به نام خدا

فصلنامهٔ

پژوهش‌های تجربی حسابداری "نشریه علمی"

سال هشتم، شمارهٔ ۳۲، تابستان ۱۳۹۸

این فصلنامه "نشریه علمی" طبق نامهٔ شمارهٔ ۳/۱۸۱۶۵۵ مورخ ۱۳۹۱/۸/۱۳ وزارت علوم، تحقیقات و فناوری از شماره سوم با درجه علمی ـ پژوهشی منتشر می‌شود.

صاحب امتیاز: دانشگاه الزهرا (س)

مدیر مسئول: سید علی حسینی

سردبیر: علی رحمانی

عضو هیئت تحریریه	دانشگاه	درجه علمی	رشته
امید پورحیدری	دانشگاه شهید باهنر کرمان	استاد	حسابداری
حمید پورجلالی	دانشگاه هاوایی ایالات	استاد	حسابداری
رضوان حجازی	دانشگاه الزهراء (س)	استاد	حسابداری
سید احمد خلیفه سلطانی	دانشگاه الزهراء (س)	دانشیار	حسابداری
علی رحمانی	دانشگاه الزهراء (س)	استاد	حسابداری
ذبیح اله رضایی	دانشگاه ممفیس ایالات	استاد	حسابداری
حسین سجادی	دانشگاه شهید بهشتی	استاد	حسابداری
غلامرضا سلیمانی امیری	دانشگاه الزهراء (س)	دانشیار	حسابداری
شهناز مشایخ	دانشگاه الزهراء (س)	دانشیار	حسابداری
بیتا مشایخی	دانشگاه تهران	دانشیار	حسابداری
ساسان مهرانی	دانشگاه تهران	دانشیار	حسابداری
سعید همایون	دانشگاه سوئد	دانشیار	حسابداری
حسن یزدی فر	دانشگاه سالفورد انگلستان	استاد	حسابداری

ویراستار علمی و ادبی: نازنین بشیری منش

ویراستار انگلیسی: الهه ابراهیمی

صفحه‌آرا: خدیجه اسفندی

کارشناس نشریه: اعظم پاک خصال

چاپ و صحافی: کارگاه گرافیک رامتین

نشانی: تهران، میدان شیخ بهایی شمالی، دانشگاه الزهراء (س)، دانشکدهٔ 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

فصلنامه پژوهش‌های تجربی حسابداری نشریه‌ای علمی است که با رسالت توسعهٔ دانش و پژوهش حسابداری در کشور، به انتشار مقاله‌های پژوهشی *درحوزهٔ حسابداری مبادرت می‌کند. مقالات با رویکرد تجربی/ آرشیوی، آزمایش، بین رشته ای/ انتقادی، بازارپایه، پیمایش و مدل سازی که از ویژگی اصالت و نوآوری برخوردار باشند، در اولویت بررسی و انتشار خواهند بود. مهم ترین حوزه‌های مورد تأکید 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 ارسال‌شده پس از داوری تخصصی و در صورت تأیید هیئت تحریریه، به‌چاپ 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 درمحیط نرم‌افزاری Word 2007، در اندازهٔ صفحهٔ A4 (حاشیه‌ها از بالا ۴، پایین ۶/۵، چپ ۴/۵ و راست ۵ سانتی‌متر)، قلم فارسی متن B Nazanin 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 اندازهٔ 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 وتورفتگی ابتدای هر پاراگراف معادل ۰/۳ سانتی متر و ردیف شده (Justify)؛ قلم انگلیسی متن Times New Roman با اندازهٔ 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 وپررنگ (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، حروف‌چینی 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. صفحهٔ 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)؛
- رتبهٔ علمی و نام مؤسسه یا دانشگاه یا محل اشتغال (به صورت فارسی و انگلیسی)، نشانی کامل نویسنده‌ای که عهده‌دار مکاتبات است، شامل: نشانی پستی، شمارهٔ تلفن، نمابر و نشانی پست الکترونیک (برای تمام نویسندگان)؛
- در ذکر نام نویسنده‌ها از القاب و عناوین استفاده نشود و فقط رتبهٔ علمی و محل خدمت درج شود.

۲-۲. صفحهٔ اول مقاله: عنوان و چکیدهٔ 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 حداکثر۱۶۵ کلمه) و واژه‌های کلیدی (حداکثر پنج واژه) و کد طبقه‌بندی JEL باشد. این کدگذاری برای طبقه‌بندی موضوعی در ادبیات اقتصادی طراحی شده است و جزئیاتِ نحوهٔ استفاده از آن در پایگاه اینترنتی:

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

۲-۳. صفحهٔ دوم تا انتهای مقاله: این بخش باید در بردارندهٔ موارد زیر باشد:

- مقدمه (چند پاراگراف شامل بیان مسئله، مبانی نظری، هدف، اهمیت و ضرورت آن)؛
- مروری بر پیشینهٔ (صرفا پژوهش‌های مرتبط وبه 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 (می تواند در همان

بخش مدل‌های آزمون فرضیه ارائه شود و در این صورت نیازی به تکرار ندارد)، جامعهٔ آماری، حجم نمونه و روش نمونه‌گیری)؛
- یافته‌های پژوهش (شامل: ارائه یافته‌ها، مقایسهٔ آن با یافته‌های پژوهش‌های مذکور در پیشینه و تفسیر انطباق یا ناسازگاری یافته‌ها با پژوهش‌ها و نظریه‌ها)؛
- نتیجه‌گیری (شامل: خلاصهٔ مسئله، ارائه خلاصهٔ نتایج و نتیجه‌گیری کلی و ارائه پیشنهادها بر مبنای نتایج (توصیه‌های سیاستی صرفا در تحقیقات کاربردی ضرورت دارد)، و در صورت لزوم پیشنهاد برای پژوهش‌های آتی با توجه به محدودیت‌های پژوهش یا چگونگی توسعهٔ 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 پی نوشت 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 نیازبه توضیحات لازم دربارهٔ اصطلاح‌ها و یا ذکر معادل‌های انگلیسی واژه‌های درون متنی (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:

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

۲-۴. 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 ایتالیک، دوره (شماره) با حروف ایتالیک، (ویرگول و یک فاصله) شماره صفحه شروع –(خط فاصله) پایان مقاله. (نقطه)

۳-۴. 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 ایتالیک، دوره (شماره) با حروف ایتالیک، (ویرگول و یک فاصله) شماره صفحه شروع –(خط فاصله) پایان مقاله. (نقطه ویک فاصله) دریافت شده از (دو نقطه و یک فاصله) آدرس سایت

۳-۴. گزارش‌ها و سایر منابع: در این‌باره 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 نیزرعایت 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 تو رفتگی (با استفاده از تکنیک Hanging) ۰/۵ سانتی متر می‌باشد.

۵. نمودارها، نگاره‌ها و فرمول‌ها

عنوان نمودارها در زیر و عنوان نگاره‌ها در بالای آن‌هادرج شود. بهتر است نمودارها و نگاره‌ها، در داخل متن و پس از جایی که به آنها اشاره شده، درج شوند. برای شماره‌گذاری از شمارهٔ ۱ (عددی و داخل پرانتز، مانند نگاره (۱)) تا... استفاده شود. داخل نگاره‌ها باید به فارسی نوشته شود و درشرایط استفاده ممیز، از به‌کار بردن نقطه به‌جای 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

ستون‌هاست 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 نگاره‌هایی دو ستونی به صورت خطوط نامرئی (No Border) ارائه و به صورت مدل (۱) (عددی و داخل پرانتز) تا... شماره گذاری شوند.

۶. پی نوشت‌ها

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

فهرست مطالب

بررسی رابطه نظارت از طریق بدهی بانکی کوتاه‌مدت و مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی ۱
سیدعلی حسینی، مریم فلاح جوشقانی

تأثیر مدیریت سود بر سطح افشا و عملکرد مالی واقعی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران ۲۱
محسن خوش طینت، مریم قره داغی، سمیه رسولی

پایداری نامتقارن و ارزشگذاری بازار از اقلام تعهدی و جریان‌های نقد در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران ۴۹
ایرج نوروش، زهرا فدایی

تأثیر اصلاحات پیشنهادی حسابرس بر کیفیت سود ۶۹
آرش تحریری، معصومه صابرماهانی

بررسی عوامل مؤثر در استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی در واحدهای حسابرسی داخلی شرکت‌های ایرانی ۹۳
مهری بختیاری ، کیومرث بیگلر

تأثیر کیفیت اطلاعات حسابداری بر جریان نقد عملیاتی ۱۲۱
عقیل فرهنگیان، فرزانه حیدرپور

اثر تعدیل کنندگی مراحل چرخه عمر شرکت‌ها بر رابطه بین سرمایه‌گذاری در منابع انسانی و سیستم کنترل‌های داخلی (مطالعه موردی: شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران) ۱۴۳
رضوان حجازی، مهرداد صالحی

بررسی رابطهٔ بین هزینه‌های سیاسی و شکاف مالیاتی: شواهدی تجربی از بورس اوراق بهادار تهران ۱۶۱
بهمن قادری، حمزه دیدار، مهدی کفعمی

تأثیر غیرخطی رقابت در بازار محصول و سودآوری بر نسبت بدهی‌ها، با درنظرگرفتن مجموع فضای کسب‌وکار ایران در اندازه‌گیری رقابت ۱۹۵
محمدحسین قائمی، امیر صابر

تأثیر سرمایه فکری بر رابطه بین نظام حاکمیت شرکتی و اجتناب مالیاتی..... ۲۱۹
مهدی فغانی، سکینه دارسنج ، مسلم سعیدی، حمید زارعی

اثر سوگیری شناختی دانشجویان کارشناسی ارشد حسابدارای بر دقت قضاوت آنها با توجه به رفتار هزینه و نحوه ارائه اطلاعات..... ۲۴۷
زهرا دیانتی دیلمی، محمد حسین عبداللهی، عطیه پاکزاد

محافظه‌کاری شرطی و ارتباط ارزشی گزارشگری مالی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادر تهران..... ۲۷۱
غریبه اسماعیلی کیا، محمد اوشنی، محمد بخشی

بررسی واکنش رفتاری بازار سهام، بر اساس شکست روندهای کاهشی بلندمدت و کوتاه‌مدت معیارهای عملکردی شرکت، در زمان افزایش سود نقدی..... ۲۹۳
جواد نیک کار، ولی خدادادی، حسنعلی سینایی، حسن فرازمند

تأثیر گزارشگری مالی اینترنتی بر ارزش شرکت..... ۳۲۳
مهدی ناظمی اردکانی، زهره عارف منش، سمیه دهقان دهنوی

تنوع جنسیتی اعضای هیأت مدیره و ارتباط ارزشی گزارش‌گری مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها..... ۳۵۱
پرویز مام صالحی، طاهر اسکندرلی

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال هشتم، شماره ۳۲، تابستان ۱۳۹۸، صص ۱ - ۱۹

بررسی رابطه نظارت از طریق بدهی بانکی کوتاه‌مدت و مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی

سیدعلی حسینی *، مریم فلاح جوشقانی **

تاریخ دریافت: ۲۵ /۹۶/۰۶

تاریخ پذیرش: ۰۵ /۹۶/۱۰

چکیده

مدیریت سود مداخله عمدی در فرآیند گزارشگری مالی برای بدست آوردن سطح مورد انتظار سود می‌باشد. یعنی با توجه به مقاصد و اهداف مختلف مدیریت، ممکن است سود افزایش و یا کاهش یابد و یا هموار شود. حال به‌نظر می‌رسد که ساختار بدهی کوتاه‌مدت می‌تواند مزایای نظارتی داشته‌باشد. زیرا موجب نظارت بیش‌تر از سوی بستانکاران می‌شود و درنتیجه موجب کاهش مدیریت سود می‌گردد. هدف از پژوهش حاضر، بررسی تأثیر نظارت از طریق بدهی‌های کوتاه‌مدت بر مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی می‌باشد. برای انجام این پژوهش، ۱۳۶ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۴ مورد بررسی قرارگرفته‌است. برای سنجش مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی، از معیار اقلام تعهدی اختیاری استفاده شده که بااستفاده از مدل ارائه شده توسط سیمن و فانگ (۲۰۱۴) مورد محاسبه قرار گرفت. روش تحقیق مورداستفاده روش همبستگی و روش تحلیل داده‌ها رگرسیون چندمتغیره می‌باشد. نتایج پژوهش حاکی از وجود رابطه معنی‌دار بین بدهی‌های بانکی کوتاه‌مدت و مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی در شرکت‌های دارای رتبه اعتباری پایین بود. همچنین یافته‌های پژوهش نشان داد که بین بدهی‌های بانکی کوتاه‌مدت و مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی در شرکت‌های دارای رتبه اعتباری بالا رابطه معناداری وجود ندارد.

واژه‌های کلیدی: مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی، بدهی کوتاه‌مدت، نظارت، هزینه‌های نمایندگی.

طبقه‌بندی موضوعی: M41.

DOI: 10.22051/jera.2018.17246.1789

* استادیار حسابداری، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران، نویسنده مسئول، (a.hosseini@alzahra.ac.ir).

** کارشناسی ارشد حسابداری دانشگاه الزهرا، تهران، ایران، (fallah.m.70@gmail.com).

مقدمه

استفاده از بدهی بانکی، سازوکاری است که می‌تواند عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه نمایندگی بین اعتباردهندگان، سهامداران و مدیران را کاهش دهد. از منظر استقراض‌کننده شرکت‌هایی که دارای پروژه‌های خوب (خالص ارزش فعلی مثبت) و تحت وضعیت عدم تقارن اطلاعاتی قرار دارند، بدهی با سررسید کوتاه تر را بمنظور انتقال علامت‌هایی به بازار برای کاهش عدم تقارن اطلاعاتی ترجیح می‌دهند. از منظر وام دهنده، زمانی که عدم تقارن اطلاعاتی وجود داشته باشد، استفاده از بدهی کوتاه مدت برای نظارت بر شرکت‌ها مناسبتر از بدهی بلند مدت است (دیموند۱۹۹۱ به نقل از سیمن و فانگ ۲۰۱۴). به عبارت دیگر، کوتاه تر کردن سررسید بدهی به مدیر اجازه می‌دهد تا کنترل بهتری را اعمال کند، زیرا سررسید با مدت زمان کوتاه، مذاکرات مجدد در دوره زمانی کوتاه را فراهم می‌کند. در زمانی که وام دهنده با استقراض کننده قرارداد منعقد می‌کند، وام دهنده می‌تواند در طول اولین دوره شرکت، عملکرد شرکت را مشخص کند، و پس از آن نسبت به تجدید یا تغییر شرائط و ضوابط قرارداد تصمیم بگیرد.[1] از این رو با استفاده بیشتر از بدهی بانکی انتظار می‌رود عدم تقارن اطلاعاتی، گزینش نامناسب و تضاد نمایندگی کاهش یابد (سگورا و سوآرز ۲۰۱۰، تارولو ۲۰۰۹ به نقل از زارعی ۱۳۹۴).

تمامی اعتباردهندگان بر بدهکاران خود نظارت می‌کنند، اما در صورت استفاده از بدهی بانکی، به علت مزیت نظارتی بدهی بانکی در مقایسه با بدهی غیر بانکی، اگر درون سازمانی‌ها از وظایف خود شانه خالی کنند، امکان تجدیدقرارداد بدهی بانکی کاهش پیدا می‌کند و یااینکه هزینه تجدیدقرارداد افزایش می‌یابد (داتا ۲۰۰۵ به نقل از سیمن و فانگ ۲۰۱۴). در غیاب وجود هدف مشترک برای مدیران و سهامداران، مدیران منفعت طلب، بدهی بلندمدت را ترجیح می‌دهند. مدیرانی که بدهی کوتاه مدت را برمی‌گزینند، نسبت به شرکت‌هایی که از بدهی بلندمدت استفاده می‌کنند، خود را در معرض نظارت بیشتری قرار می‌دهند.

افزایش کیفیت اقلام تعهدی (کیفیت اطلاعات حسابداری) و کوتاه‌تر کردن سررسید بدهی بانکی به عنوان روش‌هایی برای کاهش رفتار فرصت‌طلبانه مدیران و نظارت بر آنان محسوب می شود. برخی مفاهیم همچون کاهش هزینه سرمایه و هزینه بدهی و دسترسی آسانتر به بازار بدهی به شرط هزینه و تضامین کمتر در تأمین مالی از طریق بدهی‌های بانکی، در ارتباط با این

مساله مطرح می‌شوند (زارعی ۱۳۹۴). بهبود کیفیت اقلام تعهدی و کوتاه‌تر کردن سررسید بدهی (به‌وسیله نظارت بیشتر سرمایه‌گذاران) مدیران را پاسخگوتر می‌کند و از اینرو عدم تقارن اطلاعاتی شامل خطر اخلاقی و گزینش نامناسب کاهش می‌یابد (زارعی، ۱۳۹۴).

این تحقیق به بررسی رابطه نظارت از طریق بدهی بانکی کوتاه‌مدت و مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی تاکید دارد.

مدیریت سود

مدیریت سود زمانی روی می‌دهد که مدیریت قضاوت شخصی خود را در گزارش‌گری مالی و ساختار معاملات اعمال می‌نماید به گونه‌ای که گزارش‌های بدیل و جایگزینی را در رابطه با عملکرد شرکت جهت گمراه‌کردن برخی ذینفعان ارایه می‌نماید. تعریف ارایه شده از مدیریت سود از دو جنبه اساسی برخوردار می‌باشد. نخست توانایی اعمال نظر شخصی مدیر مطرح شده‌است. این بدان معنی است که مدیریت در مورد رویه‌ها و اصول برای گزارشگری از حق انتخاب برخوردار می‌باشد از نمونه‌های بارز در این زمینه می‌توان به طرح متنوع بازنشستگی، برآورد عمر مفید وارزش اسقاط دارایی‌های بلند مدت، مالیات‌های معوق و روش‌های رایج در زمینه ارزش‌گذاری موجودی‌ها اشاره نمود. نکته دوم به گمراه کردن برخی ذینفعان اشاره دارد و این زمانی اتفاق خواهدافتاد که مدیران در موقعیتی قرار می‌گیرند که به اطلاعاتی دسترسی پیدا می‌کنند که استفاده‌کنندگان از آن بی‌اطلاع می‌باشند (هلی و والن ۱۹۸۸ به نقل از پورزمانی و همکاران ۱۳۸۹).

فلسفه مدیریت سود، بهره‌گیری از انعطاف‌پذیری روش‌های استاندارد و اصول پذیرفته شده حسابداری می‌باشد. البته تفسیرهای گوناگونی که می‌توان از روش‌های اجرایی یک استاندارد حسابداری برداشت‌کرد، از دیگر دلایل وجود مدیریت سود می‌باشد. این انعطاف پذیری دلیل اصلی تنوع موجود در روش‌های حسابداری است. در زمانی که تفسیر یک استاندارد بسیار انعطاف‌پذیر است، یکپارچگی داده‌های ارائه شده در صورت‌های مالی کمتر می شود. اصول تطابق و محافظه‌کاری نیز می‌تواند باعث مدیریت سود شود (میلر و جون۲۰۰۱ به نقل از نوروش و همکاران ۱۳۸۴).

پژوهش‌ها نشـان می‌دهد که مدیران شـرکت‌ها از روی قصـد، سـودهای گزارش شـده را با استفاده از انتخاب سیاست‌های حسابداری خاص خود تغییر در برآوردهای حسابداری و اقلام تعهدی، دستکاری می‌کنند تا به هدف‌های موردنظر خود برسند. (میلر و جون ۲۰۰۱ به نقل از نوروش و همکاران ۱۳۸۴).

تئوری نمایندگی

تئوری نمایندگی درواقع، وادارکردن یک نماینده به رفتاری است که نماینده، رفاه مالک را بیشـینه کند. طبق این تئوری در چارچوب رابطه بین مدیر و سـهامدار، مسـئولیت تصـمیم‌گیری درخصـوص توزیع منابع مالی و اقتصـادی و یا انجام خدمتی طی قرارداد مشـخصـی به مدیر واگذار می‌شـود. اگر در قرارداد، که می‌توان از آن به عنوان قرارداد بهینه یاد کرد، به تمام جوانب و منافع دو طرف توجه نشـود، این امر می‌تواند باعث از بین بردن انگیزه و یا حتی زمینه‌های برای فسـاد مالی، اختلاس و رشـوه شـود. مدیران می‌توانند از آگاهی خود درباره فعالیت‌های تجاری شرکت برای بهبود اثربخشی صورت‌های مالی، به عنوان ابزاری برای انتقال اطلاعات به سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان بالقوه، استفاده نمایند. با این حال، چنانچه مدیران برای گمراه‌کردن اسـتفاده‌کنندگان صـورت‌های مالی از طریق اعمال اختیارات خود در زمینه گزینش‌های حسابداری در گزارشگری مالی، انگیزه‌هایی داشته باشند، احتمال می‌رود مدیریت سود رخ دهد (انصاری و همکاران ۱۳۹۳).

تئوری نمایندگی بیان می‌کند که تحت شـرایطی بدهی کوتاه‌مدت مشـکل ناکارایی سـرمایه‌گذاری و تخصـیص غیربهینه منابع را کاهش می‌دهد. انتشـار بدهی کوتاه‌مدت امکان نظارت ادواری اعتباردهندگان را بر عملکرد شـرکت فراهم می‌سـازد. اعتباردهندگان کوتاه‌مدت بیشـتر از اعتباردهندگان بلندمدت تمایل به نظارت بر عملکرد شـرکت دارند. این نظارت مشکل تضاد نمایندگی را تا حد زیادی حل می‌کند. از طرفی این امر موجب می شود تا تأمین مالی شرکت آسان‌تر صورت گیرد و هزینه سرمایه کمتری به شرکت تحمیل شود. در نتیجه تمام پروژه‌های دارای خالص ارزش فعلی مثبت مورد انتخاب قرار می‌گیرند .از این‌رو میزان سرمایه‌گذاری به اندازه بهینه صورت می‌گیرد (دیچاو و همکاران ۲۰۰۲ به نقل از سیمن و فانگ ۲۰۱۴).

