

Approved: 2015/10/03

Abstract

The present study is aimed to assess whether earnings management can be discovered on the basis of Machine Learning methods, so models based on Machine Learning (Ant Colony Optimization Algorithm and Bacteria Foraging) are applied to forecast earnings management. To do this, 143 firms listed in Tehran Stock Exchange are examined over a period from 2009 to 2013. Furthermore, Particle Swarm Optimization (PSO) is utilized in order to distinguish significant variables of earnings management and finally, earnings management is forecasted through the application of Matlab Software. Findings achieved from the fitness of Bacteria Foraging and Ant Colony Optimization algorithms indicates that these two algorithms are capable of forecasting earnings management with the accuracy of %98. Results show that Ant Colony Optimization model is more successful (error: %0.97) than Bacteria Foraging (error: %1.19) in earnings management forecasting.

Keywords: forecast, earnings management, Ant Colony Optimization algorithm, Bacteria Foraging algorithm.

Jel clafication: C12· M41

¹ Assistant Professor of accounting, Payamnoor University, (afmgord@yahoo.com)

² Teacher of accounting, Payamnoor University, corresponding author, (h.vaghfi2012@gmail.co)

³ Teacher of accounting, Payamnoor University, (j.habibzade@gmail.com)

⁴ MSc. Student of financial management, Azad university, (sarakhmt20@yahoo.com)

The Relation between Financial Flexibility and Performance of Iranian Investment Firms from the Market Point of View

Sauber Sheri Anaghiz¹, Nahid Ghorbauni²

Received: 2015/05/14

Approved: 2015/08/16

Abstract

Strategic and undeniable role of the financial flexibility in a firm could be studied from different points of view. This study examines the impact of financial flexibility on performance of the investment firms in Tehran Stock Exchange. The sample consists of 150 firms listed in TSE from 2008 to 2012. Financial flexibility as the independent variable and performance of investment firms as the dependent variable are measured by cash flow yield ratio and Sharp & Trainer Criteria respectively. Inflation, firm size and profitability variables are considered as control variables. To analyze the data, multiple regression (Panel Data Method) is used. The results indicate a significant positive relation between free cash flow yield (FCFY) and Sharp Criteria, and no significant relation between free cash flow yield (FCFY) and Trainer Criteria.

Keywords: Financial flexibility, free cash flow yield, Evaluation performance, Sharp and Trainer Criteria.

Jel clacification: G32, G33, M41

¹ Faculty member, School of Accounting & Management, University of Allameh Tabatabai, (accountingsheri@yahoo.com)

² MSc. Student of Financial Management at Allameh Tabatabai University, Corresponding author, (nahid_ghorbani_64@yahoo.com)

The Relation between Types of Institutional Ownership and Conservatism in Firms Listed in Tehran Stock Exchange

Narges Sarlak¹, Davood Kalavani²

Received: 2014/04/26

Approved: 2014/08/05

Abstract

This study is aimed to investigate the relation between types of institutional ownership and earnings conservatism. This study, based upon Birkley et al. (1988), categorizes institutional investors into two types as long-term horizon and short-term horizon investors. Then, institutional investors with long-term horizon are categorized into independent and dependent investors. Conservatism is measured using Basu's (1997) model. The sample consists of 39 firms listed in Tehran Stock Exchange between 2004 and 2013 and hypotheses are tested using multiple regression. The results reveal that none of independent institutional investors with long-term horizon, dependent institutional investors with long-term horizon and institutional investors with short-term horizon has significant relation to conservatism.

Keywords: Conservatism, independent institutional investors, dependent institutional investors, long-term investment and short-term investment

Jel classification: M41

¹ Assistant Professor, Ghom University, Corresponding author, (sarlak.narges@gmail.com)

² MSc. of accounting, Ghom University, (d.kalavani@yahoo.com)

Simultaneous Relation among Free Cash Flow, Diversification and Performance of Firms listed in Tehran Stock Exchange (TSE)

Hossein Fakhari¹, Serajaddin tatari²

Received: 2014/09/17

Approved: 2014/12/09

Abstract

This study is aimed to investigate the simultaneous relation among free cash flow, diversification and the performance of company. The importance of the research is due to the simultaneous study of the two components above as business strategy of a firm and its performance. To do this, ninety firms listed in the Tehran Stock Exchange during 2008 to 2013 were tested with the system of simultaneous 3sls equations. Findings show that diversification has no significant relation (related or unrelated) to free cash flow and performance. Besides, there is a reverse relationship between free cash flow and the firm performance. According to the findings, there are agency costs in Iranian firms, while there is no relationship between diversification, as an internal strategy of management, and the performance.