نقش نظارتی وام‌های کوتاه‌مدت

تمامی وام دهندگان بر وام گیرندگان خود نظارت دارند، اما مزیت نظارت از طریق بدهی کوتاه مدت در برابر بدهی‌های بلند مدت، قابلیت بیشتر بدهی‌های کوتاه مدت برای خروج از شرایط وام و نیز برای تحمیل هزینه‌های اضافی در صورت عدول است، چرا که بدهی‌های کوتاه‌مدت نسبت به بدهی‌های بلندمدت دارای قابلیت تجدید یا عدم تجدید قرارداد بدهی می‌باشند (راجان و وینتون ۱۹۹۵، استالز ۲۰۰۰). (مایرز ۱۹۷۷) کوتاه کردن مدت زمان سررسید بدهی‌های کوتاه مدت را به منظور کاهش مشکل سرمایه‌گذاری ناکافی توصیه می‌کند. نقش نظارت بااستفاده از بدهی‌های کوتاه مدت نیز توسط (داتا و همکاران ۲۰۰۵) نشان داده شده است که اینگونه استدلال می‌کنند که در غیاب هدف هم ترازی بین مدیران و سهامداران، بیشتر مدیران منفعت طلب، سررسید بدهی‌های بلند مدت را ترجیح می‌دهند. مدیرانی که بدهی‌های کوتاه مدت را انتخاب می‌کنند، خود و شرکت هایشان را بیشتر از کسانی که بدهی‌های بلند مدت را انتخاب می‌کنند، در معرض نظارت قرار می‌دهند. همچنین نشان می‌دهند که مدیران با مالکیت سهم بیشتر در شرکت خود، از بدهی کوتاه مدت بیشتری استفاده می‌کنند که استدلال آن‌ها با تمایل مدیران به در معرض بیشتر نظارت قرار گرفتن سازگار است. شرکت‌هایی که بدهی‌های کوتاه‌مدت را انتخاب می‌کنند، بیشتر احتمال دارد تا با کاهش هزینه‌های سازمان در ارتباط باشند، و به عنوان یک نتیجه‌گیری، این شرکت‌ها تمایل کمتری برای درگیر شدن با مدیریت سود را دارند (سیمن و فانگ ۲۰۱۴).

اهداف و ضرورت تحقیق

اطلاعات حسابداری و بدنبال آن سود حسابداری به‌عنوان یکی از معیارهای تصمیم‌گیری مالی از اعتبار ویژه‌ای برخوردار است و در این راستا هر جریانی که سود را به طریقی دستخوش تغییر نماید نیز اهمیت می‌یابد. انجام تحقیق در خصوص رابطهٔ بین سررسید بدهی کوتاه مدت و نظارت بر مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی در بورس اوراق بهادار می‌تواند در تغییر احتمالی رویه‌های موجود و همچنین برای سرمایه‌گذاران در تصمیم‌گیری و تدوین استراتژی‌های سرمایه‌گذاری مفید باشد. سود حسابداری و اجزای مربوط به آن از جمله اطلاعاتی محسوب می‌شود که در هنگام تصمیم‌گیری توسط افراد در نظر گرفته می‌شود. این رقم برمبنای ارقام تعهدی محاسبه و شناسایی می‌شود. براساس رویکرد تعهدی درصورت

تحقق درآمدها و وقوع هزینه‌ها می‌توان سود را گزارش کرد. از آن‌جا که در مبنای تعهدی لزوماً شناسایی درآمدها و هزینه‌ها همراه با دریافت و پرداخت وجه نقد نبوده، و در محاسبه سود نیز از پیش‌بینی‌ها و برآوردها استفاده می شود، از این‌رو این پرسش مطرح می شود که تا چه میزان می‌توان به این رقم در هنگام اخذ تصمیم اطمینان کرد. پاسخ به این پرسش از آن جهت اهمیت پیدا می‌کند که اخذ تصمیم نادرست به سبب اطلاعات ناکافی و ناصحیح موجب می‌شود که تسهیم منابع به صورت ناعادلانه انجام شود.

پیشینه تحقیق

سیمن و فانگ (۲۰۱۴) طی پژوهشی به بررسی تأثیر نظارت از طریق استفاده از بدهی کوتاه مدت بر مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی برای دوره ۲۰۰۳ تا ۲۰۰۶ در ۳۳۲۴ شرکت پذیرفته شده در بورس ایالت متحده (US) پرداختند. این محققین فرضیه خود را برای شرکت‌های با رتبه اعتباری بالا و متوسط بطور جداگانه مورد بررسی قرار دادند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان داد که بدهی کوتاه مدت با مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی (با اقلام تعهدی اختیاری اندازه گیری شده است) بطور مثبت همراه است که با تئوری آشفتگی مالی سازگار است. این محققان همچنین نشان دادند که این رابطه برای شرکت‌های دارای رتبه اعتباری بالا ضعیفتر است.

گوماریز و جان پدرو (۲۰۱۳) در تحقیق خود به موضوع کیفیت گزارشگری مالی، سررسید بدهی و کارایی سرمایه‌گذاری پرداختند. آن‌ها در مطالعه خود که با نمونه‌ای متشکل از کمپانی‌های اسپانیایی ثبت شده بین سال‌های ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۸ به انجام رسیده است، نقش کیفیت گزارشگری مالی و سررسید بدهی در کارایی سرمایه‌گذاری را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان می‌دهد که کیفیت گزارشگری مالی شدت مسئله‌ی سرمایه‌گذاری بیش از حد را کاهش می‌دهد. به همان ترتیب، سررسید بدهی کوتاه‌تر می‌تواند با کاهش مشکلات سرمایه‌گذاری بیش از حد و سرمایه‌گذاری کم‌تر از حد، کارایی سرمایه‌گذاری را ارتقا دهد. گذشته از این، نتایج نشان می‌دهد که کیفیت گزارش‌گری مالی و سررسید بدهی دو ساز و کار قابل جایگزینی در ارتقای کارایی سرمایه‌گذاری هستند: بنگاه‌هایی که از وام کوتاه مدت بیشتری

(کمتری) استفاده می‌کنند، تأثیر بیش‌ترِ (کم‌ترِ) کیفیت گزارشگری مالی بر کارایی سرمایه‌گذاری را نشان می‌دهند.

پدرو گارسیا و همکاران (۲۰۱۳) به بررسی نقش کیفیت اقلام تعهدی در دسترسی به وام بانکی پرداختند. این کار از طریق داده‌های پانلی بنگاه‌های کوچک و متوسط اسپانیایی به تحلیل تأثیر کیفیت اقلام تعهدی در دسترسی بنگاه‌ها به قرض بانکی می‌پردازد. نتایج رابطه‌ی مثبت بین کیفیت اقلام تعهدی و وام بانکی را نشان می‌دهد، حتی زمانی‌که سایر مؤلفه‌های تعیین‌کننده‌ی وام بانکی و درون‌زایی احتمالی بین وام بانکی و کیفیت اقلام تعهدی تحت کنترل قرار می‌گیرند. این نشان می‌دهد که میزان بالاتر دقت عواید، عدم‌تقارن اطلاعات با بانک‌ها را کاهش می‌دهد و به دسترسی بنگاه‌ها به وام‌های دولتی کمک می‌کند.

مقدس و رهبر (۱۳۹۵) در تحقیق خود به دنبال بررسی رابطه بین بدهی و مدیریت سود مبتنی براقلام تعهدی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بودند. بدهی به عنوان شاخص ایجاد انگیزه جهت مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی در حضور تعهدات مورد سوال قرار می‌گیرد. در این تحقیق جهت تحلیل فرضیات تحقیق داده‌های آماری نمونه‌ای ۱۱۸ شرکت از مجموعه شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران، به روش حذف سیستماتیک، طی یک دوره زمانی ۵ ساله بین سال ۱۳۹۰ تا سال ۱۳۹۴ جمع‌آوری شده و به روش داده‌های ترکیبی با استفاده از مدل‌های رگرسیونی توسط نرم افزار Eviwes7 مورد بررسی قرار گرفته‌است. نتایج تحلیل نشان می‌دهد که کل بدهی شرکت و بدهی کوتاه مدت شرکت‌ها با مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی غیرجاری رابطه مثبت دارد. همچنین هیچ ارتباطی بین نسبت بدهی به سرمایه با مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی غیراختیاری به اثبات نرسیده و در نهایت با در نظر گرفتن بدهی در شرکت‌های زیان‌ده اثر زیان‌ده بودن شرکت‌ها بر رابطه متغیر بدهی بر مدیریت سود نیز به اثبات نرسیده‌است.

حسین نژاد و شیروانی (۱۳۹۳) به بررسی تأثیر بدهی کوتاه مدت بر مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران (با تاکید بر نقش فرصت‌های رشد و اهرم‌مالی) پرداختند. نمونه مورد استفاده تحقیق آن‌ها دربرگیرنده ۱۰۱ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۱ است و برای پردازش و آزمون فرضیات از رگرسیون خطی استفاده کردند. نتایج پژوهش آن‌ها بیانگر

ارتباطی معکوس بین سررسید بدهی و مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی شرکت‌های پذیرفته شـــده در بورس اوراق بهادار تهران اســـت. همچنین آن‌ها ارتباطی مســـتقیم و معنادار بین فرصت‌های رشد و اهرم مالی با مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران نشان دادند.

عباس ذاکری و خدابخشـی (۱۳۹۳) به بررسـی ارتباط بین سـررسـید بدهی کوتاه مدت و مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی پرداختند. در پژوهش آن‌ها جهت شناسایی مدیریت سود مبتنی براقلام تعهدی، از مدل اقلام تعهدی اختیاری طبق مدل تعدیل شـــده جونزاســـتفاده شده است. بدین منظور، نمونه‌ای مشتمل بر ۱۰۰ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۹۱ انتخاب کردند. روش پژوهش آن‌ها از نوع همبستگی است. آزمون فرضـیه‌های تحقیق آن‌ها نیز بر اسـاس روش رگرسـیون چند متغیره انجام شـده‌اسـت. باتوجه به تحلیل‌ها و فرضـیه‌های پژوهش نتایج تحقیق آن‌ها حاکی از آن اسـت که سـررسـید بدهی‌های کوتاه مدت بر مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی تأثیر ندارد.

فرضیات پژوهش

در این پژوهش، رابطه بین اسـتفاده از بدهی بانکی و مدیریت سـود شـرکت‌های دارای رتبه اعتباری بالا و پایین پذیرفته شـــده در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررســـی قرارمی‌گیرد (شرکت‌هایی که در آن IG برابر با یک می‌باشد دارای رتبه اعتباری بالا و شرکت‌هایی که در آن IG برابر با صفر می‌باشد دارای رتبه اعتباری پایین می‌باشند). به این منظور فرضیه‌های زیر طراحی می‌گردد:

فرضـــیه اول: بین نظارت از طریق بدهی بانکی کوتاه‌مدت و مدیریت ســـود مبتنی بر اقلام تعهدی در شرکت‌های دارای رتبه اعتباری پایین رابطه معناداری وجود دارد.

فرضـــیه دوم: بین نظارت از طریق بدهی بانکی کوتاه‌مدت و مدیریت ســـود مبتنی بر اقلام تعهدی در شرکت‌های دارای رتبه اعتباری بالا رابطه معناداری وجود دارد.

روش تحقیق

این تحقیق از نوع همبستگی می‌باشد و به‌منظور بررسی فرضیه تحقیق و با توجه به ماهیت اطلاعات و داده های تحقیق که مبتنی بر اطلاعات واقعی گذشته می باشد روش به کار گرفته‌شده جهت تجزیه و تحلیل روابط بین متغیرهای مورد بررسی رگرسیون خطی چند متغیره می‌باشد. تحقیق حاضر از بعد هدف در گروه تحقیقات کاربردی (تصمیم گرا) قرار می گیرد و از بعد ماهیت در حوزه تحقیقات اصیل (دست اول) قرار دارد.

برای شناخت مبانی نظری، دستیابی به نتایج تحقیقات درگذشته و ادبیات تحقیق به منابع قابل دسترس از طریق کتاب‌ها، مجلات و سایت‌های اینترنتی مراجعه شده است. همچنین داده‌های مورد نیاز برای آزمون فر ضیه‌های تحقیق حا ضر از ا سناد و مدارک سازمانی موجود در سامانه جامع اطلاع‌ر سانی کدال شامل صورت‌های مالی، یادداشت‌های تو ضیحی همراه و گزارش فعالیت هیئت‌مدیره و پایگاه داده‌های تحقیقاتی مالی ایران (سایت IFDC) و نرم‌افزار ره‌آورد نوین ۱۳ استخراج شده ا ست. داده‌های گردآوری شده مربوط به هریک از متغیرها در اکسل جمع‌اوری شده‌است و در نهایت تجزیه تحلیل هم با استفاده از نرم افزار Eviews نسخه۹ انجام گرفت.

متغیرها و مدل‌های پژوهش

برای اندازه گیری متغیر وابسته (مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی) از مدل ۱ و ۲ و برای برازش مدل نهایی و آزمون فرضیه‌ها از مدل (۳) استفاده می کنیم.

معادله (۱)، سیمن و فانگ:

$$CA_{i,t} = \beta_1 * (1/ASSETS_{i,t-1}) + \beta_2 * \Delta SALES_{i,t} + \beta_3 * ROA_{i,t-1} + \varepsilon_{i,}$$

CA: اقلام تعهدی جاری را نشان می‌دهد که عبارت است از سود عملیاتی به علاوه استهلاک منهای جریان نقدی عملیاتی تقسیم بر مجموع دارایی‌ها؛

$ASSETS_{t-1}$: مجموع دارایی‌ها در ابتدای سال مالی را نشان می‌دهد؛

$\Delta SALES_{i,t}$: فروش سال جاری منهای فروش سال قبل، تقسیم بر کل دارایی‌های شرکت در ابتدای سال جاری؛

$ROA_{i,t-1}$: بازده دارایی‌های سال قبل (سود عملیاتی تقسیم بر کل دارایی‌ها)؛

پارامترهای برآورد شـــده از معادله شـــماره (۱) برای پیش بینی اقلام تعهدی مورد انتظار (ECA) در معادله دو مورد استفاده قرار می‌گیرد.

معادله (۲)

$$ECA_{i,t} = \beta_1 * (1/ASSETS_{i,t-1}) + \beta_2 * (\Delta SALES_{i,t} - \Delta AR_{i,t}) + \beta_3 * ROA_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

ECA: اقلام تعهدی مورد انتظار، که با جایگذاری پارامترهای براورد شده از معادله شماره۱ و همچنین ســـایر متغیرهای ارائه‌شـــده، در معادله۲، مقدار اقلام تعهدی مورد انتظار برای ســـال جاری محاسبه می‌شود.

$\Delta AR_{i,t}$: حساب‌های دریافتنی سال جاری منهای حساب‌های دریافتنی سال قبل تقسیم بر کل دارایی؛

$\varepsilon_{i,t}$: باقیمانده‌های مدل رگرسیونی شماره یک می‌باشد؛

نحوه محاسبه سایر متغیرها مطابق معادله شماره (۱) می‌باشد.

به منظور برر سی تأثیر بدهی کوتاه مدت بر مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی، از مدل زیر استفاده می‌شود:

معادله (۳)

$$LOGREDCA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 STDebt_{i,t} + \beta_2 IG_{i,t} + \beta_3 STDebt_{i,t} * IG_{i,t} + CONTROLS_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

LOGREDCA: لگاریتم طبیعی قدر مطلق اقلام تعهدی اختیاری جاری (CA) منهای اقلام تعهدی مورد انتظار (ECA) در معادله دو می‌باشـد که به عنوان متغیر وابسـته یا مدیریت سـود مبتنی بر اقلام تعهدی مورد استفاده قرار می‌گیرد .به منظور محاسبه این متغیر، روش پیشنهادی فانگ و گودوین (۲۰۱۳) به کار گرفته می‌شـود. در گام نخسـت، با اسـتفاده از نرم افزار Eviews مدل شماره (۱) برآوردمی‌شود. ضرایب محاسبه شده در معادله شماره (۱)، به منظور

برآورد اقلام تعهدی جاری مورد انتظار شرکت، در معادله شماره (۲) به کار گرفته می شوند (سیمن و فانگ، ۲۰۱۴).

$STDebt_{i,t}$: سررسید بدهی که برابر است با نسبت بدهی‌های بانکی کوتاه‌مدت (تسهیلات مالی دریافتی که از قسمت بدهی‌های جاری ترازنامه گرفته‌شده است) تقسیم بر کل بدهی.

IG: چنانچه اهرم مالی شرکت از اهرم مالی معیار بیشتر باشد مقدار IG یک، در غیر این صورت مقدار آن برابر با صفر خواهدشد. برای محاسبه اهرم مالی معیار، ابتدا نسبت حقوق صاحبان سهام به کل دارایی‌ها را ازماده۷ دستورالعمل پذیرش اوراق بهادار در بورس اوراق بهادار، محاسبه می کنیم؛ سپس مقدار این نسبت را از یک کم می کنیم تا اهرم مالی معیار را بدست آید).

متغیرهای کنترلی (CONTROLS):

در تحقیق پیش رو به منظور برازش صحیح مدل و افزایش دقت نتایج مدل و آزمون فرضیات از ۱۰ متغیر کنترلی (معرفی شده توسط برترین پژوهش‌های خارجی در حوزه پژوهش‌های مدیریت سود و عوامل تأثیر گذار بر آن) به شرح زیر استفاده می‌شود (سیمن و فانگ، ۲۰۱۴).

BIG: چناچه شرکت توسط سازمان حسابرسی و یا موسسات رتبه الف، حسابرسی شود، مقدار آن یک، و در غیر اینصورت مقدار آن صفر می‌باشد.

SIZE: لگاریتم طبیعی ارزش بازار سهام عادی شرکت (اندازه شرکت).

LEVERAGE: مجموع دارایی ها منهای ارزش دفتری سهام عادی تقسیم بر مجموع دارایی‌ها.

MB: ارزش بازار سهام عادی تقسیم بر ارزش دفتری سهام عادی.

LOSS: چنانچه شرکت در سال مالی زیان گزارش کند مقدار آن یک، در غیر این صورت صفر می‌باشد.

CFO: جریان نقدی عملیاتی تقسیم بر مجموع دارایی‌ها در اول دوره مالی.

STDSALE: انحراف معیار فروش سال جاری و چهار سال گذشته تقسیم بر مجموع دارایی‌ها در اول دوره مالی

MANOWN: درصد سهام نگهداری شده مدیران در شرکت.

INDPC: درصد مدیران مستقل در هیئت مدیره شرکت.

BSIZE: کل اعضای موظف و غیرموظف در هیئت مدیره.

که معادله ۳ پس از ورود متغیرهای کنترلی به شکل زیر ارائه می‌گردد:

$$LOGREDCA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 STDebt_{i,t} + \beta_2\ IG_{i,t} + \beta_3\ STDebt_{i,t}* IG_{i,t} + CONTROLS_{i,t} + BIG + SIZE + LEV + MB + LOSS + CFO + STDSALE + MANOWN + INDPC + BSIZE + \varepsilon_{i,t}$$

جامعه آماری و نمونه آماری

افراد جامعه‌ی آماری تحقیق حاضر شامل تمام شرکت‌های پذیرفته شده منتخب در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. با توجه به محدود شدن تعداد جامعه در اثر اعمال محدودیت‌ها، لذا نمونه‌گیری در سطح خطای صفر درصد صورت گرفته است. به بیان دیگر، کلیه‌ی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۴ به عنوان جامعه آماری پژوهش انتخاب شده است و روش نمونه‌گیری در پژوهش حاضر روش غربالگری، شامل شرکت‌هایی است که که طی دوره زمانی تحقیق از سال ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۴ در بورس فعالیت دا شته‌با شند؛ به دلیل همسانی و افزایش قابلیت مقایسه، پایان دوره مالی شرکت منتهی به ۲۹ اسفند هر سال با شد؛ جزو شرکت‌های صنایع وا سطه‌گری مالی، سرمایه‌گذاری، لیزینگ، شرکت‌های بیمه، حمل و نقل و فعالیت‌های ساختمانی نباشند (به دلیل ماهیت متفاوت و خاص فعالیت آن‌ها و همچنین متفاوت بودن نحوه ارائه صورت‌های مالی آن‌ها) و اطلاعات مورد نیاز شرکت‌ها در دوره مورد بررسی موجود باشد و وقفه معاملاتی بیش از چهار ماه نداشته باشند.

یافته‌های پژوهش

نگاره (۱)، آمار تو صیفی شرکت‌های موجود در نمونه را ارائه می‌نماید. آماره‌های تو صیفی مربوط به ۱۳۶ شرکت نمونه طی دوره زمانی ۶ ساله (۱۳۹۴-۱۳۸۹) می‌باشد.

نگاره (۱): آمار توصیفی شرکت‌های موجود در نمونه

متغیرها		میانه	میانگین	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
LOGREDCA	مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی	۰/۳۷۵۸۲	۰/۱۴۱۸۹	۳۴/۵۸۵۲۴	۲/۳۰۰۴۴	۲/۳۰۰۴۴
STDebt	بدهی‌های کوتاه-مدت	۰/۳۱۲۵۷	۰/۳۲۶۴۸	۰/۸۴۷۳	۰	۰/۲۰۴۸۶
IG	درجه اعتبار شرکت	۰	۰/۳۴۲۰۷	۱	۰	۰/۴۷۴۶۶
BIG	حسابرسی شرکت توسط موسسه حسابرسی بارتبه	۰	۰/۴۷۴۷۳	۱	۰	۴۹/۹۶۲
SIZE	اندازه شرکت	۸/۸۲۷۱۱	۸/۹۶۰۰۵	۱۳/۶۴۱۵	۵/۳۲۴۷۳	۱/۳۴۰۹۱
LEV	اهرم مالی	۰/۶۲۰۹۱	۰/۶۱۶۷۹	۲/۵۱۵۵۶	۰/۰۹۰۱۶	۰/۲۲۵۵
MB	ارزش بازار سهام عادی/ارزش دفتری سهام عادی	۰/۷۱۴۹۴	۱/۱۷۱۹۷	۲۷/۰۰۳۴۵	۰/۰۰۰۳۹	۱۸۹۹۲۰۶
LOSS	وجود زیان عملیاتی	۰	۰/۱۰۵۹۸	۱	۰	۰/۳۰۷۹۸
CFO	جریان نقد عملیاتی	۰/۱۴۷۰۸	۰/۱۹۵۴۶	۳/۵۲۷۹۶	-۲/۱۰۰۰۵	۰/۳۰۸۰۱
STDSALE	انحراف معیار فروش	۱۸۷۴۹۴	۱۸۱۱۹۲۸	۱۱۲۰۰۰۰۰	۲۱۰۷/۶۸۱	۸۳۰۷۱۲۵
MANOWN	درصد سهام نگهداری شده مدیران	۰/۶۶	۰/۵۵۳۸۳	۰/۹۹	۰	۰/۳۱۵۱
INDPC	درصد مدیران مستقل در هیئت‌مدیره	۰/۲	۰/۲۷۰۸۶	۱	۰	۵۵/۷۰۴۸
BSIZE	تعداد مدیران در هیئت مدیره	۵	۵/۰۳۶۷۲	۸	۵	۱۷۶۶۶۱/۱

میانگین مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی ۳۷ ٪می‌باشد و به طور میانگین نسبت بدهی‌های بانکی کوتاه‌مدت به کل بدهی‌ها ۳۱٪ می‌با شد که نشان می‌دهد بدهی‌های بانکی کوتاه‌مدت، ٪۳۱ کل بدهی‌ها را تشکیل می‌دهد. همچنین از ۸۱۶ مشاهده۲۷۷ شرکت دارای رتبه اعتباری بالا می‌باشد (۸۱۶ * ٪۳۴) و درحدود ۴۷٪ از شرکت‌ها توسط سازمان حسابرسی و موسسات رتبه الف حسابرسی می شوند. همچنین به طور میانگین ۶۶٪ از سهام شرکت‌ها توسط مدیران نگهداری می‌شود و ۲۰٪ مدیران در هیئت مدیره را مدیران مستقل تشکیل می‌دهد.

در این قسمت ابتدا برازش مدل رگرسیون مربوط به مدل آزمون فرضیه‌ها انجام می‌شود و سپس نتایج فرضیه‌ها براساس نگاره شماره (۲) تحلیل می‌شود.

نگاره (۲): آزمون فرضیه ها

متغیرها	مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی		
	β	Tآماره	Prob
C	-۰/۴۳۰۰۱	-۰/۳۳۵۰۸	۰/۷۳۷۷
STDEBT	۰/۴۰۶۸۹۶	۲/۳۳۴۰۰۵	۰/۰۲۰۱
IG	۰/۲۲۷۲۸۷	۳/۲۷۱۳۶۴	۰/۰۰۱۲
STDEBTIG	-۵۱۲۴۹	-۱/۹۰۲۱۸	۰/۰۵۷۸
BIG	-۰/۲۶۴۳۱۹	۰/۴۴۰۶	۰
SIZE	-۰/۰۴۹۵۷	-۱/۴۴۸۸۵	۰/۱۴۸۱
LEV	-۰/۰۸۷۲۳	-۱/۱۶۲۵۶	۰/۲۴۵۷
MB	-۰/۰۰۰۰۰۰۰۴۳۶	-۰/۸۳۵۷۵	۰/۴۰۳۸
LOSS	-۰/۰۴۵۰۱	-۱/۰۵۳۳	۰/۲۹۲۸
CFO	۰/۰۴۴۶۴۲	۰/۸۳۶۲۱	۰/۴۰۳۵
STDSALE	-۰/۰۰۰۰۰۰۰۰۴۷	-۰/۱۹۵۳۴	۰/۸۴۵۳
MANOWN	۰/۰۹۸۶۸۵	۰/۸۸۵۶۸۴۷	۰/۳۹۲
INDPC	۰/۸۲۰۱۸	۰/۶۳۹۲۹۶	۰/۵۲۳
BSIZE	۰/۱۸۹۶۹	۰/۸۹۳۹۱۱	۰/۳۷۱۹
R-squared	۰/۱۳۶۹۸۹		
Adjusted R-squared	۰/۱۰۲۱۴۱		
F-statistic	۳/۹۳۱۰۰۲		
Prob (F-statistic)	۰/۰۰		
Durbin-Watson stat	۲/۰۸۹۰۲۸		

مطابق با داده‌های نگاره شماره (۲)، نظر به اینکه سطح معنی داری آماره F (۰/۰۰) کم‌تر از ۰/۰۵ است، بنابراین می‌توان گفت رگرسیون معنادار است. علاوه‌بر این ضریب تعیین تعدیل شده در این مدل ۰/۱۰ که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل ۱۰ درصد متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. در این مدل مقدار آماره دوربین واتسون ۲/۰۸ است که نشان می‌دهد همبستگی بین خطاها وجود ندارد.

فرضیه اول: شرکت‌های دارای رتبه اعتباری پایین:

H_0: بین نظارت از طریق بدهی بانکی کوتاه‌مدت و مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی رابطه وجود ندارد.

H_1: بین نظارت از طریق بدهی بانکی کوتاه‌مدت و مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی رابطه وجوددارد.

باتوجه به متغیر STDEBT در سطح خطای ۵٪ قدرمطلق آماره t=۲/۳۳۴۰۰۵ مقداری بزرگتر از مقدار بحرانی (۱/۹۶) را نشان می‌دهد همچنین prob=۰/۰۲۰۱ کوچکتر از ۰/۰۵ می‌باشد؛ در نتیجه فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بین نظارت از طریق بدهی بانکی کوتاه‌مدت و مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی پذیرفته نمی‌شود در نتیجه رابطه نظارت از طریق بدهی بانکی کوتاه‌مدت و مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی در شرکت‌های دارای رتبه اعتباری پایین در سطح اطمینان ۹۵ درصد مثبت و معنادار می باشد. به عبارتی چون β=۰/۴۰۶۸۹۶ می‌توان گفت با افزایش بدهی بانکی کوتاه‌مدت، مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی افزایش می‌یابد. نتایج این فرضیه با نتایج تحقیقات انجام شده توسط مقدس و رهبر (۱۳۹۵) و سیمن و فانگ (۲۰۱۴) سازگار می‌باشد و با مبانی نظری بیان شده در فصل۲ و نتایج تحقیقات طاهری و داداشی (۱۳۹۴)، حسین‌نژاد و شیروانی (۱۳۹۳) ذاکری و خدابخشی (۱۳۹۳) سازگار نیست و این شاید به این دلیل است که افزایش سطح بدهی در شرکت‌های ایرانی، تمایل مدیران را برای دستکاری سود و درنتیجه تخریب کیفیت سود افزایش می‌دهندزیرا مدیران انگیزه بیشتری دارند تا از طریق دستکاری سود، تصویری مطلوب از وضعیت مالی شرکت ارائه‌دهند..

فرضیه دوم: شرکت‌های دارای رتبه اعتباری بالا:

H_0: بین نظارت از طریق بدهی بانکی کوتاه‌مدت و مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی رابطه وجود ندارد.

H_1: بین نظارت از طریق بدهی بانکی کوتاه‌مدت و مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی رابطه وجوددارد.

در آزمون فرضیه دوم t محاسبه شده برابر است با عدد ۱/۹۰۲۱۸-که قدر مطلق این عدد از ۲ کوچکتر است احتمال محاسبه شده هم برابر است با عدد ۰/۵۷۸ (prob>۰/۰۵) در نتیجه فرضیه H_0 رد نمی‌شود و بین نظارت از طریق بدهی بانکی کوتاه‌مدت و مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی در شرکت‌های دارای رتبه اعتباری بالا رابطه وجود ندارد. این نتیجه که مطابق با انتظار ما ست این ا ست که شرکت‌های دارای رتبه اعتباری بالا، نظارت بیشتری بر سود خود دار ند و کمتر با نظارت از طریق بدهی های بانکی مرتبط هستند و با نتایج پژوهش های انجام‌شده توسط طاهری و داداشی (۱۳۹۴)، حسین‌نژاد و شیروانی (۱۳۹۳) و ذاکری و خدابخشی (۱۳۹۳) سازگار است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف از انجام این پژوهش بررسی رابطه بین نظارت از طریق بدهی های کو تاه مدت و مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. در این پژوهش برای محاسبه مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی، در معادله۱ از طریق جایگذاری اقلام تعهدی سال قبل و همچنین متغیرهای مربوطه درسال قبل، پارامترهای مربوط به متغیرها برآورد شده و سپس در معادله۲ جایگذاری شده تا اقلام تعهدی مورد انتظار سال جاری محاسبه شود. و درآخر مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی برای برازش در معادله۳ بااستفاده از لگاریتم طبیعی قدر مطلق اقلام تعهدی اختیاری جاری (CA) منهای اقلام تعهدی مورد انتظار (ECA) محاسبه شده که به عنوان متغیر وابسته درنظرگرفته می شود. همچنین برای اندازه گیری متغیر مستقل یعنی بدهی‌های کوتاه‌مدت از نسبت بدهی‌های بانکی کوتاه‌مدت تقسیم بر کل بدهی‌ها استفاده شده است. دوره بررسی در این پژوهش از سال ۱۳۸۹-۱۳۹۴و نمونه شامل ۱۳۶ شرکت می‌باشد. برای بررسی فرضیه‌های این پژوهش از مدل رگرسیون

استفاده شده است. نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که بین نظارت از طریق بدهی بانکی و مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی در شرکت‌های دارای رتبه اعتباری پایین رابطه معناداری وجود دارد که با نتایج تحقیقات انجام شده توسط مقدس و رهبر (۱۳۹۵) و سیمن و فانگ (۲۰۱۴) سازگار و با نتایج تحقیقات طاهری و داداشی (۱۳۹۴)، حسین‌نژاد و شیروانی (۱۳۹۳) و ذاکری و خدابخشی (۱۳۹۳) سازگار نیست. و این شاید به این دلیل است که افزایش سطح بدهی در شرکت‌های ایرانی، تمایل مدیران را برای دستکاری سود و درنتیجه تخریب کیفیت سود افزایش می‌دهندزیرا مدیران انگیزه بیشتری دارند تا از طریق دستکاری سود، تصویری مطلوب از وضعیت مالی شرکت ارائه‌دهند. همچنین نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که بین نظارت از طریق بدهی بانکی و مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی در شرکت‌های دارای رتبه اعتباری بالا رابطه ای مشاهده نشده است که با نتایج پژوهش‌های انجام‌شده توسط طاهری و داداشی (۱۳۹۴)، حسین‌نژاد و شیروانی (۱۳۹۳) و ذاکری و خدابخشی (۱۳۹۳) سازگار است.

باتوجه به نتایج حاصل شده در این پژوهش به تغییر و اصلاح سیستم فعلی پرداخت وام و اعتبار توسط سیستم بانکی پیشنهاد می‌شود. درحال حاضر در اعطای وام و اعتبار توجه چندانی به صورت‌های مالی شرکت‌ها نمی شود و بیشتر اخذ وثیقه مدنظر قرار می‌گیرد. درنتیجه لازم است سیستم فعلی پرداخت وام و اعتبار اصلاح شده و صورت‌های مالی و تجزیه‌وتحلیل آن‌ها درجریان اعطای اعتبار بیشتر مدمظر قرارگیرد. همچنین پیشنهاد می‌شود سرمایه‌گذاران دراستفاده از صورت‌های مالی بویژه صورت سود و زیان احتمال وجود مدیریت سود را مدنظر قراردهند و به‌جای تاکید بر رقم سود ماهیت آن را مورد توجه قراردهند. از محدودیت‌های تحقیق می‌توان بیان داشت که باتوجه اینکه رابطه بین بدهی‌های بانکی کوتاه‌مدت و مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی بایستی در شرکت‌های دارای رتبه اعتباری بالا و پایین بررسی می‌شد و این رتبه‌بندی برای شرکت‌ها در ایران وجود نداشت؛ ما این کار را با توجه به اهرم مالی و نسبت مالکانه موجود در ماده ۷ دستورالعمل پذیرش اوراق بهادار انجام دادیم. همچنین رتبه‌بندی موسسات حسابرسی برای سال‌های ۸۹ و ۹۰ دردسترس نبودو برای این سال‌ها رتبه‌بندی سال ۹۱ مدنظر قرارگرفت.

پی نوشت

۱ Ortiz-Molina and Penas، (2008)

منابع

انصاری، عبدالمهدی و شیرزاد، علی. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی و واقعی سود بر نقدشوندگی سهام و ارزش شرکت. *فصلنامه علمی پژوهشی دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت: ۳ (۱۱)*، ۴۱-۵۴ .

پورزمانی، زهرا و زائری، حسین. (۱۳۸۹). تأثیر مدیریت سود بر مربوط بودن اقلام صورت‌های مالی. *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*: ۲*(۶)* ۳۹-۶۴ .

حسین نژاد و شیروانی؛ (۱۳۹۳). بررسی تأثیر بدهی کوتاه مدت بر مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران (با تاکید بر نقش فرصت‌های رشد و اهرم مالی). پایان نامه کارشناسی ارشد؛ موسسه آموزش عالی غیر انتفاعی و غیر دولتی سمنگان آم - دانشکده مدیریت و حسابداری .

ذاکری و خدابخشی، (۱۳۹۳). بررسی ارتباط بین سررسید بدهی کوتاه مدت و مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی. پایان نامه کارشناسی ارشد؛ دانشگاه آزاد اسلامی واحد گرمی دانشکده حسابداری و مدیریت .

زارعی، حسین و واحدیان، سعید. (۱۳۹۴). بررسی نقش کیفیت گزارشگری مالی و سررسید بدهی بر کارایی سرمایه گذاری. پایان نامه دانشگاه علوم اقتصادی .

طاهری، بهادر و داداشی، ایمان. (۱۳۹۴). بدهی کوتاه مدت، نظارت و مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی. کنفرانس ملی نوآوری مالی و توسعه مالی .

مقدس، زهره و رهبر رستگار، نسترن. (۱۳۹۵). بررسی رابطه بین بدهی کوتاه مدت و مدیریت سود مبتنی بر اقلام تعهدی در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران. پایان‌نامه .

نوروش، ایرج و سپاسی، سحر. (۱۳۸۴). بررسی مدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران. *مجله علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز: ۲۳ (۲)*. ۱۶۵-۱۷۷.

Ansari, Abdalmahdi. Shirzad, Ali. (2014). the investigation of the effect of earnings management based on accrual and real earnings items on stock liquidity and value of the company. *Journal of Accounting and Audit Management Knowledge,3 (11)* , 41-54، (in Persian).

Datta, S. , Iskandar-Datta, M. , Raman, K (2005). Managerial stock ownership and the maturity structure of corporate debt. *Journal of Finance 60 (5)* , 2333–2350.

Hoseinnezhad. Shirvani. (2014). The investigation of the effect of short-term debt on accruals-based earnings management in companies listed in Tehran Stock Exchange, emphasizing the role of growth

opportunities and financial leverage. M. A. Dissertation for Non-profit institution of higher education of Samangan، (in persian).

Moqadas, Zohren and Rahbar Rastegar (2016). Investigate the relationship between the short-term debt and accruals-based profit management in the accepted firms in Tehran's stock exchange. (in Persian).

Noravesh, Iraj. Sepasi, sahar. (2005). The investigation of the effect of earnings management in companies listed in Tehran Stock Exchange. *Journal of Social Sciences and Humanities*, University of Shiraz, *23 (2*). 165-177، (in Persian).

Pedro J. Garcia-Teruel, Pedto Martinez-Solano, Juan Pedro Sanchez-Ballesta (2014). The role of accruals quality in the access to bank debt. *Journal of Banking & Finance 38 (1*) , 186-193.

Purzamani, Zahra. Zaeri, Hosein. (2010). The effect of earnings management on the relevance of the items of financial statements. *Financial Accounting and Audit Researches*: *2 (6)* ,39-63، (in Persian).

Simon Y. K. Fung a. John Goodwin (2014). Short-term debt maturity, monitoring and accruals-based earnings management. *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, (2013) *9 (1)*. 67–82.

Taheri, Bahador and Dadashi, Iman (2015). Short-term debt, and accruals-based profit management and supervision. national conference for financial innovation and financial development. (in Persian)

Zakeri and Khodabakhshi (2014). Investigate the relationship between short-term debt maturity and accruals-based profit management. thesis for Master; Islamic Azad University of Garmi, Faculty of Accounting and Management (in Persian).

Zarei, Hussein and Vahedian, Saeid (2015). Investigate the role of financial reporting quality and debt maturity on the investment efficiency. thesis of economic university، (in Persian)

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال هشتم، شماره ۳۲، تابستان ۱۳۹۸، صص ۲۱ - ۴۸

تأثیر مدیریت سود بر سطح افشا و عملکرد مالی واقعی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

محسن خوش طینت *، مریم قره داغی **، سمیه رسولی ***

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۹/۰۳

تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۱/۱۷

چکیده

دراین مقاله تأثیر مدیریت سود بر سطح افشا و عملکرد مالی واقعی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی می شود این مطالعه با استفاده از شرکت‌های تولیدی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران که در معرض افزایش میزان افشا هستند، نشان می‌دهد که سود خالص افشا وابسته به شرایطی مانند کیفیت اطلاعات ارائه شده توسط یک شرکت می‌باشد. یافته‌های بررسی اطلاعات ۱۹۱ شرکت در طول دوره‌ی ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۴ بیانگر آن است که بین کیفیت افشا و عملکرد مالی واقعی شرکت (که بوسیله بازده دارایی‌های تعدیل شده و حقوق صاحبان سهام تعدیل شده اندازه‌گیری شده) یک رابطه مثبت و مستقیم وجود دارد. نتایج مطالعه ما نشان می‌دهد که افشای شرکت احتمال دارد به منافعی منجر شود، اما پس از یک سطح بهینه، افزایش افشا عملکرد مالی واقعی شرکت را کاهش می‌دهد. همچنین، این سطح بهینه زمانی که بین محیط‌های نظارتی شرکت‌ها تفاوت (به عنوان مثال، هیئت مدیره مستقل) وجود دارد، تغییری نمی‌کند. این نتایج نشان می‌دهد که نظارت شدید بر مدیران ارشد اجرایی تاثیری بر افشای بیشتر شرکت ندارد.

واژه‌های کلیدی: افشا، عملکرد واقعی شرکت، نظارت شدید، مدیریت سود.

طبقه‌بندی موضوعی: M41, G34

DOI: 10.22051/jera.2018.17149.1777

* عضو هیئت علمی دانشگاه علامه طباطبایی و دانشیار دانشگاه خاتم، نویسنده مسئول، (khoshtinatnik@yahoo.com).

** استادیار موسسه آموزش عالی بانکداری ایران (gharehdaghi@ibi.ac.ir).

*** کارشناس ارشد حسابداری دانشگاه خاتم، (somayehrasouli1365@gmail.com).

مقدمه

افشـای اطلاعات توسـط شـرکت‌ها یکی از ابزارهای مهم مدیران به منظور انتقال اطلاعات مربوط به عملکرد مالی و هدایت شرکت به سرمایه‌گذاران، اعتباردهندگان و سایر افراد ذینفع می‌باشد. اطلاعات مالی، یکی از عناصر بسیار با اهمیت در بازارهای مالی می‌باشد. بازار سرمایه یکی از بازارهایی اسـت که در آن، اطلاعات شـفاف بر عملکرد آن به شـدّت مؤثر اسـت. به عبارتی، نقصان اطلاعات باعث افزایش هزینه‌ی مبادلات و ناتوانی بازار در تخصیص بهینه منابع می‌شود. از این رو افشای اطلاعات توسط شرکت‌ها نقش حیاتی را در کارایی بازار سرمایه ایفا می‌کند. شـرکت‌ها برای به دسـت آوردن اعتماد سـرمایه‌گذاران برای سـرمایه‌گذاری در بازار سرمایه نیاز به افزایش افشا و شفافیت در ارائه اطلاعات (اعم از مالی و غیر مالی) دارند. علاوه بر این، برخی از شـرکت‌ها علاوه بر افشـای حداقل اطلاعات بر اسـاس اسـتانداردهای مربوط و سـایر قوانین و مقررات، به افشـای اضـافی اطلاعات به صـورت اختیاری می‌پردازند. اطلاعات مفید و مربوط تهیه شده از طریق افشای داوطلبانه، فرآیند تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران را بهبود می‌بخشد و سایر استفاده‌کنندگان از افشای اطلاعات شرکت را در موقعیت مناسب‌تری برای تخصـیص منابع اقتصـادی قرار می‌دهد (مدهانی، ۲۰۰۹). تحقیقات نشـان می‌دهد افزایش افشـا شـرکت ممکن اسـت به هزینه‌هایی بر حسـب تحریف ناشـی از نگرانی‌های حرفه‌ای (اقدامات مدیر اجرایی با هدف تحریف قابل توجه) منجر شـود. هرمالین و وایزباخ (۲۰۱۲) بر این باورند که نگرانی شغلی به طور بالقوه بر انگیزه مدیران اجرایی برای وارد شدن در فعالیت‌های کاهنده ارزش به این منظور که گزارش به نظر قابل قبول برسـد، تأثیر می‌گذارد بنابراین، نگرانی حرفه‌ای مدیر اجرایی ممکن اسـت هزینه‌های اضـافی اطلاعات نامتقارن و هزینه‌های نمایندگی برای سـهامداران تولید کند، که به تخریب جو متعادل اعتماد منجر خواهد شـد. اسـتفاده از مدیریت سود برای نمایش افزایش یا کاهش درآمد گزارش شده به طور موقت یک مکانیسم برای افزایش جبران خدمت مدیر اجرایی اسـت که به نوبه خود بر عملکرد عملیاتی تأثیر می‌گذارد (کورنت و همکاران، ۲۰۰۸). همچنین، محیط اطلاعاتی شـفاف شـرکت‌ها را برای همه سـرمایه‌گذاران جذاب می‌سـازد. این کار هماهنگی بین شـرکت‌ها و سـرمایه‌گذاران در خصـوص تصـمیمات سـرمایه‌گذاری را بهبود بخشـیده و یک فضـای اعتماد ایجاد می‌کند که می‌تواند ارزش یک شـرکت را افزایش دهد. اگر مدیران اجرایی هیچگونه اطلاعاتی افشـا

نکنند، سرمایه‌گذاران دیدگاه خود را درباره ارزش شرکت تغییر خواهند داد. در نتیجه، مدیران اجرایی انگیزه‌هایی برای افشا اطلاعاتشان دارند تا از این طریق خود را از مدیران اجرایی دارای اطلاعات مطلوب کمتر متمایز کنند و یک شهرت حرفه‌ای خوب بدست بیاورند (بیر و همکاران، ۲۰۱۰). علاوه بر این به همان اندازه، اطلاعات می‌تواند توانایی سهامداران و هیئت مدیره را برای نظارت مداوم بر مدیران اجرایی خود بهبود ببخشد، و این توانایی ممکن است باعث شود مدیران اجرایی کار خود را از دست بدهند. به منظور داشتن امنیت شغلی بیشتر و شهرت کاری بهتر، مدیران اجرایی باید تلاش خود را در جهت افزایش قیمت سهام شرکت‌ها بکار ببرند. و این افزایش قیمت از طریق افشا صحیح و به موقع اطلاعات و گزارش درست از عملکرد مالی واقعی شرکت قابل دستیابی است. در سطح افشای داوطلبانه شرکت، مقدار زیادی از اختیار مدیر اجرایی صرف تصمیم‌گیری درباره سطح افشای داوطلبانه اطلاعات برای آگاه کردن بازار در مورد عملکرد مدیر اجرایی و فعالیت‌های شرکت می‌شود، اطلاعاتی که در نظر گرفته شده (برای افشای داوطلبانه) برای منضبط نگه داشتن مدیران اجرایی است. با این حال، در ادبیات مدیریت، فرض بر این است که مدیران اجرایی بر فعالیت‌های بزرگ شرکت که موجب امنیت شغلی بیشتر و جبران خدمتشان به شرکت می‌گردد تأثیر می‌گذارند، به ویژه زمانی که منافع آن‌ها با منافع استفاده‌کنندگان خارج از سازمان همراستا نباشد (بذرافشان و همکاران، ۲۰۱۵). هنگامی که این دو بحث با هم در یک راستا در نظر گرفته شود، مدیران اجرایی ممکن است سطحی از افشای داوطلبانه که باعث آگاهی کمتر استفاده‌کنندگان می‌شود را ترجیح دهند در نتیجه کیفیت اطلاعاتی (مانند کامل بودن، قابلیت اطمینان، دقت و به موقع بودن) که توسط مدیران اجرایی آماده و ارائه شده ممکن است کیفیت مورد انتظار استفاده‌کنندگان خارج از سازمان را نداشته باشد (هاروی و راپر، ۱۹۹۹). بنابراین، تلاش برای پیگیری بیشتر شرکت‌ها برای حل مسئله شفافیت و بهبود سطح افشای داوطلبانه آگاه کننده به طور فزاینده مهم است. در بورس‌های معاملات جهانی، مباحث سیاست عمومی در خصوص افشای داوطلبانه شرکتی، نشان می‌دهد افزایش سطح افشای داوطلبانه مانند کلیدی برای دستیابی به تغییر گام مطلوب در شفافیت می‌باشد. شرکت‌های مسئول این تغییر، اغلب افزایش سطح افشای داوطلبانه را به عنوان فراهم نمودن اطلاعات مورد نیاز برای شفافیت بیشتر توصیف می‌کنند (گل و لئونگ، ۲۰۰۴). از طرفی نگرانی حرفه‌ای مدیر اجرایی ممکن است هزینه‌های

اضافی اطلاعات نامتقارن و هزینه‌های نمایندگی برای سهامداران تولید کند، که به تخریب جو متعادل اعتماد منجر خواهد شد (هرمالین و وایزباخ، ۲۰۱۰). با توجه به مطالبی که بیان شد، ما در این تحقیق به دنبال پاسخ به این سوال هستیم که؛

آیا افزایش سطح افشا و شفافیت بیشتر اطلاعاتی موجب بهبود عملکرد مالی واقعی شرکت‌ها می‌شود؟

در ادامه، پس از بررسی مبانی نظری و پیشینه تحقیق، فرضیه‌ها و سوال تحقیق مورد آزمون و روش‌های به کار گرفته شده برای آزمون فرضیه‌ها و سوال تحقیق ارائه می‌گردد. در پایان نیز پس از ارائه یافته‌های تحقیق، به بحث ونتیجه‌گیری پیرامون موضوع تحقیق پرداخته می‌شود .