Keywords: Free cash flow, Diversification strategy, Tobin's q, entropy index, Firm performance.

Jel clacification: M41, G32, M31, L25

¹ Associate Prof. of Accounting in University of Mazandaran University, Corresponding Author, (h.fakhari@umz.ac.ir)

² Msc.Student of Accounting in University of Mazandaran, (tatari.seraj@yahoo.com)

The Usefulness of Cost Information and Determination of Major Factors Affecting Implementation of the Activity Based Costing from Management Perspective (The Case of Bank Keshavarzi Iran)

Mohammad Namazi¹, Amin Nazemi²

Received: 2015/06/22

Approved: 2015/09/24

Abstract

The major objective of the study is to find some answers to the following questions: 1) How do managers assess the usefulness of an information system?, 2) What are the major factors affecting the implementation of an information system?. We choose an action research approach to study the ABC system in Bank Keshavarzi from the management and employees perspective. The functionality of the ABC system was investigated via the following factors: system capability to provide details, cost classification, the frequency of presenting reports and the capability to provide reports and variance analysis. We assessed the usefulness of the ABC using questionnaires and multiple regression method and determined factors affecting to implement ABC based on views from IT and finance managers of the bank and by using factor analysis method. The results indicated that ABC can be useful in cost classification, and the frequency of financial reporting. Organizational, environmental, technological, and individual factors are also effective factors effective in implementing the ABC. Governmental grants, expert arguments, executives support, the overhead costs, and personnel training, were found to be factors affecting the implementation of the ABC.

Keywords: Traditional Costing, Activity Based Costing (ABC), Factors to implement ABC, ABC functionality.

Jel clacification: M41

¹ Professor, Shiraz University, Corresponding Author, (mnamazi@rose.shirazu.ac.ir)

² Assistant professor Of accounting, Shiraz university, (anazemi@rose.shirazu.ac.ir)

The Relation of Firm Size, Industry Type and Profitability to Social and Environmental Information Disclosure

Gholam Hossein Mahdavi¹, Abbas Ali Daryaei²,
Razieh Alikhani³, Mehdi Maranjory⁴

Received: 2014/03/30

Approved: 2014/06/24

Abstract

This Study investigates the Relationship Between social and environmental Information disclosure level and some company characteristics. To measure social and environmental Information disclosure level, non-weighted index was employed. The statistical population of this research is the listed companies in the Tehran stock exchange. The sample consists of 87 firms in different industries listed in TSE during years 2007 to 2012. The multiple regression has been used to test the research hypothesis. The Results show that there is a significant positive relationship between company size and level of social and environmental Information disclosure. But we did not find any relationships between profitability and the level of social and environmental Information disclosure. Despite expectation of researchers, social and environmental Information disclosure level of companies in sensitive industries is less than other companies.

Keywords: Social and Environmental Disclosure, Firm Size, Industry, Profitability

Jel clacification: M14, M19

¹ Associate Prof. Accounting, Shiraz University, (ghmahdavi@rose.shirazu.ac.ir)

² Ph.D. student of Accounting, Shiraz University, corresponding author, (alidaryai@yahoo.com)

³ Assistant Prof .Accounting, University of Chalous Branch, (R2_Alikhani@yahoo.com)

⁴ Ph.D. student Accounting, faculty member of Chalous Branch,(Mr.maranjory@gmail.com)

Explanatory Power of Valuation Measures in Corporations with Different Earnings Quality

Gholamreza Karami¹, Zahra Taheri²

Received: 2015/05/24

Approved: 2015/09/01

Abstract

Price is the first and the most important factor in making investment decisions in Securities Exchanges, so evaluation and estimation of the real value of a stock is very important for investors. To understand explanatory power of different valuation measures and also the relation between earnings quality and information content of valuation measures, this study uses three models rendered by Hand and Landsman (1998) in three levels: all firms, firms with high earnings quality and firms with low earnings quality. This research uses the quantity of discretionary accruals as the measure of earnings quality that is determined using modified Jones model in two periods of estimation and event. To analyze research models, information from 1277 firms-years in the period from 2001 to 2011 has been used. Also, some information from the years 2000 and 2012 has been used in order to calculate the changes in some variables as compared to the previous year and estimate changes in the next years. The results of ordinary least squares regression shows that any increase of earnings quality leads to ignorance of stock book value (BV) and dividend per share (DPS) and increase of the information content of earning per share (EPS), while the lack of high quality and reliable earnings lead to decrease of confidence to EPS in valuation process and increase of attention to more reliable measures such as BV and DPS.