مبانی نظری و پیشینه تحقیق

طبق تئوری نمایندگی مدیران براساس منافع خود و نه بر اساس منافع سهامداران عمل می‌کنند، این نوع رفتار مدیریت به این دلیل رخ می‌دهد که آن‌ها نسبت به سهامداران اطلاعات کامل‌تری در مورد شرکت دارند (جنسن و مک‌لینگ، ۱۹۷۶). همچنین بر اساس این تئوری، حضور مدیران غیرموظف مستقل (یعنی مدیرانی که سمت اجرایی در شرکت ندارند) موجب کاهش تضاد منافع میان سهامداران و مدیران شرکت‌ها می‌شود عملکرد نظارتی آن‌ها به عنوان افرادی مستقل بر کاهش این تضاد منافع تأثیرگذار است. شرکت‌هایی با تعداد مدیران غیرموظف بیشتر، به دلیل وجود نظارت موثرتر بر فعالیت مدیران آن‌ها، برای تأمین مالی کمتر به بدهی روی می‌آورند. لذا، مدیران با ریسک کمتر سعی در بهبود گزارشگری و افشای اطلاعات مالی دارند (ون و همکاران، ۲۰۰۲). علاوه بر این، اعضای مستقل مسئله نمایندگی را کنترل می‌کنند عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیر و سهامداران را با ارائه افشای بهتر و با کیفیت‌تر، کاهش می‌دهند (چن و موهان، ۱۹۹۴). بنابراین، هیئت مدیره در اداره شرکت نقش مهمی دارد به خصوص مدیران ناظر در بررسی و تصویب تصمیمات استراتژیک بسیار تأثیر گذارند (آدامز و فریرا، ۲۰۰۷). از اینرو، هیئت مدیره یک رویکرد برای این است که اطمینان حاصل شود فعالیت‌های مدیران اجرایی در راستای منافع سهامداران است. شرکت‌های که دارای نسبت بالایی از مدیران مستقل در هیئت مدیره هستند، قدرت مدیر اجرایی را محدود نموده و

نگرانی‌های حرفه‌ای برای مدیران اجرایی را افزون می‌کنند. افشا بدون شک یک ملاحظه مهم در نظارت بر مدیر اجرایی است و بنابراین ممکن است بر مشکلات نمایندگی تأثیر بگذارد. علاوه بر این، درک بهتر سرمایه‌گذاران از مدیر در خصوص پیش بینی تغییرات اقتصادی، باعث بالاتر رفتن ارزش شرکت می‌شود و مدیران می‌توانند با ارائه داوطلبانه‌ی اطلاعات پیش بینی خود در رابطه با محیط اقتصادی آتی شرکت و نیز ارائه‌ی پیش بینی‌های سود مدیریت، باعث افزایش ارزش سهام و در نتیجه بالا رفتن موقعیت رقابتی شرکت در صنعت مربوط به خود در بازار سرمایه شوند. با این حال افشای داوطلبانه علاوه بر داشتن مزایای تجاری، باعث تحمیل هزینه‌هایی نیز بر شرکت می‌شود. در همین راستا، نظریه افشای داوطلبانه بیان می‌کند که مدیران، در صورت فزونی منافع افشا بر هزینه‌های آن، اطلاعاتی را افشا خواهند نمود (هیتزمن و همکاران، ۲۰۱۰) بنابراین، مدیران به منظور مطلع نمودن سرمایه‌گذاران از توانایی مدیریتی‌شان و اجتناب از ارزشیابی اشتباه از فعالیت‌ها و عملکردشان همچنین کاهش هزینه‌های نظارت بوسیله ذینفعان برون سازمانی تمایل به افشای داوطلبانه دارند (مک، ۲۰۰۳؛ لیتریدیس، ۲۰۰۸). بوشمن و اسمیت (۲۰۰۳) معتقدند، اطلاعات حسابداری مالی و کیفیت افشای بالاتر از طریق شناسایی بهتر فرصت‌های سرمایه‌گذاری توسط مدیران و سرمایه‌گذاران، نظام‌دهی به انتخاب طرح‌ها و کاهش خطر اخلاقی مدیران نقش حاکمیتی اطلاعات و افزایش نقدشوندگی و کاهش عدم تقارن اطلاعاتی در بین سرمایه‌گذاران موجب ارتقا و بهبود عملکرد اقتصادی می شود. با توجه به مطالب بیان شده، افشای داوطلبانه اطلاعات به وسیله مدیران شرکت‌ها می‌تواند بر عملکرد و سودآوری شرکت موثر باشد. حال به بررسی تعدادی از تحقیقات صورت گرفته در این زمینه می‌پردازیم.

حبیب الله زاده (۱۳۹۵) نشان داد شاخص اندازه افشا و اقلام تعهدی با شاخص بازده دارایی‌ها و بازده حقوق صاحبان سهام دارای رابطه معنی داری است. تفاوت بین تحقیق حاضر و تحقیق نامبرده در این است که ما جهت اندازه‌گیری عملکرد مالی واقعی از بازده دارایی‌های تعدیل شده و بازده حقوق صاحبان سهام تعدیل شده استفاده نموده‌ایم و همچنین به وسیله اندازه‌گیری نقطه شکست افشا و ترسیم این نمودار نشان دادیم تا چه اندازه و چه مقدار افشا می‌تواند بر عملکرد مالی واقعی تأثیرگذار باشد.

خدادادی و کوهی (۱۳۹۲) نشـــان داد اندازه هیئت مدیره بر کیفیت ســـود تأثیری ندارد در حالیکه با افزایش استقلال هیئت مدیره، کیفیت سود کاهش می‌یابد .

ستایش و همکاران (۱۳۹۱) یافته‌های آن‌ها بیانگر آن است که رابطه مستقیم و معنی‌داری بین کیفیت افشـا با عملکرد جاری و آتی شـرکت‌های پذیرفته شـده در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد.

دیدار و همکاران (۱۳۹۰) یافته های تحقیق آن ها نشـــان می دهد، ویژگی هایی نظیر درجه مشهود بودن دارایی‌ها، اهرم مالی و سودآوری بر سطح افشا اثر گذار بوده، ولی اندازه و رشد در سودآوری بر سطح افشا کل اثر معنی داری ندارند.

بذرافشان و همکاران (۲۰۱۵) نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد، افشای داوطلبانه شرکت احتمال دارد به منافعی منجر شود اما بعد از یک سطح بهینه در افزایش سطح افشای داوطلبانه عملکرد مالی واقعی شـــرکت کاهش می یابد. افزون‌بر این، این ســـطح بهینه زمانی که تفاوت بین محیط‌های نظارتی در شرکت‌های مختلف وجود دارد کاهش می‌یابد. این نتایج نشان می‌دهد، که نظارت شدید بر مدیران اجرایی تأثیر افشا بیشتر را خنثی می‌کند.

اگســـتر و وانگر (۲۰۱۳) یافته‌های تحقیق آن‌ها نشـــان دهنده رابطه مثبت بین معیارهای عملکرد عملیاتی (به عنوان متغیر مستقل) با افشای داوطلبانه است.

اویار و همکاران (۲۰۱۳) نتایج تحقیق آن‌ها بیانگر آن بود که بین اندازه شـــرکت، اندازه موسسه حسابرسی، اعضای مستقل هیئت مدیره و مالکیت شرکتی با سطح افشای داوطلبانه (متغیر وابسـته) رابطه مثبت وجود دارد. همچنین بین معیار سـودآوری و اندازه هیئت مدیره با سطح افشای داوطلبانه رابطه معناداری مشاهده نشد .

لی (۲۰۱۰) در بررســی اثر رقابت بازار بر کیفیت افشــای داوطلبانه اطلاعات، دریافت رقابت موجب افزایش کیفیت افشــای داوطلبانه اطلاعات می‌شــود. همچنین نتیجه تحقیق او نشــان داد شــرکت‌های بزرگ به علت توان رقابتی بالایی که دارند، کیفیت افشــای بهتری در مقایســه با شرکت‌های کوچک دارند.

چی (۲۰۰۹) نشـان داد رابطه مسـتقیم و معنی‌داری بین کیفیت افشـای داوطلبانه و عملکرد شرکت‌ها وجود دارد.

روش شناسی تحقیق

جامعه آماری این تحقیق شامل کلیه شرکت‌های تولیدی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. نمونه مورد استفاده نیز از طریق روش حذف سیستماتیک از جامعه واجد شرایط انتخاب خواهد شـد، به این ترتیب نمونه، متشـکل از کلیه شـرکت‌های موجود در جامعه واجد شرایط است که حائز معیارهای زیر باشند:

۱- در طول سال‌های مالی ۱۳۸۹ لغایت ۱۳۹۴ در بورس حضور داشته‌اند.

۲- شرکت‌ها جزء بانک‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری، بیمه و نهادهای پولی و مالی نباشند. زیرا این شرکت‌ها ماهیت عملیاتشان متفاوت از سایر شرکت‌هاست.

۳- پایان سال مالی آن‌ها آخر اسفند هر سال بوده و در طول دوره فوق الذکر تغییری در سال مالی نداده باشند.

۴- در همه سال‌های مورد بررسی در پایان سال مالی اطلاعات و داده‌های مورد نیاز آن‌ها در دسترس باشد.

دوره‌ی زمانی تحقیق را فاصـله زمانی سـال‌های ۱۳۹۴-۱۳۸۹ در بر می‌گیرد. نمونه تحقیق شـامل ۱۹۱ شـرکت می‌باشـد. اطلاعات آماری مورد نیاز تحقیق نیز از داده‌های شـرکت‌های پذیرفته شـده در بورس اوراق بهادار تهران از طریق نرم افزار ره آورد نوین و سـایت رسـمی سازمان بورس اوراق بهادار تهران ا ستخراج شد. پس از جمع آوری داده‌ها، از طریق نرم افزار صفحه گسترده Excel متغیرها محاسبه و پردازش شده و سپس با استفاده از نرم افزار Eviews تجزیه و تحلیل انجام گرفت.

از آنجایی که شـرکت های تولیدی پذیرفته شـده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه‌ی ز مانی مورد بررسـی این تحقیق به طور متمادی به افشـای اطلاعات نپرداختند. از این رو شرکت‌هایی که در یکی از سال‌های مورد بررسی افشای اطلاعات نداشتند در همان سال مورد

نظر به دلیل عدم افشای اطلاعات، اطلاعاتشان از دایره تحقیق حذف گردیده به این دلیل تعداد شرکت‌ها در بازه‌ی زمانی مورد بررسی تحقیق در سال‌های مختلف متفاوت می‌باشد.

تعداد نهایی شرکت‌های مورد برر سی در این تحقیق در سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۸۹در نگاره زیر ارائه شده است:

نگاره (۱): تعداد نهایی شرکت‌های مورد بررسی تحقیق

سال مالی	تعداد شرکت‌ها
۱۳۸۹	۱۷۳
۱۳۹۰	۱۶۸
۱۳۹۱	۱۷۲
۱۳۹۲	۱۶۹
۱۳۹۳	۱۶۴
۱۳۹۴	۱۶۱

داده‌های پانلی

در داده‌های پانل، داده‌های مقطعی طی دوره‌ی زمانی مشخصی بررسی می‌شوند؛ بنابراین داده‌های پانل ترکیبی از داده‌های سری زمانی و مقطعی هستند. داده‌های پانل، تحلیل‌های تجربی را به شکل خا صی عملی می سازند که در صورت ا ستفاده از داده‌های سری زمانی با مقطعی این امکان وجود ندارد (افلاطونی، ۱۳۸۹). برای بررسی مدل مقاله حاضر از مدل رگرسیونی پانل پویا استفاده می‌کنیم که در زیر به طور کامل تشریح گردیده است.

مدل رگرسیونی پانل پویا

مدل پانلی پویای خطی را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$Y_{it} = \sum_{j=1}^{P} \rho_j Y_{it-1} + X_{it}\beta + \delta_i + \varepsilon_{it}$$

که در آن Y_{it} متغیر وابسته، X_{it} ماتریس k برداره از رگرسورها، ε_{it} جزء خطا، β بردار ضریب رگرسورها و δ_i تأثیرات ویژه مقطعی (تصادفی یا ثابت) می باشد. همچنین

M و ... و 1 و $i = 1$ مقاطع مختلف مدل که در زمان‌های T و ... و 1 و $t = 1$ مشاهده شده‌اند را نشان می‌دهد.

برای استفاده از داده‌های ادغام شده مدل‌های مختلفی وجود دارد. برای آزمون صحت و قوت مدل‌های مختلف از آزمون‌های متعددی استفاده می‌شود. رایج ترین آن‌ها آزمون چاو برای تشخیص استفاده از مدل اثرات ثابت در مقابل مدل برآوردی داده‌های ادغام شده، آزمون هاسمن برای استفاده از مدل اثر ثابت در مقابل اثر تصادفی است.

از آنجایی که وقفه متغیر وابسته در سمت راست مدل مقاله (مدل اشاره شده در بالا) آورده شده؛ بنابراین مدل مذکور مدل پانلی پویا می‌باشد که برای برآورد آن از روش گشتاور تعمیم یافته استفاده می‌نمایم. در زیر به تشریح خلاصه ای از این روش می‌پردازیم.

تخمین زننده‌های گشتاور تعمیم یافته (GMM)

به طور کلی در معادلاتی که در تخمین آن ها وجود وقفه‌ی متغیر وابسته در متغیر های توضیحی مشکل اساسی است از تخمین زن گشتاور تعمیم یافته که مبتنی بر مدل‌های پویای پانلی است استفاده می‌شود (بارو و لی، ۱۹۹۶). برای تخمین مدل به وسیله‌ی این روش لازم است ابتدا متغیرهای ابزاری به کار رفته در مدل مشخص شوند. سازگاری تخمین زننده گشتاور تعمیم یافته به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به وسیله آزمون‌های تصریح شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱)، آرلانو و بوور (۱۹۹۵) و بلوندل و باند (۱۹۹۸) آزمون شود. یکی از این آزمون ها آزمون سارگان است که از محدویت‌های از پیش تعیین شده است و معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند. عدم رد فرضیه صفر آزمون شواهدی را دال بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارها فراهم می‌کند. تخمین زننده گشتاور تعمیم یافته سازگار است اگر همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطا از معادله تفاضلی مرتبه اول وجود نداشته باشد.

یک نکته مهم روش شناسی تحقیق حاضر این است که ما به دقت روابط درونی بین افشا و عملکرد واقعی شرکت را کنترل می‌کنیم. تعداد زیادی از مطالعات که به طور عمده توسط دمسترز و لهن (۱۹۸۵)، هرمالین و وایزباخ (۱۹۸۸)، اسمیت و واتس (۱۹۹۲)، بیزجاک، بریکلی و کولز (۱۹۹۳)، باگات و بلک (۱۹۹۹)، کُر و گوآی (۱۹۹۹)، دنیس و سارین (۱۹۹۹)، و

کولز و همکاران (۲۰۰۸) ارائه شـــده‌اند، اشـــاره کرده‌اند که هرگاه هرگونه برآورد تجربی در عملکرد شرکت انجام شود منجربه یک نگرانی جدی می شود. این محققان نشان می‌دهند که ارزش هر یک از متغیرهای ما به نوبه خود، توسط عملکرد شرکت تعیین می‌شود. علاوه بر این، ارزش‌های فعلی متغیرهای کنترلی به احتمال زیاد به ارزش‌های گذشـــته خود بســـتگی دارند بنابراین، نادیده گرفتن این منبع درونی می‌تواند عواقب جدی برای استنباط داشته باشد.

برای آزمودن مدل‌های تحقیق با استفاده از روش گشتاور تعمیم یافته از اطلاعات سابق یک شـــرکت به عنوان ابزاری معتبر برای شـــکل فعلی شـــرکت در مورد ویژگی‌های عملکرد مالی واقعی شـرکت، افشـا و دیگر متغیرهای توضـیحی بهره می‌گیریم. نویسـندگانی چون وینتوکی، لینک و نتر (۲۰۱۲) و پاتان و فاف (۲۰۱۳) شواهدی قوی فراهم می‌کنند که ابزارهای مرتبط با رویکرد گشـــتاور تعمیم یافته پویا معتبر و قدرتمند هســـتند. در این تحقیق از مدل پانل روش اثرات ثابت برای برآورد پارامترهای تحقیق استفاده می‌کنیم. به طور کلی، روش گشتاور تعمیم یافته به سه دلیل برای استفاده در این تحقیق مناسب‌تر است: ابتدا، رویکرد گشتاور تعمیم یافته مشـکل حرکت آهسـته شـاخص افشـا در طول زمان را که می‌تواند روش اثرات ثابت را بی اثر کند، کاهش می‌دهد (کولز، لمون و مشک، ۲۰۱۲). دوم، هرگاه ارتباط پویا بین متغیر عملکرد مالی واقعی شـــرکت و متغیرهای کنترلی در میان اســـت، روش اثرات ثابت غیر پویا و نامعتبر هستند. سوم، با توجه به ماهیت پویای ارتباط بین افشا و عملکرد مالی واقعی شرکت، ابزارهای مرتبط با یک رویکرد گشتاور تعمیم یافته‌ی پویا، معتبر و قدرتمند هستند که از اطلاعات سابق یک شـــرکت به عنوان ابزارهایی برای ویژگی‌های فعلی در مورد شـــرکت اســـتفاده می‌کنند (وینتوکی، لینک و نتر، ۲۰۱۲).

فرضیه‌ها و سوال تحقیق

فرضیه‌های این تحقیق به صورت زیر تدوین شده است:

فرضـــیه اول: بین افزایش ســـطح افشـــای داوطلبانه و عملکرد مالی واقعی شـــرکت‌ها رابطه معنی‌داری وجود دارد .

فرضیه دوم: بین نسبت مدیران مستقل در هیئت مدیره و عملکرد مالی واقعی شرکت‌ها رابطه معنی‌داری وجود دارد.

فرضیه سوم: اثر متقابل سطح افشای داوطلبانه و نسبت مدیران مستقل در هیئت مدیره روی عملکرد مالی واقعی شرکت‌ها معنی‌دار است.

در صورت رد نشدن فرضیه اول در پی پاسخ به این سوال خواهیم بود که تا چه حد سطح افشا و عملکرد می‌توانند هم جهت باشند و آیا در نقطه‌ای از افشا تغییر جهت وجود دارد یا خیر؟ (در حقیقت منظور یافتن همان نقطه شکست افشاست)

سوال تحقیق: نقطه‌ی شکست افشای داوطلبانه چه مقدار است؟

مدل تجربی تحقیق

مدل فرضیه اول تحقیق

برای بررسی فرضیه اول از مدل پانلی پویا (۱) استفاده می‌نماییم:

$$TFP_{it} = \alpha + \gamma TFP_{it-1} + \beta DI_{it} + \delta_1 LEV_{it} + \delta_2 FS_{it} + \delta_3 CE_{it} + \delta_4 FA_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

در مدل فوق متغیر وابسته TFP (عملکرد مالی واقعی شرکت) توسط Adj-ROA (تعدیل شده) و Adj-ROE (تعدیل شده) اندازه‌گیری می‌شود. همچنین متغیرهای مستقل از جمله DI (نمره‌ی افشای داوطلبانه)، LEV (اهرم مالی شرکت)، FS (اندازه شرکت)، CE (مخارج سرمایه‌ای شرکت)، FA (سن شرکت) استفاده شده است. و ε یک جمله خطاست. هدف از تجزیه و تحلیل این مدل تعیین رابطه بین سطح افشای داوطلبانه و میزان تأثیر آن بر عملکرد مالی واقعی شرکت‌هاست. نحوه اندازه‌گیری متغیرها در بخش تعریف متغیرها تشریح خواهد شد.

مدل سوال تحقیق

برای اندازه‌گیری نقطه‌ی شکست افشای داوطلبانه یعنی تعیین نقطه‌ی که اندازه‌گیری‌های عملکرد مالی واقعی شرکت در آن نقطه تغییر جهت می‌دهند از مدل پانلی پویا (۲) استفاده می‌کنیم:

$$TFP_{it} = \alpha + \gamma TFP_{it-1} + \beta_1 DI_{it} + \beta_2 DI_{it2} + \delta_1 LEV_{it} + \delta_2 FS_{it} + \delta_3 CE_{it} + \delta_4 FA_{it} + \varepsilon_i \quad (2)$$

در این مدل از ضرایب برآورد شده β_1 و β_2 برای محاسبه‌ی نقطه‌ای شکست افشای داوطلبانه استفاده می‌کنیم. برای محاسبه‌ی نقطه‌ی شکست در مدل فوق با فرض $\partial TFP/\partial DI=0$ خواهیم داشت:

$$TFP = \alpha + \beta_1 DI + \beta_2 DI^2$$

$$\partial TFP/\partial DI = \beta_1 + 2\beta_2 DI = 0$$

$$\text{DI نقطه شکست} = -(\beta_1/2\beta_2)$$

با استفاده از نقطه‌ی شکست بدست آمده می‌توان مشخص نمود که در این مقدار از DI، جهت عملکرد مالی واقعی شرکت‌ها تغییر می‌کند. از آنجایی که نمره‌ی افشای داوطلبانه نمی‌تواند مقادیر منفی بگیرد، نقطه شکست افشای داوطلبانه باید برابر یا بزرگتر از صفر با شد ($\text{DI نقطه شکست} \geq 0$). این فرض با این شرط برقراراست که β_1 و β_2 علامت‌های مخالف داشته باشند.

مدل فرضیه‌های دوم و سوم تحقیق

به منظور بررسی رابطه‌ی بین نسبت مدیران مستقل در هیئت مدیره و عملکرد مالی واقعی شرکت‌ها و همچنین بررسی اثر متقابل سطح افشای داوطلبانه و نسبت مدیران مستقل در هیئت مدیره روی عملکرد مالی واقعی شرکت‌ها از مدل پانلی پویا (۳) استفاده می‌کنیم:

$$TFP_{it} = \alpha + \gamma TFP_{it-1} + \beta_1 DI_{it} + \beta_2 DI_{it}^2 + \beta_3 IB*DI_{it} + \beta_4 IB*DI_{it}^2 + \delta_1 IB^{it} + \delta_2 LEV_{it} + \delta_3 FS_{it} + \delta_4 CE_{it} + \delta_5 FA_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

برای اجرای مدل فوق از روش پانلی پویا استفاده می‌شود. که در مدل IB*DI به منظور بررسی اثر متقابل IB و DI بر TFP در نظر گرفته شده است. IB نشانگر نسبت مدیران مستقل در هیئت مدیره است.

تعریف متغیرهای تحقیق

متغیر وابسته

TFP: توسط Adj-ROA (تعدیل شده) و Adj-ROE (تعدیل شده) اندازه‌گیری می‌شود.

Adj-ROA: سود عملیاتی منهای اقلام تعهدی اختیاری تقسیم بر دارایی را نشان می‌دهد.

Adj-ROE: سود خالص منهای اقلام تعهدی اختیاری تقسیم بر حقوق صاحبان سهام را نشان می‌دهد.

ROA بازده دارایی‌ها: سود عملیاتی تقسیم بر کل دارایی‌های اول دوره‌ی شرکت را نشان می‌دهد.

ROE بازده حقوق صاحبان سهام (بازده سرمایه): سود خالص بعد از مالیات تقسیم بر حقوق صاحبان سهام در آغاز سال مالی را نشان می‌دهد.

برای محاسبه اقلام تعهدی اختیاری از مدل تعدیل یافته جونز به صورت زیر استفاده می‌شود:

$$TAC_{it} = OI_{it} - CFO_{it} \quad (۱)$$

$$\frac{TAC_{it}}{TA_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{[\Delta REV_{it} - \Delta AR_{it}]}{TA_{it-1}} + \alpha_2 \frac{PPE_{it}}{TA_{it-1}} + \varepsilon_{it} \quad (۲)$$

$$DAC_{it} = \frac{TAC_{it}}{TA_{it-1}} - NDAC_{it} \quad (۳)$$

OI= درآمد های عملیاتی، CFO= جریان وجه نقد عملیاتی، TA= مجموع دارایی ها، ΔAR= تغییر در خالص حساب‌های دریافتنی از سال t-1 تا سال t (RECt – RECt-1)، ΔREV= تغییر در درآمد عملیاتی شرکت از سال t-1 تا سال t (REVt – REVt-1)، PPE= بهای تمام‌شده اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات در سال t، NDAC= اقلام تعهدی غیراختیاری و DAC= اقلام تعهدی اختیاری تعریف می‌شود. در واقع باقیمانده‌های مدل فوق اقلام تعهدی اختیاری می‌باشد.

$$Adj - Roa = \frac{\text{جمع اقلام تعهدی اختیاری - سود عملیاتی}}{\text{جمع دارایی‌های پایان دوره}}$$

$$Adj - Roe = \frac{\text{جمع اقلام تعهدی اختیاری - سود خالص قبل از مالیات}}{\text{جمع حقوق صاحبان سهام پایان دوره}}$$

$$\text{جمع اقلام تعهدی اختیاری} = \text{جمع اقلام تعهدی} - \left(\text{جمع اموال آلات ماشین و تجهیزات} + \text{تغییرات حساب‌های دریافتنی} - \text{تغییرات فروش} + 1\right)$$

(خالص جریان نقد عملیاتی مستمر) − (اقلام عملیاتی غیر مستمر − سود قبل از اقلام مترقبه) = جمع اقلام تعهدی

$$\text{تغییرات فروش} = \frac{\text{فروش سال گذشته - فروش سال جاری}}{\text{فروش سال جاری}}$$

$$\text{تغییرات حساب‌های دریافتنی} = \frac{\text{حساب‌های دریافتنی تجاری گذشته - حساب‌های دریافتنی تجاری سال جاری}}{\text{حساب‌های دریافتنی تجاری سال جاری}}$$

متغیرهای مستقل

DI: شاخص افشای داوطلبانه در این تحقیق، امتیازهای تعلق گرفته به هر شرکت است که توسط سازمان بورس و اوراق بهادار تهران و از طریق اطلاعیه "رتبه‌بندی شرکت‌ها از نظر کیفیت افشا و اطلاع رسانی مناسب" منتشر می‌شود، می‌باشد.

IB: مقدار این متغیر از تقسیم تعداد اعضای غیرموظف هیئت مدیره شرکت‌ها بر تعداد کل اعضای هیئت مدیره محاسبه می‌شود (نصرالهی و همکاران، ۱۳۹۰).

متغیرهای کنترلی

LEV: یکی از مهم‌ترین مقیاس‌های اهرم، نسبت بدهی است که از تقسیم بدهی‌ها به دارایی‌ها به دست می‌آید .در این تحقیق از نسبت کل بدهی‌ها به کل دارایی‌ها برای سنجش اهرم مالی استفاده می‌نماییم.

FS: جهت محاسبه اندازه شرکت از دو مشخصه میزان کل دارایی‌ها و میزان کل فروش شرکت‌ها می‌توان ا ستفاده نمود که بایستی از این مقادیر لگاریتم گرفته شود. در تحقیق پیش رو برای مقدار معادل اندازه شرکت‌ها از لگاریتم میزان فروش شرکت‌های نمونه آماری می‌توان استفاده نمود (شهیکی تاش و همکاران، ۱۳۹۱).

CE: مخارج سرمایه‌ای مخارجی هستند که به حفظ، تداوم یا افزایش ظرفیت تولید کالا یا خدمات می‌انجامند و برای شرکت سودآوری آتی دارند. مخارج سرمایه‌ای عمدتاً صرف خرید، ساخت، بهسازی و تعمیرات دارایی‌های ثابت می‌شود (مجتهدزاده و احمدی، ۱۳۸۸). دراین تحقیق مخارج سرمایه‌ای هزینه‌های سرمایه‌ای که برای فروش صرف می شود را نشان می‌دهد و CE در این تحقیق به وسیله مجموع اضافات دارایی‌های ثابت اندازه گیری می‌گردد.

FA: تاریخ شروع فعالیت از زمان تاسیس را بیان می‌دارد.

یافته‌های تحقیق

آمار توصیفی

همانطور که مشاهده می‌شود نتایج آماره توصیفی در نگاره (۲) نشان داده شده است.

نگاره (۲): آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

متغیر	تعداد	میانگین	بیشترین	کمترین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
بازده دارایی‌های تعدیل شده	۱۰۰۷	۰/۰۰۳	۲/۳۲۵	-۲/۷۳۷	۰/۷۲۹	-۰/۱۵۴	۳/۴۶۰
بازده حقوق صاحبان سهام تعدیل شده	۱۰۰۷	۰/۰۰۰	۲/۷۹۳	-۳/۰۳۰	۰/۸۹۷	۰/۱۷۸	۲/۰۵۲
نمره ی افشا	۱۰۰۷	۰/۶۸۰	۱/۰۰۰	۰/۰۱۰	۰/۱۹۰	-۰/۵۵۳	۲/۷۹۳
نسبت مدیران مستقل	۱۰۰۷	۰/۴۳۳	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۲۹۲	۰/۲۱۱	۱/۷۳۵
اهرم مالی	۱۰۰۷	۰/۶۵۲	۳/۰۶۰	۰/۰۰۰	۰/۲۸۳	۲/۳۰۸	۱۷/۱۲۸
اندازه شرکت	۱۰۰۷	۵/۹۰۶	۸/۵۶۵	۳/۳۰۵	۰/۶۸۹	۰/۵۵۸	۴/۴۰۴
مخارج سرمایه ای	۱۰۰۷	۴/۳۱۱	۷/۲۶۳	۰/۰۰۰	۰/۹۱۴	۰/۰۵۶	۴/۳۸۶
لگاریتم سن شرکت	۱۰۰۷	۱/۵۴۸	۱/۹۳۴	۰/۳۰۱	۰/۱۹۳	-۱/۳۱۳	۶/۰۲۲

نمونه تحقیق شامل ۱۹۱ شرکت می‌باشد که در دوره‌ی زمانی ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۴ (۶ سال) انتخاب شده‌اند. مجموع مشاهدات برابر ۱۰۰۷ شرکت- سال می‌باشد. درنگاره فوق بازده دارایی های تعدیلی نرمال شده و بازده حقوق صاحبان سهام تعدیلی نرمال شده ا ستفاده شده است زیرا زمانی که از متغیرهای نرمال نشده استفاده گردید برخی مفروضات رگرسیونی نقض شدند بنابراین از تبدیل جانسون برای نرمال سازی متغیرهای وابسته بهره گرفتیم (در پیوست اطلاعات مربوطه ضمیمه شده ا ست). آمار تو صیفی مربوط به بازده دارایی‌های تعدیلی ن شان می‌دهد که بطور متوسط نسبت سود خالص به کل دارایی‌ها پس از کسر اقلام تعهدی ۰/۳ درصد می‌باشد. متوسط متغیر بازده حقوق صاحبان سهام تعدیلی با مقدار صفر درصد نشان را

می‌دهد که بازده واقعی حقوق صاحبان سهام پس از کسر اقلام تعهدی اختیاری صفر درصد سود خالص شرکت‌ها می‌باشد. متوسط نمره‌های افشای شرکت‌های عضو نمونه ۶۸ درصد و دامنه تغییرات نمره‌های افشا بین ۰ الی ۱ می‌باشد (گفتنی است، نمره‌ی افشای اطلاعات شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران حداکثر صد و حداقل صفر است در این تحقیق نمره‌های افشای تخصیص یافته به شرکت‌ها به درصد تبدیل گردیده و دامنه تغییرات این نمره‌ها بین صفر و یک می‌باشد).

متوسط نسبت مدیران مستقل با میانگین کمتر از ۰/۵ نشان می‌دهد که بطور متوسط ۵۰ درصد اعضای هیئت مدیره را مدیران مستقل تشکیل می‌دهند.

معیار چولگی انحراف نمونه از توزیع متقارن (نرمال) را نشان می‌دهد. این ضریب در توزیع نرمال برابر صفر است و مقادیر کمتر از صفرچولگی به سمت چپ و مقادیر بیشتر از صفر چولگی به سمت راست را نشان می‌دهند. توجه به ضریب چولگی متغیرها نشان می‌دهد که متغیرهای بازده دارایی‌های تعدیلی، نمره‌ی افشا و سن شرکت دارای چولگی منفی و سایر متغیرها چوله به راست هستند. به عبارت دیگر به غیر از این متغیرها توزیع سایر متغیرها تمایل به مقادیر کمتر از میانه دارند.

ضریب کشیدگی شاخص سنجش میزان پراکندگی نمونه نسبت به توزیع نرمال است. این ضریب در توزیع نرمال برابر صفر و مقادیر کمتر از صفر بیان می‌کند که تمرکز مقادیر نمونه حول میانگین، از توزیع نرمال کمتر است. در متغیرهای تحقیق همه‌ی متغیرها دارای ضریب کشیدگی مثبت هستند به عبارتی پراکندگی توزیع متغیرهای نمونه از توزیع نرمال کمتر و تمرکز داده‌ها حول میانگین از توزیع نرمال بیشتر است.

آزمون فرضیه‌ها و سوال تحقیق

آزمون سارگان (J)

آزمون سارگان از محدویت‌های بیش تعیین شده است و برای تعیین هر نوع همبستگی بین ابزارها و خطاها به کار برده می‌شود. برای این که ابزارها معتبر باشند، باید بین ابزارها و جملات خطا همبستگی وجود نداشته باشد. فرضیه صفر برای این آزمون این است که ابزارها تا آنجا

معتبر هستند که با خطاها در معادله تفاضلی مرتبه اول همبسته نباشند. عدم رد فرضیه صفر می‌تواند شواهدی را دال بر مناسب بودن ابزارها فراهم آورد. به علاوه فرضیه صفر آزمون سارگان را نمی‌توان رد کرد و از این رو می‌توان گفت که متغیرهای ابزاری استفاده شده در این مدل‌ها مناسب هستند.

نتایج آزمون و بررسی فرضیه اول تحقیق

نگاره (۳): نتایج مدل ۱

متغیرهای وابسته	TFP=ADJROA			TFP=ADJROE		
متغیر	ضریب β	مقدار t	معناداری	ضریب β	مقدار t	معناداری
C	۱/۷۳۲	۱/۸۴۲	۰/۰۴۰	۲/۱۸۶	۲/۷۵۴	۰/۰۰۳
TFP (t-1)	۱/۴۸۱	۳/۹۳۱	۰/۰۰۰	۰/۰۴۷	۱/۹۸۶	۰/۰۴۸
DI	۱/۳۱۲	۲/۴۷۸	۰/۰۳۴	۰/۰۹۶	۰/۶۴۶	۰/۵۱۹
LEV	-۰/۲۲۵	-۲/۷۶۸	۰/۰۴۶	-۰/۶۶۹	-۵/۴۷۳	۰/۰۰۰
FS	۰/۶۳۲	۴/۳۶۴	۰/۰۰۰	-۰/۶۵۰	-۵/۴۸۳	۰/۰۰۰
CE	۰/۲۱۴	۳/۲۱۵	۰/۰۰۰	۰/۲۱۱	۵/۱۳۶	۰/۰۰۰
FA	۲/۳۲۹	۳/۷۷۳	۰/۰۰۰	۰/۲۶۱	۰/۲۰۱	۰/۸۴۱
AR (1)	۰/۲۹۷			۰/۸۰۳		
AR (2)	۰/۴۹۱			۰/۷۲۳		
آماره J	۳۰/۷۶۵			۲۶/۹۱۲		
احتمال آزمون J	۰/۳۴۲			۰/۱۲۹		

قسمت پایین نگاره فوق آزمون سارگان جهت تایید اعتبار روش گشتاور تعمیم یافته‌ی مورد استفاده در تحقیق انجام شده را نشان می‌دهد. در آخرین ردیف نتیجه آزمون سارگان مقدار احتمال بدست آمده را بالاتر از ۵٪ نشان می‌دهد که نشان دهنده این است که متغیرهای ابزاری به کار رفته در روش گشتاور تعمیم یافته معتبر هستند.

با توجه به نتایج نگاره (۳) فرضیه اول تحقیق را می‌توان به شرح زیر تحلیل کرد.

فرضیه اول تحقیق:

همانطور که در نگاره (۳) مشاهده می‌شود مقدار احتمال کیفیت افشا برای متغیر وابسته بازده دارایی‌های تعدیلی کمتر از ۵٪ است و این نشان دهنده‌ی رابطه معنی‌دار بین کیفیت افشا و

بازده دارایی‌های تعدیلی ا ست و با توجه به مثبت بودن مقدار ضریب بتا برای شاخص کیفیت افشـا، جهت این رابطه مستقیم اسـت. به بیان دیگر، شـرکت‌های دارای کیفیت افشـای بالاتر عملکرد مالی واقعی بهتری نسبت به شرکت‌های دارای کیفیت افشای پایین‌تر هستند .همچنین، نتایج حاصـل برای متغیرهای کنترلی نشـان می‌دهد، مقدار احتمال مربوط به متغیر کنترلی اهرم مالی (LEV) کمتر از ۵٪ اسـت و این نشـان دهنده رابطه معنی‌دار بین اهرم مالی و بازده دارایی های تعدیلی اسـت. منفی بودن مقدار ضـریب بتا در این متغیر تلویحا این مفهوم را می‌رسـاند، اهرم مالی عملکرد مالی واقعی شـرکت را کاهش می‌دهد. مقدار احتمال مربوط به متغیر کنترلی اندازه شرکت (FS) کمتر از ۵٪ است و این نشان دهنده رابطه معنی‌دار بین اندازه شـرکت و بازده دارایی‌های تعدیلی اسـت. مثبت بودن مقدار ضـریب بتا در این متغیر نشـان می‌دهد، شـرکت‌های بزرگ عملکرد مالی واقعی بیشـتری دارند. مقدار احتمال مربوط به متغیر کنترلی مخارج سرمایه‌ای (CE) کمتر از ۵٪ است و این نشان دهنده رابطه معنی‌دار بین مخارج سرمایه‌ای و بازده دارایی‌های تعدیلی ا ست. مقدار احتمال مربوط به متغیر کنترلی سن شرکت (FA) کمتر از ۵٪ ا ست و این نشان دهنده رابطه معنی‌دار بین سن شرکت و بازده دارایی‌های تعدیلی است بنابراین با توجه به نتایج حاصل فرضیه اول تحقیق رد نمی‌شود.

مقدار احتمال کیفیت افشا برای متغیر وابسته بازده حقوق صاحبان سهام تعدیلی بیشتر از ۵٪ اسـت و این نشـان می‌دهد که بین کیفیت افشـا و بازده حقوق صـاحبان سـهام تعدیلی رابطه معنی‌داری وجود ندارد.

انتظار تئوری این اسـت که نتایج حاصـل از بررسـی رابطه بین متغیر وابسـته بازده دارایی‌های تعدیلی و بازده حقوق صاحبان سهام تعدیلی با متغیر مستقل افشا همسو باشد. اما از آنجایی که در بورس اوراق بهادار تهران مالکیت بیشـتر شـرکت‌های بورس دولتی اسـت و عمدتا دولت مالکیت شـرکت ها را بر عهده دارد بنابراین افشـای داوطلبانه اطلاعات از اهمیت کمتری برخوردار ا ست. همچنین، افشای اطلاعات جهت آگاهی بیشتر ا ستفاده‌کنندگان و سهامداران می‌باشـد بنابراین با توجه به این که مالک و سـهامدار در مالکیت دولتی یکی اسـت در نتیجه افشای بیشتر مفهومی ندارد.

نتایج آزمون و بررسی سوال تحقیق

نگاره (۴): نتایج مدل ۲

متغیرهای وابسته	TFP=ADJROA			TFP=ADJROE		
متغیر	ضریب β	مقدار t	معناداری	ضریب β	مقدار t	معناداری
C	۰/۹۷۴	۲/۰۱۹	۰/۰۲۶	۱/۸۴۹	۱/۹۷۳	۰/۰۵۱
$TFP_{(t-1)}$	۱/۲۷۳	۳/۲۲۷	۰/۰۰۰	۰/۰۵۸	۱/۹۹۱	۰/۰۴۷
DI	۱/۰۵۳	۳/۳۱۸	۰/۰۲۹	۰/۹۰۵	۰/۶۳۳	۰/۷۴۰
DI^2	-۰/۶۹۳	-۲/۱۵۴	۰/۰۴۸	-۰/۰۷۴	-۰/۴۵۶	۰/۷۹۸
LEV	-۰/۲۳۱	-۱/۶۶۹	۰/۰۹۶	-۰/۵۴۹	-۵/۶۷۰	۰/۰۰۰
FS	۰/۶۷۸	۴/۲۶۲	۰/۰۰۰	-۰/۷۸۳	-۵/۳۸۴	۰/۰۰۰
CE	-۰/۳۳۴	-۴/۴۱۲	۰/۰۰۰	۰/۲۳۱	۵/۱۳۶	۰/۰۰۰
FA	-۲/۵۳۱	-۳/۹۷۱	۰/۰۰۰	۰/۱۴۵	۰/۲۱۴	۰/۷۳۹
AR (1)	۰/۷۳۶			۰/۸۲۱		
AR (2)	۰/۵۴۱			۰/۵۲۱		
آماره J	۲۸/۰۴۵			۳۲/۹۴۰		
احتمال آزمون J	۰/۵۳۹			۰/۸۰۴		

در قسمت پایین نگاره فوق نتیجه آزمون سارگان مقدار احتمال بد ست آمده را بالاتر از ۵٪ نشان می‌دهد که نشان دهنده این است که متغیرهای ابزاری به کار رفته در روش گشتاور تعمیم یافته معتبر هستند.

با توجه به نتایج نگاره (۴) برای پاسخ به سوال تحقیق با این مزمون که نقطه‌ی شکست افشای داوطلبانه چه مقدار است؟ و با توجه به مدل ۴-۲ برای نقطه‌ی شکست افشا خواهیم داشت:

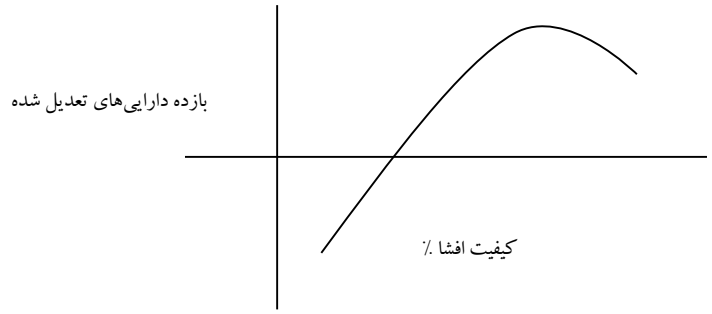
$$\text{نقطه‌ی شکست افشا} = -\frac{\beta_1}{2\beta_2}$$

نتایج نگاره (۴) یک رابطه مثبت و معنی دار بین کیفیت افشـــا و مربع آن با بازده دارایی‌های تعدیلی را نشان می‌دهد در حالی که بین کیفیت افشا و مربع آن با بازده حقوق صاحبان سهام تعدیلی رابطه معنی‌داری وجود ندارد. لذا برای شـــاخص بازده دارایی های تعدیلی نقطه‌ی شکست افشا برابر است با:

$$\text{AdjROA نقطه‌ی‌شکست افشا} = -\frac{(1.053)}{(2*(-0.693))} = 0.7597$$

مقدار نقطه‌ی شکست افشای (منظور از نقطه‌ی شکست افشا این است که افشای اطلاعات در صورت‌های مالی تا نقطه‌ی مشخصی بر عملکرد مالی واقعی شرکت دارای اثر مثبت می‌باشد از آن نقطه به بعد افشا نه تنها هیچ تأثیر مثبتی بر عملکرد مالی واقعی شرکت ندارد بلکه دارای اثرات منفی نیز می‌باشد) بدست آمده برای متغیر بازده دارایی‌های تعدیلی برابر ۷۵/۹۷٪ می‌باشد. یعنی منحنی افشا به سمت بالا شیب بر می‌دارد تا جایی‌که به نقطه‌ی شکست افشا می‌رسد؛ سپس از آن نقطه به بعد به سمت پایین شیب پیدا می‌کند. این نتایج نشان می‌دهد که از نقطه‌ی شکست افشا فراتر رفتن ارزش شرکت را کاهش می‌دهد. برای تفسیر بهتر نقطه‌ی شکست، نمودار (۱) منحنی U شکل معکوس را برای نقطه‌ی شکست افشا در متغیر بازده دارایی‌های تعدیلی ترسیم کرده‌ایم که ۷۵/۹۷٪ را به عنوان سطحی نشان می‌دهد که از آن سطح به بعد افشا از یک اثر مثبت سودآوری به یک اثر منفی سودآوری تبدیل می‌شود. در نتیجه تغییر در الزامات افشا، در حالی که به طور مستقیم برای صاحبان سهام دارای منفعت می‌باشد، هزینه‌های غیر مستقیم را نیز در بر دارد. از این رو نگرانی‌های حرفه‌ای برای مدیران اجرایی در سطح بیشتری از افشا را تقویت می‌کند و برخی از مزایای افشا را از طریق مدیریت سود بیشتر می‌گیرد. به این ترتیب سطح بهینه افشا می‌تواند کمتر از افشای حداکثر باشد (بذرافشان و همکاران، ۲۰۱۵).