Keywords: valuation measures, modified jones model, earning quality, Chow & Hausman test, wald test .

Jel clacification: M41,G10

¹ Associate Professor of accounting, Tehran University, (gholamrezakarami@yahoo.com)

² Phd. student of accounting, Tehran university, Corresponding Author, (zahrataheri@ut.ac.ir)

The Effect of Corporate Governance Structure on the Relation between Tax Avoidance and Corporate Cash Holdings Level and Value

Zahra Dianati¹, Parisa Shokrollahi²

Received: 2015/01/30

Approved: 2015/05/04

Abstract

Lack of appropriate corporate governance structure can provide the opportunity of tax avoidance activities for managers. On the other hand, if investors aware from this action, they undervalue the corporate cash holdings. Therefore, this paper investigates the effect of corporate governance structure on relation between tax avoidance and corporate cash holdings level and value. The sample includes 68 firms listed in Tehran Stock Exchange in the period from 2004 to 2011. Results show that existence of strong corporate governance structure weakens the relation between tax avoidance and corporate cash holdings level and value.

Keywords: Tax avoidance, Level of corporate cash holdings, Value of corporate cash holdings, corporate governance structure.

JEL Classification: M41, N25, H26

¹ Faculty member of University of kharazmi, (dianati@ues.ac.ir)

² MSc Student , Accounting Financial Sciences Faculty, University of kharazmi, corresponding author, (p.shokrollahi@yahoo.com)

The Impact of XBRL on Auditing: A Treat of Challenge or Opportunity

Masood Azizkhani¹, Mohamad Imani barandagh², Hmaidreza Mardani³

Received: 2015/06/05

Approved: 2015/09/12

Abstract

XBRL technology paves the way for continuous and integrated financial reporting and enhances the accuracy of online financial information reporting. In USA, PCAOB has issued a guideline on audit services of XBRL based financial statements. Considering SEO's plan of using XBRL technology for financial reporting in the capital market, this research reviews the opportunities and challenges faced by auditors regarding XBRL in Iranian capital market. According to responses gathered by questionnaire from some Iranian CPAs, using XBRL will provide opportunities for audit profession in relation to Comparability, reliability and format of presenting financial information and can increase the audit quality. On the other hand, the risk of errors in XBRL taxonomy and also the necessity of modification to audit procedures required for reviewing XBRL financial statement have been introduced as the main challenges for audit profession in this regard.

Keywords: extensible Business Reporting Language, Continuous auditing, Audit quality

JEL Classification: M42, M41

¹ Assistant Prof. of Accounting, ANU College of Business and Economics, (m.azizkhani53@yahoo.com)

² Assistant Prof. of Accounting, Urumia University, (Imani_barandagh@yahoo.com)

³ MSc. Of accounting, Urumia university, corresponding author, (Hamid5972@yahoo.com)

Corporate Disclosure Quality and Tax Noncompliance

Vida Mojtahedzadeh¹, Mina Abouhamzeh², Mohammad mahdi Mirzaee³

Received: 2015/01/25

Approved: 2015/04/29

Abstract

The impact of corporate disclosure quality on macroeconomic issues, including tax noncompliance, is so important to know. According to the growing importance of tax as one of the governmental major financial resources and revenues, it is very important to identify strategies for decrease of tax noncompliance which reduces tax revenues. High quality disclosure of information can be viewed as a regulatory factor that controls the behavior of corporate management and reduces incentives for tax noncompliance, so it is expected that enhancement of corporate disclosure quality will reduce the corporate tax noncompliance. This study, using Panel Data Analysis, examines the impact of corporate disclosure quality on reducing tax noncompliance in Iran. To achieve this, we investigated 40 firms listed in TSE for a period from 2007 to 2011. This study uses timeliness and reliability as two different criteria of disclosure quality and uses a criterion based on the difference between decided and declared tax for measuring tax noncompliance. The results indicate a positive effect of corporate disclosure quality on corporate tax noncompliance reductio.