۷۵٪/۹۷



نمودار (۱): رابطه بین نمره افشا و بازده دارایی‌های تعدیل شده

از آنجایی که، افشای اطلاعات دارای هزینه می‌باشد و هزینه تأمین افشای اطلاعات بر عهده سهامداران است. در صورتی که مالک مدیر باشد. هزینه افشای اطلاعات باید توسط خود مدیر تأمین گردد (در بورس اوراق بهادار تهران مالکیت بیشتر شرکت‌های بورس دولتی ا ست). در نتیجه با توجه به این موضوع انگیزه‌ای برای افشای بیشتر اطلاعات توسط شرکت‌ها وجود ندارد. بنابراین افشای بیشتر اطلاعات تا نقطه‌ای که بر روی تصمیم‌گیری‌های اقتصادی شرکت اثرگذار باشد و بر عملکرد تأثیر مثبت داشته باشد صورت می‌گیرد.

نتایج آزمون فرضیه دوم و سوم تحقیق

نگاره (۵): نتایج مدل ۳

متغیرهای وابسته	TFP=ADJROA			TFP=ADJROE		
متغیر	ضریب β	مقدار t	معناداری	ضریب β	مقدار t	معناداری
C	۱/۰۱۷	۰/۳۸۳	۰/۷۰۲	۳/۵۵۵	۱/۵۴۶	۰/۱۲۳
$TFP_{(t-1)}$	۱/۲۶۵	۳/۸۹۶	۰/۰۰۰	۰/۰۵۶	۱/۸۹۷	۰/۰۵۸
DI	۱/۰۸۴	۲/۳۳۰	۰/۰۴۷	−۰/۸۴۴	−۰/۳۵۴	۰/۷۲۳
DI^2	−۰/۵۱۱	−۱/۵۷۵	۰/۰۸۲	۰/۳۵۶	۰/۵۰۶	۰/۶۱۳
IBDI	−۳/۴۳۲	−۰/۶۵۳	۰/۳۱۴	۲/۷۷۶	۰/۷۲۴	۰/۴۶۹
$IBDI^2$	۱/۲۲۹	۰/۷۶۹	۰/۵۴۲	−۰/۹۹۶	−۰/۸۶۸	۰/۳۸۶
IB	۲/۱۵۵	۰/۴۸۳	۰/۵۳۶	−۱/۵۹۰	−۰/۴۹۳	۰/۶۲۲
LEV	−۰/۴۳۵	−۱/۵۹۵	۰/۰۹۵	−۰/۵۵۶	−۴/۶۱۳	۰/۰۰۰
FS	۰/۵۹۴	۳/۳۹۳	۰/۰۰۰	−۰/۷۴۵	−۴/۸۱۱	۰/۰۰۰
CE	−۰/۲۲۳	−۴/۱۹۰	۰/۰۰۰	۰/۲۹۳	۵/۱۸۸	۰/۰۰۰
FA	−۲/۱۴۴	−۴/۳۳۶	۰/۰۰۰	۰/۰۸۷	۰/۱۳۸	۰/۸۹۰
AR (1)	۰/۹۳۷			۰/۷۱۲		
AR (2)	۰/۷۴۱			۰/۵۲۹		
آماره J	۲۷/۰۰۵			۳۱/۰۰۶		
احتمال آزمون J	۰/۲۴۵			۰/۰۹۴		

در قسمت پایین نگاره فوق نتیجه آزمون سارگان مقدار احتمال بد ست آمده را بالاتر از ۵٪ نشان می‌دهد که نشان دهنده این است که متغیرهای ابزاری به کار رفته در روش گشتاور تعمیم یافته معتبر هستند.

با توجه به نتایج نگاره (۵) فرضیه دوم و سوم تحقیق را می‌توان به شرح زیر تحلیل کرد.

فرضیه دوم تحقیق

همانطور که در نگاره (۵) مشاهده می‌شود مقدار احتمال نسبت مدیران مستقل برای متغیر وابسته بازده دارایی‌های تعدیلی بیشتر از ۵٪ است و این نشان می‌دهد که بین نسبت مدیران مستقل و بازده دارایی‌های تعدیلی رابطه معنی‌داری وجود ندارد. همچنین، مقدار احتمال نسبت مدیران مستقل برای متغیر وابسته بازده حقوق صاحبان سهام تعدیلی نیز بیشتر از ۵٪ است و این نشان می‌دهد که بین نسبت مدیران مستقل و بازده حقوق صاحبان سهام تعدیلی نیز رابطه معنی‌داری وجود ندارد بنابراین با توجه به نتایج حاصل فرضیه دوم تحقیق رد می‌شود.

فرضیه سوم تحقیق:

همانطور که در نگاره (۵) مشاهده می شود مقدار احتمال اثر متقابل سطح افشای داوطلبانه و نسبت مدیران مستقل برای متغیر وابسته بازده دارایی‌های تعدیلی بیشتر از ۵٪ است و این نشان می‌دهد که بین اثر متقابل سطح افشای داوطلبانه و نسبت مدیران مستقل با بازده دارایی‌های تعدیلی رابطه معنی‌داری وجود ندارد. همچنین، مقدار احتمال اثر متقابل سطح افشای داوطلبانه و نسبت مدیران مستقل برای متغیر وابسته بازده حقوق صاحبان سهام تعدیلی نیز بیشتر از ۵٪ است و این نشان می‌دهد که بین اثر متقابل سطح افشای داوطلبانه و نسبت مدیران مستقل با بازده حقوق صاحبان سهام تعدیلی نیز رابطه معنی‌داری وجود ندارد بنابراین با توجه به نتایج حاصل فرضیه سوم تحقیق رد می‌شود.

بحث و نتیجه‌گیری

نتایج آزمون فرضیه اول تحقیق نشان می‌دهد که رابطه مستقیم و مثبتی بین کیفیت افشا و عملکرد مالی واقعی شرکت وجود دارد. به بیان دیگر، شرکت‌های دارای کیفیت افشای بالاتر عملکرد مالی واقعی بهتری نسبت به شرکت‌های دارای کیفیت افشای پایین‌تر هستند. نتایج این حاصل از آزمون این فرضیه با یافته‌های حاصل از پژوهش اگستر و وانگر (۲۰۱۳) همسو است. نتایج حاصل از پژوهش آنان نشان دهنده رابطه مثبت بین معیارهای عملکرد عملیاتی با افشای داوطلبانه است. همچنین با نتایج حاصل از پژوهش ستایش و همکاران (۱۳۹۱) نیز سازگار

می‌باشد. نتایج پژوهش آنان نشان می‌دهد رابطه مستقیم و معنی‌داری بین کیفیت افشا با عملکرد جاری و آتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم تحقیق نشان می‌دهد، بین نسبت مدیران مستقل با عملکرد مالی واقعی شرکت رابطه معنی‌داری وجود ندارد. نتایج حاصل از آزمون این فرضیه با نتایج حاصل از پژوهش فوسبرگ (۱۹۸۹) و بیهاجات و بلک (۲۰۰۲) و نتایج حاصل از پژوهش قالیباف اصل و رضایی (۱۳۸۶) سازگار است. آنان نیز نشان می‌دهند که بین نسبت مدیران مستقل (غیر موظف) در هیئت مدیره با عملکرد شرکت رابطه‌ی معنی‌داری وجود ندارد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم نشان می‌دهد، بین اثر متقابل سطح افشای داوطلبانه و نسبت مدیران مستقل با عملکرد مالی واقعی شرکت رابطه معنی‌داری وجود ندارد. نتایج حاصل از آزمون این فرضیه با نتایج حاصل از پژوهش هرمالین و وایزباخ (۲۰۱۲)، که استدلال می‌کند سطح بیشتر افشا بر مدیران اجرایی تأثیر معکوس می‌گذارد و بر ارزش سهام یک اثر زیان آور دارد، سازگار نیست. نتایج حاصل از این تحقیق با نتایج پژوهش کاشانی پور و همکاران (۱۳۸۸)، همسو است. نتایج آنان نیز بیانگر عدم وجود رابطه معنی‌دار بین نسبت مدیران مستقل در هیئت مدیره و افشای اختیاری می‌باشد.

در نتیجه با توجه به یافته‌های تحقیق که از بررسی فرضیه‌ها و سوال تحقیق با استفاده از اطلاعات مربوط به ۱۹۱ شرکت در دوره‌ی زمانی ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۴ (۶ سال) انتخاب شده‌اند، بدست آمد نتیجه می‌گیریم افشا بیشتر همیشه بهتر یا به عبارتی کارساز نیست به این مفهوم که سطح بهینه افشا کمتر از حداکثر است. شواهد نشان می‌دهد که افشا بی‌هزینه نیست و تلاش برای اجباری کردن سطوح فراتر از افشای بهینه سود را کاهش خواهد داد. در این راستا، مدیران اجرایی مسئول انتخاب سطح بهینه افشا هستند. وجود و شدت افشا، بستگی به مدیران اجرایی دارد که ذاتا منافع آن‌ها با منافع ذینفعان در تضاد است. تجزیه و تحلیل دقیق‌تر نشان می‌دهد، زمانی که افشا بیش از حد بالا باشد، عملکرد مالی واقعی شرکت کاهش می‌یابد. این کاهش از این واقعیت ناشی می‌شود که افشا سهامداران و هیئت مدیره را قادر می‌سازد در مورد کارایی مدیر اجرایی ارشد آگاه شوند، در نتیجه مدیر اجرایی در معرض خطر شغلی (حرفه‌ای) بیشتری قرار می‌گیرد. بنابراین، افشا بیشتر مشکلات نمایندگی و ارائه اطلاعات نادرست را تشدید می‌کند که احتمالا منتج به افزایش مدیریت سود بخاطر افزایش خطرات شغلی که

مدیران اجرایی ارشد با آن‌ها مواجه می‌شوند خواهد شد. در نتیجه انتخاب سطح افشا یک مبادله بین کسب اطلاعات در مورد شرکت و فعالیت‌های زیان آور توسط مدیران اجرایی را ایجاد خواهد کرد. این مبادله رابطه U شکل وارونه ایجاد شده بین افشا و عملکرد شرکت را تعیین می‌کند (بذرافشان و همکاران، ۲۰۱۵). نتایج تحقیق نشان می‌دهد که شواهدی دال بر وجود ارتباط بین نسبت اعضای مستقل (غیرموظف) هیئت مدیره و عملکرد مالی واقعی شرکت وجود ندارد. به عبارت دیگر، نقش ترکیب هیئت مدیره (مدیران غیرموظف) مطابق با تئوری نمایندگی نیست و توانایی این ابزار نظارتی در بهبود عملکرد مالی واقعی شرکت ضعیف است. به طور کلی در تمامی تحقیقات از جمله تحقیق حاضر، نسبت اعضای غیرموظف هیئت مدیره به عنوان شاخص استقلال هیئت مدیره در نظر گرفته شده است. در حالی که ممکن است در اثر عواملی نظیر روابط فامیلی، وابستگی‌های شغلی و غیره اعضای غیرموظف واقعا مستقل نباشند و منافع شرکت با منافع آن‌ها گره خورده باشد. عضویت همزمان اعضای غیرموظف در هیئت مدیره‌ی چند شرکت نیز ممکن است از دیگر علل کاهش اثربخشی آن باشد (مورک و همکاران، ۱۹۸۸).

پیشنهادهای مبتنی بر یافته‌های تحقیق

۱- نتایج تحقیق نشان می‌دهد، ارتباط معنی‌داری بین کیفیت افشا و عملکرد مالی واقعی برقرار است. بنابراین به سرمایه‌گذاران و استفاده‌کنندگان در زمینه استفاده از اطلاعات در امر تصمیم‌گیری پیشنهاد می شود به کیفیت گزار شگری و سطوح افشای اطلاعات توجه داشته باشد.

۲- به سازمان بورس اوراق بهادار پیشنهاد می‌شود بیش از پیش بر بهبود کیفیت اطلاعات ارائه شده توسط شرکت‌ها مبادرت ورزد؛ زیرا نتایج این تحقیق گواه بر اهمیت این موضوع است.

محدویت‌های تحقیق

در این تحقیق، در صورت در نظر گرفتن کلیه شرکت‌های موجود در بورس اوراق بهادار تهران (اعم از مالی و غیرمالی) در گردآوری داده‌های تحقیق، محاسبات آماری (به دلیل هم

جنس نبودن نوع این شرکت‌ها) دچار مشکل می‌شد. بنابراین تنها به بررسی شرکت‌های تولیدی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شد و در گردآوری و محاسبه داده‌ها و اطلاعات، واحدهای تجاری مالی (بانک‌ها، موسسات مالی و بیمه و...) از مجموع لیست شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران حذف گردید.

پیشنهادهایی برای تحقیقات آتی

۱- بررسی تأثیر کیفیت افشا بر عملکرد مالی واقعی شرکت‌ها برای واحدهای تجاری مالی.

۲- بررسی و مقایسه تأثیر کیفیت افشا بر عملکرد مالی واقعی شرکت‌ها بین واحدهای تجاری مالی و واحدهای تجاری غیرمالی.

منابع

حبیب زاده، کیهانه. (۱۳۹۵). اثر مدیریت سود و اندازه افشا بر عملکرد مالی واقعی. *مطالعات اقتصاد، مدیریت مالی و حسابداری، تابستان ۱۳۹۵، ۲ (۲/۲)* . ۵۳-۶۴.

خدادادی، ولی و نجمه کوهی. (۱۳۹۲). بررسی تأثیر کیفیت افشا و ویژگی‌های هیئت مدیره بر کیفیت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. دومین کنفرانس ملی حسابداری، مدیریت مالی و سرمایه‌گذاری، گرگان، انجمن علمی و حرفه‌ای مدیران و حسابداران گلستان.

دیدار، حمزه، منصورفر، غلامرضا و هیوا خجسته. (۱۳۹۰). اثر خصوصیات شرکتی بر سطح افشا شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی*: **۹** *(۳۲)*. ۱۴۱-۱۶۸.

ستایش محمدحسین، کاظم نژاد مصطفی و سروستانی امیر. (۱۳۹۱). بررسی کیفیت افشا بر عملکرد جاری و آتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی:* **۱۹** *(۳)*. ۱-۲۰.

قالیباف اصل، حسن و فاطمه رضایی (۱۳۸۶). بررسی تأثیر ترکیب هیئت مدیره بر عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*: **۹** *(۲۳)*. ۳۳-۴۸.

کاشانی‌پور، محمد، رحمانی، علی و پارچینی پارچین، سید مهدی (۱۳۸۸). رابطه بین افشای اختیاری و مدیران غیر موظف. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*: ۵۷. ۱۰۰-۸۵.

Adams, R. B. , & Ferreira, D. (2007). A theory of friendly boards. *Journal of Finance, 62 (1).* 217-250.

Bazrafshan, E. , Kandelousi, A. S. , Hooy, C. -W. (2015). The Impact of Earnings Management on the Extent of Disclosure and True Financial Performance: Evidence from Listed Firms in Hong Kong, *The British Accounting Review*.

Beasley, M. S. (1996). An Empirical Analysis of the Relation Between the Board of Director Composition and Financial Statement Fraud. *The Accounting Review*: *71 (4)*. 443–465.

Beyer, A. , Cohen, D. A. , Lys, T. Z. , & Walther, B. R. (2010). The financial reporting environment: review of the recent literature. *Journal of Accounting and Economics, 50 (2-3) ,* 296-343.

Bhagat, S. , & Black, B. (1999). The uncertain relationship between board composition and firm performance. The Business Lawyer, *54 (3)* ,921-963.

Bhagat, S. and Black, B. (2002). The Non-correlation between board independence and long-term firm performance. *Corporation Law Journal*: *27 (1)*. 231-274.

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

Chen C. R. , N. J. Mohan, (1994) , Timing the Disclosure of Information:

Coles, J. L. , Daniel, N. D. , & Naveen, L. (2008). Boards: does one size fit all? *Journal of Financial Economics*: *87 (2)* ,329-356.

Coles, J. L. , Lemmon, M. L. , & Meschke, J. F. (2012). Structural models and endogeneity in corporate finance: the link between managerial ownership and corporate performance. *Journal of Financial Economics, 103 (1*) ,149-168.

Core, J. , & Guay, W. (1999). The use of equity grants to manage optimal equity incentive levels. *Journal of Accounting and Economics: 28 (2*) ,151-184.

Cornett, M. M. , Marcus, A. J. , & Tehranian, H. (2008). Corporate governance and pay-for- performance: the impact of earnings management. *Journal of Financial Economics, 87 (2)* ,357-373.

Demsetz, H. , & Lehn, K. (1985). The structure of corporate ownership: causes and consequences. *The Journal of Political Economy: 93 (6)* ,1155-1177.

Denis, D. J. , & Sarin, A. (1999). Ownership and board structures in publicly traded corporations. *Journal of Financial Economics*: *52*,187-224 .

Eugster, F; and A. F Wanger. (2013). Voluntary Disclosure Quality, Operating Performance, and Stock Market Valuations, http: //papers.

Fosberg, R. (1989). Outside directors and managerial monitoring. *Akron Business and Economic Review,* 20.

Gill, M. S & Vijay, T. S & Jha, S. (2009). Corporate Governance Mechanisms and Firm Performance: A Survey of Literature. *The IUP Journal of Corporate Governance*: *5 (2).* 6-16.

Gul, F. A. , & Leung, S. (2004). Board leadership, outside directors' expertise and voluntary corporate disclosures. *Journal of Accounting and Public Policy*, *23 (5)* , 351-379.

Habibzadeh K, (2016). Effect of profit management and disclosure size on real financial performance, Economic studies, financial management and accounting:: *2 (2/2).* 53-64. (in Persian)

Harvey, C. , & Roper, A. (1999). The asian bet. Financial markets and development: The crisis in emerging financial markets: 29-115.

Hermalin, B. E. , & Weisbach, M. S. (2012). Information disclosure and corporate governance. *Journal of Finance*: *67 (1)* ,195-234.

Jensen, M. C. , and Meckling W. H. , (1976). Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure, *Journal of Financial Economics*: *3 (4).* 305-360.

Kashanipoor,M. ; Rahmani,A. ; and Parchini Parchin, S,M. (2009). The Relationship Between Voluntary Disclosure and Outside Directors. *Journal of the accounting and auditing review*: *57*. 85-100.. (in Persian)

Khodadadi, V. ; and Kohi, N. (2013). Investigating the Impacts of Voluntary Disclosure Level on the Information Asymmetry of the Companies Listed in Tehran Stock Exchange. *Journal of Empirical* Studies in Financial Accounting Quarterly. (in Persian)

Li Xi (2010). the impact of product market competition on the quantity and quality of voluntary disclousure. *Review of Accounting studies*: *15 (3)* ,663-711.

Management's View of Earnings Announcements, *Financial Management*: *23 (3).* 63.

Morck, R. ; Shleifer, A. ; and R. W. Vishny (1988). Management Ownership and Market Valuation: an Empirical Analysis. *Journal of Financial Economics*: *20 (1-2).* 293–315.

Pathan, S. , & Faff, R. (2013). Does board structure in banks really affect their performance? *Journal of Banking & Finance*: *37 (5).* 1573-1589.

Setayesh, M. ; Kazemnejat, M. ; and Sarvestani, A. (2012). The Impact of disclosure quality on current and future performance of the Companies Listed in Tehran Stock Exchange. J*ournal of the accounting and auditing review*: *19 (3).* 1-20.. (in Persian)

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

Wen, Yu, Rwegasira, Kami & Jan Bilderbeek (2002). Corporate Governance and Capital Structure Decisions of the Chinese Listed Firms, Corporate Governance: An International Review*: 10*. 75-83.

Wintoki, M. B. , Linck, J. S. , & Netter, J. (2012). Endogeneity and the dynamics of internal corporate governance. *Journal of Financial Economics*: *105 (3)* ,581-606.

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال هشتم، شماره ۳۲، تابستان ۱۳۹۸، صص ۴۹-۶۸

پایداری نامتقارن و ارزش‌گذاری بازار از اقلام تعهدی و جریان‌های نقد در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

ایرج نوروش*، زهرا فدایی**

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۷/ ۱۵

تاریخ پذیرش: ۹۶/۱۰/ ۲۳

چکیده

هدف اصلی پژوهش، بررسی پایداری نامتقارن و ارزشگذاری بازار از اقلام تعهدی و جریان‌های نقد در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. روش انجام پژوهش از نوع پس رویدادی بوده و جامعه آماری پژوهش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و دوره زمانی پژوهش از سال ۱۳۸۸ تا سال ۱۳۹۴ است. برای تحلیل‌ها از مدل رگرسیون خطی (پنل دیتا) استفاده‌شده است. نتایج نشان می‌دهد در زمان زیان اقتصادی، بازده مورد انتظار نمی‌تواند پایداری اجزای اقلام تعهدی سود را منعکس کند همچنین در زمان زیان اقتصادی، بازده مورد انتظار نمی‌تواند پایداری اجزای نقدی سود را منعکس کند، به عبارت دیگر فرضیه‌های پژوهش به دلیل عدم کارایی بازار رد نمی‌شود، این پژوهش برای فهم اقلام تعهدی خلاف قاعده در رابطه با پویایی‌های اقلام تعهدی و همچنین برای پژوهشگران علاقه‌مند به استفاده از چارچوب آزمون میشکین جهت آزمون میزان توجیه‌پذیری انتظارات سرمایه‌گذاران در سطح کلی‌تر، سودمند خواهد بود.

واژه‌های کلیدی: پایداری نامتقارن، ارزشگذاری اقلام تعهدی، ارزشگذاری جریان نقدی

طبقه‌بندی موضوعی: M41

DOI: 10.22051/jera.2018.17524.1809

* استاد حسابداری، دانشگاه غیر انتفاعی ارشاد دماوند، ایران، (irajnoravesh@yahoo.com)

** دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری دانشگاه غیرانتفاعی ارشاد دماوند، ایران (نویسنده مسئول) (zahra.fadaie@yahoo.com)

مقدمه

پایداری نامتقارن عبارت است از عدم وجود حالت تعادلی در اقتصاد کشور که موجب می‌گردد قیمت‌گذاری اقلام تعهدی و جریان نقدی دچار مشکل گردد. یکی از ویژگی‌های اقتصادی، چرخه‌ی تجاری شرکت است، طبق تئوری چرخه‌ی تجاری، شرکت‌ها در مراحل مختلف چرخه‌ی تجاری از نظر مالی و اقتصادی دارای نمودگرها و رفتارهای خاصی هستند، بدین معنی که ویژگی‌های مالی و اقتصادی یک شرکت تحت تأثیر مرحله‌ای از چرخه‌ی تجاری است که شرکت در آن قرار دارد (بیکسیا، ۲۰۰۷) زیان اقتصادی درنظر اول عبارت است از پیدا شدن «اضافه تولید» یعنی پرشدن بازار از کالاهایی که مشتری ندارد. وقتی در بازار مشتری نباشد و کالاها فروش نرود طبعاً تولیدکالاها نیز کاهش یافته و متوقف می‌شود و به دنبال آن تعطیلی کارخانه‌ها و بیکاری وسیع و میلیونی کارگران پیش می‌آید، رشد اقتصادی در این دوره منفی است. اثرات آن معمولاً به حدی است که در بخش‌های مختلف اقتصاد از قبیل رشد تولید ناخالص داخلی، اشتغال، درآمدهای واقعی، تولید صنعتی و قیمت‌های عمده و خرده فروشی قابل مشاهده است (بختیارزاده، ۱۳۸۸). فاما و فرنچ (۱۹۸۹) دریافتند که بازده مورد انتظار هنگامی‌که شرایط اقتصادی بهتر است کمتر و هنگامی‌که شرایط ضعیف‌تر است بیشتر می‌باشد. این موضوع نشان دهنده این است که عامل ریسکی که سرمایه‌گذاران در هنگام وجود (اخبار بد) برای سرمایه‌گذاری قائل می‌شوند در مقایسه با زمان وجود (اخبار خوب) بالاتر است. ارتباط منفی بین اقلام تعهدی و بازده آتی سهام در ابتدا توسط اسلون (۱۹۹۶) شناسایی شد اکنون به موضوعی حائز اهمیت در اغلب بازارهای سرمایه تبدیل شده است، آشکار است هنگامی که واحدهای تجاری زیان اقتصادی را تجربه می‌کنند اقلام تعهدی اقلام منفی انتقالی بیشتری را در برمی‌گیرند، در حالی‌که در شرایط سود اقتصادی اخبار بد به کندی و با ثبات بیشتری در سود شناسایی می شوند. ثبات پایین‌تر اقلام تعهدی در زمان وجود زیان اقتصادی در برآورد سود، جریان‌های نقدی و اقلام تعهدی آتی حائز اهمیت است. مطالعات نشان داده‌اند هنگامی‌که پایداری نامتقارن در اقلام تعهدی و قیمت‌گذاری متفاوت اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی آشکار می‌شود، فرضیات پایداری سود قادر به توضیح اقلام تعهدی خلاف قاعده نیست. به علاوه با توجه به این که تفاوت پایداری بین اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی در دوره زیان اقتصادی بیشتر است، به نظر می‌رسد که اقلام تعهدی خلاف قاعده از

قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی در دوره‌های سود اقتصادی ناشی می‌شوند، نتیجه‌ای که با فرضیه‌های پایداری سود ناسازگار است.

بیان مسئله

مطالعات گذشته ثبات سود را به عنوان توضیحی برای اقلام تعهدی در نظر می‌گیرند و فرض می‌کنند که سود برای ارزشگذاری کافی است و بنابراین قیمت‌گذاری نوسانات اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی مشابه خواهد بود. به طور همزمان مدل‌های نظری ارزشگذاری پیشنهاد می‌دهند که قیمت‌گذاری اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی باید متناسب با پایداری و توانایی آن‌ها در پیش‌بینی سود متفاوت باشد (اولسون، ۱۹۹۹؛ پوپ و وانگ، ۲۰۰۵). افزایش در مقدار یا سطح اقلام‌تعهدی (جریان‌های نقدی) ثبات عملکرد سودهای جاری را کاهش (افزایش) می‌دهد. هرچند که سرمایه‌گذاران به طور کامل بین این تفاوت‌ها، تمایز قائل نمی‌شوند در این حالت قیمت سهام به طور کامل محتوای اطلاعاتی اقلام‌تعهدی و جریان‌های‌نقدی را منعکس نمی‌کند، بنابراین واحدهای تجاری با سطوح نسبتا بالایی (پایینی) از اقلام‌تعهدی بازده غیرعادی منفی (مثبت) را در آینده تجربه می‌کنند. نتایج این پژوهش مورد علاقه قانون‌گذاران بازار سرمایه خواهد بود، زیرا این نتایج با چرخه تجاری شرکت که کیفیت افشای اطلاعات مالی را متاثر می‌سازد، سر و کار دارد، همچنین اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی، دوام متفاوتی در سود آتی شرکت دارند. اگر اقلام تعهدی نسبت به جریان‌های نقدی توان مناسبی در پیش‌بینی سود آتی نداشته باشند و اگر سرمایه‌گذاران، تمایز بین اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی را نادیده بگیرند، اقلام تعهدی بالا موجب ارزشگذاری بیش از اندازه سهام و در نهایت، کسب بازدهی پایین در آینده می‌شود؛ و با بررسی ارتباط پایداری نامتقارن و ارزشگذاری اقلام تعهدی و جریان‌های نقد توسط بازار و تعیین تأثیرگذاری این متغیرها به استفاده کنندگان و تصمیم‌گیران اطلاعات جدیدتر و مازاد بر اطلاعات قبلی ارائه نماید تا آن‌ها با ریسک کمتری تصمیم‌گیری نمایند.

پیشینه پژوهش

شهریاری و سلیم (۱۳۹۵) در پژوهشی به بررسی و آزمون قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی غیرعادی در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که بازار تداوم

جریـان‌های نقـدی ناشـی از فعالیـت‌هـای عملیـاتی را کـم بـرآورد کـرده و بنـابراین آن را پـــایین قیمت‌گذاری می‌کند برعکس، بازار تداوم اقلام تعهدی عادی و غیرعادی را بـــالا بـرآورد کـرده و بنـابراین آن‌هـا را بـالا قیمت‌گـذاری مـی‌کنـد اگرچـه بـه نظـر مـی‌رسـد بـازار، اقـلام تعهـدی غیرعـادی را بـیش از اقـلام تعهـدی عـادی، بـالا قیمت‌گذاری می‌کند.

برزیده و همکاران (۱۳۹۴) به بررســی فرضــیه ثبات کارکردی؛ تفکیک اقلام تعهدی و جریان های نقدی ســود پرداختند. بررســی رابطه بین تغییرات غیر منتظره اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی با بازدهی جاری نشــان دهنده رد فرضــیه پژوهش به دلیل وزن متفاوت اخبار مربوط به جریان‌های نقدی مورد انتظار و نرخ تنزیل بازار در اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی می‌باشد.

حاجیها و نوری (۱۳۹۲) به بررســی تأثیر اقلام تعهدی و جریان وجوه نقد بر عملکرد آتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج فرضیات نشانگر آن است که جریان وجوه نقد رابطه معنادار مستقیمی با بازده آتی دارایی و بازده غیرعادی آتی سهام دارد و اقلام تعهدی رابطه معنادار معکوسی با بازده آتی دارایی و بازده غیرعادی آتی سهام دارد؛ بنابراین سرمایه‌گذاری در شرکت‌هایی که جریان وجوه نقد بالایی دارند، موجب کسب بازده بالا در آینده می‌شود.

کریمی‌و صـادقی (۱۳۸۹) رابطه کیفیت سـود با پایداری سـود شـرکت‌های پذیرفته شـده در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی نمودند. نتایج حاصل از پژوهش آن‌ها وجود رابطه معنادار بین کیفیت سود و پایداری سود را هم در رویکرد گذشته‌نگر و هم در رویکرد آینده‌نگر نشان می‌دهد. آن ها در رویکرد گذشــته‌نگر از نســبت های مالی و در رویکرد آینـده‌نگر از رگرسیون‌های سری زمانی برای محاسبه کیفیت سود برمبنای سرمایه‌گذاری استفاده کرده‌اند.

کالینز و همکاران (۲۰۱۷) در تحقیق به بررســی رابطه مالکیت نهادی و قیمت‌گذاری اقلام تعهدی پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که در شرکت‌هایی با درصد مالکیت نهادی بیشتر، نسبت به شــرکت‌هایی که درصــد مالکان نهادی کمتری دارند، کج قیمت‌گذاری اقلام تعهدی کمتری به‌چشم می‌خورد.

فدیک و همکاران (۲۰۱۷) در پژوهشی به بررسی و آزمون فرضیه‌ی ثبات پرداختند. بر اساس این فرضیه، نابهنجاری اقلام تعهدی مبتنی بر قیمت‌گذاری نادرست در نتیجه تمرکز سرمایه‌گذاران بر سود بدون درنظر گرفتن ماهیت برگشت‌پذیر اقلام تعهدی است و با برگشت اقلام تعهدی در دوره‌ی آینده، قیمت‌گذاری نادرست بازار تصحیح می‌شود. نتایج بررسی نشان می‌دهد که بین اقلام تعهدی و بازدهی آینده سهام ارتباط منفی هست و با برگشت اقلام تعهدی اختیاری در دوره‌های آینده، این رابطه‌ی منفی حذف می‌شود .

هائو (۲۰۱۶) در تحقیقی با عنوان تأثیر طول چرخه عملیاتی بر پایداری اقلام تعهدی و قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی به بررسی این موضوع پرداخت که آیا پایداری متفاوت اقلام تعهدی و قیمت‌گذاری نادرست آن‌ها به دلیل چرخه‌های عملیاتی متفاوت می‌تواند باشد و نشان داد طول چرخه‌های عملیاتی طولانی‌تر روی پایداری اقلام تعهدی و قیمت‌گذاری ناصحیح آن تأثیر می‌گذارد و همچنین نتایج تحقیق وی نشان می‌دهد که شرکت‌هایی که چرخه‌ی عملیاتی طولانی‌تری دارند از پایداری کمتر اقلام تعهدی برخوردار می‌باشند نتایجی که به‌دست آورده براساس تئوری اسلون می‌باشد این تئوری بیان می‌کند پایداری متفاوت اقلام تعهدی باعث خطاهایی در برآورد اقلام تعهدی می‌شود، علاوه براین آزمون کارآیی بازار نشان می‌دهد که قیمت‌گذاری ناصحیح اقلام تعهدی برای شرکت‌های با چرخه‌های عملیاتی طولانی‌تر بیشتر است.

کونستان‌تینیدی و همکاران (۲۰۱۶) در این مقاله بررسی شده است که آیا قیمت‌های سهام پایداری نامتقارن اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی ناشی از محافظه‌کاری شرطی را منعکس می‌کند. نتایج نشان دهنده این است که ۱) سرمایه‌گذاران به نظر می‌رسد تقریبا پایداری نامنقارن اقلام تعهدی و جریان نقدی را پیش بینی می‌کنند۲) اقلام تعهدی غیرعادی از قیمت گذاری نادرست اقلام تعهدی در سال‌های سود اقتصادی ناشی می‌شود.، اگرچه پایداری متفاوت بین اقلام تعهدی و جریان نقد در سال‌های زیان اقتصادی بیشتر است. ۳) سرمایه گذاران پاسخ‌های متفاوتی به اقلام تعهدی و جریان نقد غیر منتظره می‌دهند. و بنابراین آن‌ها نسبت به نوسانات سود از روی بی‌تجربگی عمل نمی‌کنند. این پژوهش برای فهم اقلام تعهدی غیرعادی در ارتباط با پویایی اقلام تعهدی و همچنین برای پژوهشگران علاقه‌مند به استفاده از چارچوب میشکین برای آزمون عقلانیت انتظارات سرمایه گذاران دلالت دارد.

همبستگی منفی بین اقلام تعهدی و بازده ی آتی سهام که ابتدا توسط اسلون شناسایی شد (۱۹۹۶) اکنون یافته منظم تجربی تثبیت شده در بازارهای سهام است. اقلام تعهدی غیرعادی اغلب برای توضیح این اثر استفاده می شود. یک حدس رایج سازگار با رفتار غیرعقلایی این است که سرمایه‌گذاران به سود توجه می‌کنند و تفاوت در پایداری اقلام تعهدی نسبت به جریان نقدی را کامل درک نکنند.

در این پژوهش اقلام تعهدی غیرعادی به روشنی در دو جریان مربوط به تحقیق حسابداری بررسی شده است. اولین جریان، پایداری نامتقارن اقلام تعهدی ناشی از شناسایی زیان به موقع تحت حسابداری محافظه کارانه شناسایی می‌کند. (بال و شیواکومار۲۰۰۶) دومین جریان، بر این استدلال است که توانایی متفاوت اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی در پیش‌بینی سود و پایداری متفاوت هر یک از اجزای سود از کاربردهای متفاوت هر یک از اجزا ناشی می‌شود (پوپ و وانگ، ۲۰۰۵). این پژوهش با آزمون میشکین سازگار شده است، اولین بار توسط اسلون در ادبیات حسابداری معرفی شد (۱۹۹۶) برای ترکیب هم پایداری نامتقارن اقلام تعهدی و هم تفاوت قیمت گذاری اقلام تعهدی و جریان نقدی. در حالی که آزمون میشکین نمی‌تواند مزیت نسبی نسبت به رگرسیون تک مرحله‌ای ارائه کند. وقتی که هدف تحقیق تنها شناسایی عدم کارایی بازار است. (کرافت و همکاران۲۰۰۷) آن برای فراهم کردن بینش اضافی برای کانال‌هایی از طریق ایجاد ناکارآمدی بازار توانا است (ابل و میشکین۱۹۸۳).

یافته‌ها نشان می‌دهند زمانی که پایداری نامتقارن در اقلام تعهدی و تفاوت قیمت گذاری اقلام تعهدی و جریان نقدی معرفی می‌شوند، فرضیه ثبات سود دیگر برای توضیح اقلام تعهدی غیرعادی قادر نخواهند بود، مهمتر از همه اگرچه تفاوت پایداری در سال‌های زیان اقتصادی بزرگ تر است، اقلام تعهدی غیرعادی به نظر می‌رسد از قیمت گذاری نادرست اقلام تعهدی در سال‌های سود اقتصادی ایجاد شده اند، نتیجه ای که با فرضیه ثبات سود ناسازگار است. خوب است بدانیم زمانی‌که شرکت‌ها زیان اقتصادی تجربه می‌کنند اقلام تعهدی شامل اجزای منفی موقت بیشتری هستند، در حالی‌که زمانی‌که شرکت‌ها سود اقتصادی را تجربه می‌کنند اخبار خوب در سود به آرامی محقق می‌شوند و بیشتر مداوم هستند.

پایداری پایین اقلام تعهدی زمانی‌که شرکت‌ها زیان اقتصادی تجربه می‌کنند در پیش بینی سودهای آتی، اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی مهم است در نتیجه مدل‌های انتظارات که با اثر

شـــناســـایی زیان تطبیق ندارد، جانبدارانه خواهد بود. اســتنباط در مورد کارایی بازار و قیمت‌گذاری نادرست می‌تواند به چنین جانبداری حساس باشد.

نتایج این پژوهش شواهدی برای سرمایه‌گذاران فراهم می‌آورد که تا حدی پایداری نامتقارن اقلام تعهدی را پیش بینی کنند. در این پژوهش شــواهد کمی از قیمت‌گذاری نادرســت اقلام تعهدی وقتی که شرکت‌ها زیان تجربه می‌کنند، یافت شده است.

هرچند این دقیقا زمانی اســت که تفاوت در پایداری اقلام تعهدی و جریان نقدی بالا اســت در مقابل، نتایج نشان می‌دهد که اقلام تعهدی در سال‌های سود و نه در سال‌های زیان نادرست قیمت‌گذاری شده‌اند. در این پژوهش همچنین آزمون میشکین تغییر داده شده است تا به بازار اجازه بدهد به تفاوت داشتن اقلام تعهدی و جریان نقدی پاسخ بدهد. تحقیقات پیشین که ثبات سـود را به عنوان توضـیحی برای اقلام تعهدی غیرعادی طرح کردند فرض می‌کند سـود برای ارزشگذاری کافی است بنابراین اقلام تعهدی و جریان نقد غیرمنتظره یکسان است.

در عین حال، مدل‌های ارزیابی نظری نیز نشـــان می‌دهد که قیمت گذاری اقلام تعهدی و جریان نقدی بسته به پایداری و توانایی شـان برای پیش بینی سـود باید متفاوت باشـند. اسـلون عقلانیت انتظارات سرمایه‌گذاران را با توجه به اقلام تعهدی و جریان نقدی یا استفاده از آزمون میشکین آزمون کرد با فرض معادلات قیمت‌گذاری و پیش‌بینی زیر:

$$EARN_{t+1} = a_0 + a_1 ACC_t + a_2 CF_t + v_{t+1}$$

$$ARET_{t+1} = B\,(EARN_{t+1} - a_0 - a_1 ACC_1 - a_2 CF_t) + e_{t+1}$$

پژوهش‌های پیشـین نشـان می‌دهد که در نتیجه محافظه‌کاری مشـروط پایداری سـود و اقلام تعهدی وابسته به این است که آیا شرکت اخبار خوب یا اخبار بد در مورد جریان نقدی آینده در دوره گزارشـــگری پیش‌بینی می‌کند؟ این پیش بینی با معادلات قیمت‌گذاری و پیش‌بینی میشکین ترکیب شده است با استفاده از چهار متغیر برای سود و زیان اقتصادی که توسط بال و شـیواکومار (۲۰۰۶) پیشـنهاد شـده اسـت. برای هر متغیر از سـیسـتم معادله خطی زیر برآورد و پیروی شده است.

$$EARN_{t+1} = a_1 + a_2 ACC_t + a_3 CF_t + a_3 ACC_t D_t + a_4 CF_t D_t + v_{t+1}$$

$$ARET_{t+1} = B\,(EARN_{t+1} - a_0 - a_1 D_t - a_2 ACC_1 - a_3 CF_t - a_4 ACC_t D_t - a_5 CF_t D_t) + e_{t+1}$$

متغیر مجازی Dزمانی که زیان باشد یک می‌گیرد و زمانی که سود باشد صفر می‌گیرد.

در پژوهش حاضر ارزشگذاری بازار از اقلام تعهدی و جریان نقد در شرایط زیان اقتصادی و رابطه بین بازده مورد انتظار و اقلام تعهدی و جریان نقد و در نهایت کارایی بازار بررسی شده است.

فرضیه‌های پژوهش

فرضیه اول: در زمان زیان اقتصادی، بازده مورد انتظار نمی‌تواند پایداری اجزای اقلام تعهدی سود را منعکس کند.

فرضیه دوم: در زمان زیان اقتصادی، بازده مورد انتظار نمی‌تواند پایداری اجزای نقدی سود را منعکس کند.

روش پژوهش

این پژوهش از نظر طبقه بندی بر مبنای هدف از نوع پژوهش کاربردی است و از لحاظ ماهیت و محتوا با توجه به اینکه در پی یافتن رابطه معنی دار بین متغیرهای تحقیق است از نوع همبستگی می‌باشد. بعلاوه با توجه به اینکه از اطلاعات تاریخی برای آزمون فرضیات استفاده می‌شود پس رویدادی است. مبانی نظری پژوهش از کتب، مجلات و سایت‌های تخصصی فارسی و لاتین گردآوری شده است و داده‌های مالی مورد نیاز با مراجعه به سایت سازمان بورس و اوراق بهادار تهران، صورت‌های مالی شرکت‌ها و همچنین با استفاده از نرم‌افزارهای تدبیرپرداز و ره‌آورد نوین گردآوری شده است .آزمون فرضیه‌ها نیز پس از گردآوری داده‌های مورد نیاز به کمک نرم افزار stataنسخه ۱۲ انجام گرفت.

در این پژوهش بر مبنای مدل زیر نقش هریک از متغیرها (ارتباط ارزشی هریک از متغیرهای مزبور) موردبررسی قرار می‌گیرد:

$$ARET_{t+1} = B_1\ ACC_{t+1} + B_2\ CF_{t+1} - (k_0 - k_1\ D_t - k_2\ ACC_t - K_3 CF_t - K_4\ ACC_t\ D_t - K_5\ CF_t\ D_t) + e_{t+1}$$

که در آن k_0 عرض از مبدا؛ ACC_tاقلام تعهدی در سال **t**؛ CF_t جریان نقد عملیاتی در سال **t**؛ $ACC_t\ Dt$؛ اقلام تعهدی در شرایط اقتصادی در سال t؛ $CF_t\ D_t$، جریان نقد

عملیاتی در شرایط اقتصادی در سال t؛ D_{it}، شرایط اقتصادی شرکت i در سال t؛ $ARET_{t+1}$، بازده غیرعادی در سال $t+1$ که ضریب معادله (k_2)پایداری اجزای تعهدی سود و ضریب(K_4) ارزیابی بازار از پایداری اجزای تعهدی سود را نشان می‌دهد. ضریب معادله (k_3)پایداری اجزای نقدی سود و ضریبk_5) (ارزیابی بازار از پایداری اجزای نقدی سود را نشان می‌دهد.

متغیرهای تحقیق

متغیر مستقل

اقلام تعهدی: از تفا ضل سود قبل از بهره و مالیات از جریان نقدی عملیاتی به د ست می‌آید و برای همگن شده به کل دارایی‌ها تقسیم می‌گردد (کونستان‌تینیدی و همکاران، ۲۰۱۶).

جریان نقد عملیاتی: از جریان نقدی عملیاتی به دست می‌آید و برای همگن شده به کل دارایی‌ها تقسیم می‌گردد (کونستان‌تینیدی و همکاران، ۲۰۱۶).

شرایط اقتصادی

زیان اقتصادی: برای محاسبه زیان اقتصادی از سه متغیر مجازی زیر استفاده می‌گردد:

سطح جریان نقد: اگر جریان نقد منفی باشد عدد یک و در غیر این‌صورت عدد صفر می‌باشد (بال و شیواکومار، ۲۰۰۶).

تغییرات جریان نقد: اگر تغییرات جریان نقد منفی باشد عدد یک و در غیر اینصورت عدد صفر می‌باشد (بال و شیواکومار، ۲۰۰۶).

جریان نقد تعدیل شده صنعت: اگر جریان نقد تعدیل شده صنعت کمتر از صفر با شد عدد یک و در غیر این‌صورت عدد صفر می‌باشد (بال و شیواکومار، ۲۰۰۶).