Keywords: Tax, Corporate disclosure quality, Corporatetax noncompliance, timeliness, reliability .

Jel classification: H26 ·M41

¹ Prof. of accounting, Alzahra university, (vida. mojtahed@gmail. com)

² PHd. Student of accounting Alzahra university and MA of administration dep. Of lage tax payers, corresponding author, (abouhamzeh1364@gmail. com)

³ PHd. Student of accounting, alameh tabatabaee university, (mirzaeeabbasabad@gmail. com)

Table of content

Corporate Disclosure Quality and Tax Noncompliance	1
Vida Mojtahedzadeh, Mina Abouhamzeh, Mohammad mahdi Mirzaee	
The Impact of XBRL on Auditing: A Treat of Challenge or Opportunity .23	
Masood Azizkhani, Mohamad Imani barandagh, Hmaidreza Mardani	
The Effect of Corporate Governance Structure on the Relation between Tax Avoidance and Corporate Cash Holdings Level and Value	39
Zahra Dianati, Parisa Shokrallahi	
Explanatory Power of Valuation Measures in Corporations with Different Earnings Quality	63
Gholamreza Karami, Zahra Taheri	
The Relation of Firm Size, Industry Type and Profitability to Social and Environmental Information Disclosure	87
Gholam Hossein Mahdavi, Abbas Ali Daryaei, Razieh Alikhani, Mehdi Maranjory	
The Usefulness of Cost Information and Determination of Major Factors Affecting Implementation of the Activity Based Costing from Management Perspective (The Case of Bank Keshavarzi Iran).....	105
Mohammad Namazi, Amin Nazemi	
Simultaneous Relation among Free Cash Flow, Diversification and Performance of Firms listed in Tehran Stock Exchange (TSE).....	129
Hossein Fakhari, Serajaddin tatari	
The Relation between Types of Institutional Ownership and Conservatism in Firms Listed in Tehran Stock Exchange	149
Narges Sarlak, Davood Kalavani	
The Relation between Financial Flexibility and Performance of Iranian Investment Firms from the Market Point of View	165
Sauber Sheri Anaghiz, Nahid Ghorbauni	
Comparing the Accuracy of Earnings Management Forecast Using Ant Colony Optimization Algorithm and Bacteria Foraging Algorithm	181
Aziz Gord, Hesam Vaghfi, Hesam Habibzade, Sara Khajehzadeh	

Licence Holder: Alzahra University
Director: Rahmani, Ali (Asso. Prof.)
Editor in chief: Mojtahedzadeh, Vida (Prof.)
Executive Manager: Valizadeh, Azam (Assist. Prof)
Persian Editor: Valizadeh, Azam (Assist. Prof)
English Editor: Ebrahimi, Elahe
Original Cover Designer: Teymourian, Hedye
Lay out editor: Esfandi, Khadijeh
Coordinator: Amirikhah Maryam, Safar Saeedeh
Print and Binding: Fargahi

Editorial Board

Ahmadpour, Ahmad, Prof. of Mazandaran University
Eslami Bidgoli, Gholamreza, Associate Prof. of Tehran University
Pourjalali, Hamid, Professor of Hawaii University
Pourheidari, Omid, Associate Prof. of Baahonar University
Hejazi, Rezvan, Prof. of Alzahra University
Khalifesoltani, seyed ahmad, Assistant Prof. of Alzahra University
Sajadi, Hosein, Associate Prof. of Chamraan University
Soleimani Amiri, Gholamreza, Associate Prof. of Alzahra University
Alavi Tabari, Seyed Hosein, Associate Prof. of Alzahra University
Mojtahed Zadeh, Vida, Prof. of Alzahra University
Mehrani, Sasan, Associate Prof. of Tehran University

Address: Alzahra University, Vanak ,Tehran - Iran. P. O Box
1993893973

Tel & Fax: (+9821) 88212578

Website: <http://jera.alzahra.ac.ir/>

Email: jera@alzahra. ac. ir

In the Name of God



Alzahra university

Quarterly Journal of

Empirical Research in Accounting

Spring 2015, Vol 4, Number 15