متغیر وابسته

بازده غیرعادی :(ARET) تفاوت بین بازده خرید و نگهداری سالانه شرکت و بازده خرید و نگهداری سالانه برای همان دوره ۱۲ ماهه‌ای که شرکت به آن ص. نعت تعلق دارد محا سبه می‌شود؛ بنابراین متغیر بازده تعدیل شده و هم غیرعادی است (اسلون، ۱۹۹۶).

جامعه آماری و نمونه آماری پژوهش

جامعه آماری این پژوهش شـامل شـرکت‌های پذیرفته شـده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشـد که از ابتدای سـال ۱۳۸۸ تا پایان سـال ۱۳۹۴ در بورس اوراق بهادار تهران فعالیت داشته‌اند. در این پژوهش برای تعیین نمونه آماری از روش غربالگری استفاده شده است. بدین منظور آن دسته از شرکت‌های جامعه آماری که شرایط زیر را دارا باشند به عنوان نمونه آماری انتخاب و مابقی حذف گردیدند:

الف) با توجه به بازه زمانی د ستر سی اطلاعات (۱۳۸۸-۱۳۹۴) شرکت‌هایی که قبل از سال ۱۳۸۸ در بورس اوراق بهادار تهران به ثبت رسـیده و نام آن‌ها تا پایان سـال ۱۳۹۴ از فهرسـت شـرکت‌های مذکور حذف نشـده باشـد. ب) جزء شـرکت‌های واسـطه گری مالی و بیمه ای نباشـند. ج) به منظور افزایش قابلیت مقایسـه، سـال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسـفندماه هر سـال باشـد و طی دوره تحقیق سـال مالی خود را تغییر نداده باشـند. د) اطلاعات مالی مورد نیاز برای کل بازه زمانی تحقیق در دسـترس باشـد. با توجه به شـرایط فوق تعداد ۱۵۲ شـرکت به عنوان نمونه انتخاب شدند.

آمار توصیفی

اندازه انحراف معیار به ما می‌گوید که مشـاهدات تا چه مقدار در اطراف میانگین آن‌ها قرار دارند، یک اندازه کم برای انحرف معیار مجموعه ای از داده‌ها نشـان دهنده این واقعیت اسـت که داده‌ها در دامنه کوچکی حول میانگین پراکنده شـده‌اند و بالعکس انحراف معیار بزرگ بیان کننده دامنه گسترده‌تری است که داده‌ها در حول میانگین پراکنده گردیده اند، پراکندگی جریان نقد تعدیل شده نسبتا بالاتر است.

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در نگاره (۱) نمایش داده شده است.

نگاره (۱): آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

متغیر	علامت اختصاری	حداقل	حداکثر	میانگین	انحراف معیار
اقلام تعهدی	ACC	-۰/۷۶	۰/۵۹	۰/۱۱	۰/۱۶
جریان نقد تعدیل شده صنعت	INDCF	۰	۱	۰/۴۳	۰/۵۱
تغییرات جریان نقد	CHCF	۰	۱	۰/۳۹	۰/۴۶
سطح جریان نقد	CFL	۰	۱	۰/۴۷	۰/۴۱
جریان نقد عملیاتی	CF	-۰/۴۸	۰/۹۴	۰/۴۱	۰/۳۴
بازده غیر عادی	ARET	-۰/۰۷۵	۰/۸۷	۰/۲۴	۰/۲۶

آمار استنباطی

یکی از زیر شـاخه‌های تحلیل آماری داده‌ها که در پی انجام اسـتنباط‌های دقیق و درسـت است، آمار استنباطی نامیده می‌شود. پژوهشگر مستقیما متغیرها را با استفاده از واحدهای نمونه مشـاهده می‌کند. نمونه نماینده و معرف جامعه اسـت و هدف نهایی اسـتنباط در مورد جامعه اسـت. آمار اسـتنباطی با دو دسـته از مسـائل سـر وکار دارد؛ ابتدا به برآورد می‌پردازد سـپس به آزمون فرضیه. سطح معنی داری برای همه آزمون‌ها برابر با ۵ درصد در نظر گرفته شده است.

آزمون نرمال بودن: یکی از پیش‌فرض‌های رگر سیون، آزمون نرمال بودن جز خطا می‌با شد، لذا در قسـمت نرمال بودن داده‌ها، جمله خطاهای فرضـیه‌ها با اسـتفاده از نرم افزار stata و همچنین آزمون و آماره شاپیروویلک مورد بررسی قرار گرفت. سطح معنی داری برای آزمون شاپیروویلک برای تمامی متغیرهای پژوهش بیشتر از ۵ درصد بوده بنابراین جمله خطاها دارای توزیع نرمال است.

آزمون هم‌خطی: جهت تشخیص وجود هم‌خطی، شاخص عامل تورم واریانس (VIF) مورد اسـتفاده قرار می‌گیرد. اگر شـاخص VIF متغیر مسـتقلی بیشـتر از ۵ باشـد احتمالا با متغیرهای دیگر هم‌خطی دارد. با توجه به اینکه تمامی مقادیر هم‌خطی کوچکتر از ۵ بدسـت آمده اسـت نشان‌دهنده‌ی عدم وجود هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی است.

بررسی ضرایب همبستگی: یکی از مشکلاتی که در تحلیل‌های رگرسیونی بروز می‌کند، مسأله همخطی شدید بین متغیرهای مستقل در مدل‌های رگرسیون است، برای اطمینان از نبود همخطی، آزمون ضرایب همخطی پیرسون برای همه متغیرهای توضیحی مدل رگرسیونی انجام شده است. با توجه به نتایج بدست آمده همبستگی بین متغیرها متوسط و پایین بدست آمد.

آزمون‌های فرضیه براساس مدل سطح جریان نقد

ماهیت داده‌های رگرسیونی این پژوهش ترکیبی از داده‌های سری زمانی ومقطعی است که می‌توان آن‌ها را به صورت تلفیقی یا تابلویی برازش کرد. نتایج آزمون چاو برای تعیین نوع مدل (تلفیقی یا داده‌های تابلویی) سطح معناداری را عدد ۰/۰۰۰ (کمتر ۵ درصد) نشان داد. در نتیجه اولویت در استفاده از مدل داده‌های تابلویی است. همچنین از آزمون هاسمن برای تعیین نوع روش داده‌های تابلویی (اثرات ثابت یا اثرات تصادفی) استفاده شد که طبق نتایج؛ استفاده از مدل داده‌های تابلویی با اثرات ثابت در اولویت قرار گرفت.

آزمون ناهمسانی واریانس‌ها و خودهمبستگی: یکی از مفروضات معادله رگرسیون، ثابت بودن واریانس خطاها می باشد که بعنوان فرض همسانی واریانس‌ها شناخته می شود. فرض دیگر مدل رگرسیون خطی، صفر بودن کواریانس بین اجزای خطا درطول زمان (یا به صورت مقطعی برای انواع داده ها) می‌باشد. در این پژوهش برای بررسی ناهمسانی واریانس از آزمون والد تعدیل شده و برای سنجش خودهمبستگی از آزمون والدریج استفاده شد که با توجه به سطح معنی داری ۰/۷۵ و ۰/۱۴۳ به ترتیب برای آزمون والد تعدیل شده و والدریج (بیشتر از ۰/۰۵) متغیرهای پژوهش دارای همسانی واریانس و عدم خودهمبستگی می‌باشند.

آزمون فرضیه اول

برای بررسی فرضیه از مدل میشکین استفاده شده است. نتایج مدل میشکین با توجه به سطح معناداری (۰/۰۰۰) موید معنادار بودن مدل می‌باشد. متغیر بازده مورد انتظار به عنوان متغیر وابسته، متغیر اجزای اقلام تعهدی سود به عنوان متغیر مستقل و متغیر زیان اقتصادی بر اساس سطح جریان نقد به عنوان متغیر تعدیل‌گر در پژوهش می‌باشند. متغیر اجزای اقلام تعهدی سود با توجه به سطح معناداری (۰/۰۲۱) با متغیر بازده مورد انتظار رابطه مثبت و مستقیم دارد. متغیر

اجزای اقلام تعهدی سود در زیان اقتصادی بر اساس سطح جریان نقد با توجه به سطح معناداری (۰/۰۱۷) با متغیر بازده مورد انتظار رابطه منفی و معکوس دارد. برای بررسی فرضیه فوق از آزمون والد استفاده شده است، در این مدل به بررسی رابطه بین ضرایب متغیرهای اقلام تعهدی و اقلام تعهدی در زیان اقتصادی بر اساس سطح جریان نقد پرداخته می شود تا بتوان در مورد میزان اشتباه در ارزشگذاری اجزای اقلام تعهدی سود نتیجه‌گیری کرد. نتایج مدل به شرح نگاره (۲) می‌با شد. با توجه به نگاره (۲) سطح معناداری (۰/۰۰۰) تفاوت معناداری در ضریب متغیرهای اقلام تعهدی و اقلام تعهدی در زیان اقتصادی وجود دارد؛ بنابراین بازار قادر به ارزش‌گذاری صحیح پایداری اجزای اقلام تعهدی سود نمی‌باشد. نتایج پژوهش بیانگراین موضوع می‌باشد که اقلام تعهدی دارای اهمیت زیاد برای ارزشگذاری شرکت می‌باشند و برای تصمیم‌گیری باید مورد ارز شگذاری صحیح قرار گیرند تا روند آتی شرکت به درستی مورد ارزیابی قرار گیرد. با توجه به نتایج پژوهش در زمان زیان اقتصادی، بازده مورد انتظار نمی‌تواند پایداری اجزای اقلام تعهدی سود را منعکس کند، بنابراین فرضیه اول پژوهش در مدل سطح جریان نقد رد نمی‌شود.

آزمون فرضیه دوم

متغیر اجزای نقدی سود با توجه به سطح معناداری (۰/۰۲۸) با متغیر بازده مورد انتظار رابطه مثبت و مستقیم دارد. متغیر اجزای نقدی سود در زیان اقتصادی بر اساس سطح جریان نقد با توجه به سطح معناداری (۰/۰۰۰) با متغیر بازده مورد انتظار رابطه مثبت و مستقیم دارد ودر این مدل با استفاده از آزمون والد به بررسی رابطه بین ضرایب متغیرهای اجزای نقدی و اجزای نقدی در زیان اقتصادی بر اساس سطح جریان نقد پرداخته می‌شود تا بتوان در مورد میزان اشتباه در ارزش‌گذاری اجزای نقدی سود نتیجه‌گیری کرد. نتایج مدل به شرح نگاره (۲) می‌باشد. با توجه به نگاره (۲) و سطح معناداری (۰/۰۰۰) تفاوت معناداری در ضریب متغیرهای اجزای نقدی و اجزای نقدی در زیان اقتصادی وجود دارد؛ بنابراین بازار قادر به ارزش‌گذاری صحیح پایداری اجزای نقدی سود نمی‌باشد. نتایج پژوهش بیانگراین موضوع می‌باشد که اجزای نقدی دارای اهمیت زیاد برای ارز شگذاری شرکت می‌با شند و برای تصمیم‌گیری باید مورد ارزش‌گذاری صحیح قرار گیرند تا روند آتی شرکت به درستی مورد ارزیابی قرار گیرد، بنابراین با توجه به نتایج پژوهش در زمان زیان اقتصادی، بازده مورد انتظار نمی‌تواند پایداری

اجزای اقلام نقدی سود را منعکس کند و فرضیه دوم پژوهش در مدل سطح جریان نقد رد نمی‌شود.

نگاره (۲): آزمون مدل اول

متغیر	علامت اختصاری	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
اقلام تعهدی	B_1ACC	۰/۴۱	۲/۳۹	۰/۰۲۱
جریان نقد	B_2CF	۰/۱۶	۲/۴۲	۰/۰۲۸
مقدار ثابت	K_0	۰/۰۷	۰/۱۵۲	۰/۸۷
زیان اقتصادی	D	-۰/۱۹	-۶/۲۸	۰/۰۰۰
اقلام تعهدی	K_2ACC	۰/۳۷	۲/۷۸	۰/۰۱۴
جریان نقد	K_3CF	۰/۵۴	۲/۲۸	۰/۰۳۷
اقلام تعهدی در زیان اقتصادی	$K_4ACC_tD_t$	-۰/۲۵	-۲/۶۹	۰/۰۱۷
جریان نقد در زیان اقتصادی	$K_5CF_tD_t$	۰/۳۵	۳/۵۴	۰/۰۰۰
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۳۶		آماره F	۷۹/۴۵
			سطح معناداری	۰/۰۰۰
آزمون والد برای بررسی تفاوت ضرایب متغیرهای اقلام تعهدی و جریان نقد				
متغیر	علامت	ضرایب	آزمون والد	سطح معناداری
اقلام تعهدی	ACC	$B_1=K_4$	۳۸/۲۱	۰/۰۰۰
جریان نقدی	CF	$B_2=K_5$	۱۱۲/۱۹	۰/۰۰۰

آزمون فرضیه‌ها بر اساس مدل تغییرات جریان نقد

ماهیت داده‌های رگرسیونی بر اساس مدل تغییرات جریان نقد نیز با توجه به آزمون چاو و سطح معنی‌داری (۰/۰۰۰) مدل داده‌های تابلویی ا ست همچنین با ا ستفاده از آزمون ها سمن و سطح معنی‌داری (۰/۰۰۰) روش اثرات ثابت در اولویت قرار گرفت.

آزمون ناهمسانی واریانس‌ها و خودهمبستگی: با توجه به سطح معنی داری آزمون والد تعدیل شده و والدریج به ترتیب ۰/۲۴ و ۰/۳۱ (بیشتر از ۰/۰۵) متغیرهای پژوهش دارای همسانی واریانس و عدم خودهمبستگی می‌باشند.

آزمون فرضیه اول

نتایج مدل میشـــکین با توجه به ســـطح معناداری (۰/۰۰۰) موید معنادار بودن مدل می‌باشـــد. متغیر اجزای اقلام تعهدی ســـود با توجه به ســـطح معناداری (۰/۰۰۰) با متغیر بازده مورد انتظار رابطه مثبت و مستقیم دارد. متغیر اجزای اقلام تعهدی سود در زیان اقتصادی بر اساس تغییرات جریان نقد با توجه به سطح معناداری (۰/۰۰۴) با متغیر بازده مورد انتظار رابطه منفی و معکوس دارد و با توجه به سطح معناداری آزمون والد (۰/۰۰۰) تفاوت معناداری در ضـریب متغیرهای اقلام تعهدی و اقلام تعهدی در زیان اقتصادی بر اساس تغییرات وجوه نقد وجود دارد؛ بنابراین بازار قادر به ارزش‌گذاری صحیح پایداری اجزای اقلام تعهدی سود نمی‌باشد. با توجه به نتایج پژوهش در نگاره (۳) در زمان زیان اقتصادی، بازده مورد انتظار نمی‌تواند پایداری اجزای اقلام تعهدی ســـود را منعکس کند، بنابراین فرضـــیه اول پژوهش در مدل تغییرات جریان نقد رد نمی‌شود.

آزمون فرضیه دوم

متغیر اجزای نقدی سـود با توجه به سـطح معناداری (۰/۰۰۷) با متغیر بازده مورد انتظار رابطه مثبت و مستقیم دارد.

نگاره (۳): آزمون مدل دوم

متغیر	علامت اختصاری	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
اقلام تعهدی	B_1ACC	۰/۲۱	۳/۵۴	۰/۰۰۰
جریان نقد	B_2CF	۰/۰۳	۲/۸۸	۰/۰۰۷
مقدار ثابت	K_0	۰/۰۹۶	۰/۸۷	۰/۲۷
زیان اقتصادی	D	-۰/۰۶	-۵/۳۶	۰/۰۰۰
اقلام تعهدی	K_2ACC	۰/۲۴	۲/۴۳	۰/۰۲۳
جریان نقد	K_3CF	۰/۱۹	۲/۸۲	۰/۰۰۹
اقلام تعهدی در زیان اقتصادی	$K_4ACC_tD_t$	-۰/۱۳	-۲/۹۸	۰/۰۰۴
جریان نقد در زیان اقتصادی	$K_5CF_tD_t$	۰/۲۸	۳/۶۶	۰/۰۰۰
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۲۷		آماره F	۶۵/۳۹
			سطح معناداری	۰/۰۰۰
آزمون والد برای بررسی تفاوت ضرایب متغیرهای اقلام تعهدی و جریان نقد				
متغیر	علامت	ضرایب	آزمون والد	سطح معناداری
اقلام تعهدی	ACC	$B_1=K_4$	۱۶/۷۴	۰/۰۰۰
جریان نقدی	CF	$B_2=K_5$	۶۴/۷۶	۰/۰۰۰

متغیر اجزای نقدی سود در زیان اقتصادی بر اساس تغییرات جریان نقد با توجه به سطح معناداری (۰/۰۰۰) با متغیر بازده مورد انتظار رابطه مثبت و مستقیم دارد و با توجه به سطح معناداری آزمون والد (۰/۰۰۰) تفاوت معناداری در ضریب متغیرهای اقلام تعهدی و اقلام تعهدی در زیان اقتصادی وجود دارد. بنابراین با توجه به نتایج در نگاره ۳، فرضیه دوم پژوهش در مدل سطح جریان نقد رد نمی‌شود.

آزمون‌های فرضیه براساس مدل جریان نقد تعدیل شده صنعت

ماهیت داده‌های رگرسیونی بر اساس مدل تغییرات جریان نقد نیز با توجه به آزمون چاو و سطح معنی‌داری (۰/۰۰۰) مدل داده‌های تابلویی ا ست همچنین با ا ستفاده از آزمون ها سمن و سطح معنی‌داری (۰/۰۰۰) روش اثرات ثابت در اولویت قرار گرفت.

آزمون ناهمسانی واریانس‌ها و خودهمبستگی: با توجه به سطح معنی داری آزمون والد تعدیل شده و والدریج به ترتیب ۰/۰۸۲و ۰/۱۶۴ (بیشتر از ۰/۰۵) متغیرهای پژوهش دارای همسانی واریانس و عدم خودهمبستگی می‌باشند.

آزمون فرضیه اول

نتایج مدل میشکین با توجه به سطح معناداری (۰/۰۰۰) موید معنادار بودن مدل می‌باشد. متغیر اجزای اقلام تعهدی سود با توجه به سطح معناداری (۰/۰۰۰) با متغیر بازده مورد انتظار رابطه مثبت و مستقیم دارد. متغیر اجزای اقلام تعهدی سود در زیان اقتصادی بر اساس تغییرات جریان نقد با توجه به سطح معناداری (۰/۰۲۷) با متغیر بازده مورد انتظار رابطه منفی و معکوس داردو با توجه به سطح معناداری آزمون والد (۰/۰۰۰) تفاوت معناداری در ضریب متغیرهای اقلام تعهدی و اقلام تعهدی در زیان اقتصادی بر اساس تغییرات وجوه نقد وجود دارد؛ بنابراین بازار قادر به ارزش‌گذاری صحیح پایداری اجزای اقلام تعهدی سود نمی‌باشد. با توجه به نتایج پژوهش در نگاره (۴) در زمان زیان اقتصادی، بازده مورد انتظار نمی‌تواند پایداری اجزای اقلام تعهدی سود را منعکس کند، بنابراین فرضیه اول پژوهش در مدل جریان نقد تعدیل شده صنعت رد نمی‌شود.

آزمون فرضیه دوم

متغیر اجزای نقدی سود با توجه به سطح معناداری (۰/۰۴۸) با متغیر بازده مورد انتظار رابطه مثبت و مستقیم دارد. متغیر اجزای نقدی سود در زیان اقتصادی بر اساس تغییرات جریان نقد با توجه به سطح معناداری (۰/۰۰۰) با متغیر بازده مورد انتظار رابطه مثبت و مستقیم دارد و با توجه به سطح معناداری آزمون والد (۰/۰۰۰) تفاوت معناداری در ضریب متغیرهای اقلام تعهدی و اقلام تعهدی در زیان اقتصادی وجود دارد. بنابراین با توجه به نتایج در نگاره ۴ فرضیه دوم پژوهش در مدل جریان نقد تعدیل شده صنعت رد نمی‌شود.

نگاره (۴): آزمون مدل سوم

متغیر	علامت اختصاری	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
اقلام تعهدی	B_1ACC	۰/۰۸	۳/۱۵	۰/۰۰۰
جریان نقد	B_2CF	۰/۰۶۳	۲/۰۲	۰/۰۴۸
مقدار ثابت	K_0	۰/۱۵	۱/۲۵	۰/۱۱۲
زیان اقتصادی	D	-۰/۱۳	-۴/۲۵	۰/۰۰۰
اقلام تعهدی	K_2ACC	۰/۱۷	۲/۶۲	۰/۰۱۵
جریان نقد	K_3CF	۰/۲۱	۲/۲۸	۰/۰۳۵
اقلام تعهدی در زیان اقتصادی	$K_4ACC_tD_t$	-۰/۱۹	-۲/۴۹	۰/۰۲۷
جریان نقد در زیان اقتصادی	$K_5CF_tD_t$	۰/۰۴۸	۳/۰۸	۰/۰۰۰
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۲۱		آماره F	۵۴/۷۴
			سطح معناداری	۰/۰۰۰
آزمون والد برای بررسی تفاوت ضرایب متغیرهای اقلام تعهدی و جریان نقد				
متغیر	علامت	ضرایب	آزمون والد	سطح معناداری
اقلام تعهدی	ACC	$B_1=K_4$	۲۹/۱۱	۰/۰۰۰
جریان نقدی	CF	$B_2=K_5$	۳۶/۷۵	۰/۰۰۰

نتیجه گیری و پیشنهادات

مربوط بودن اقلام تعهدی فعلی با جریان‌های نقدی آتی می‌تواند نشان‌دهنده این باشد که مدیریت تا چه حد می‌خواهد ارزش اقتصادی شرکت را با صداقت نشان دهد و این که احتمال

تبدیل دارایی‌های آتی به جریان‌های نقدی تحقق یافته تا چه حد است؛ هر چه توانایی پیش‌بینی قوی‌تر باشد، تحقق بخشی بیشتر خواهد بود. به علاوه، رابطه بین اقلام تعهدی فعلی و اقلام تعهدی آتی ممکن است بتواند توانایی اقلام تعهدی را در درک اطلاعات به شکلی به هنگام و توانایی وقوع مجدد آن را در دوره‌های آتی نشان دهد. در نهایت سودهای حسابداری که توانایی بیشتری در پیش‌بینی اجزای سودها دارند، احتمالاً باید دارای پایداری بیشتر و رابطه قوی‌تر با بازده سهام باشد. نتایج حاصل با نتایج کونستان‌تینیدی و همکاران (۲۰۱۶)، بال و شیواکومار (۲۰۰۶)، پوپ و وانگ، (۲۰۰۵) مطابقت دارد. بر اساس یافته‌های این پژوهش، پیشنهاد می‌شود: به دلیل اینکه اقلام تعهدی دارای اهمیت زیاد برای ارزش‌گذاری شرکت می‌باشند برای تصمیم‌گیری باید مورد ارزشگذاری صحیح قرار گیرند تا روند آتی شرکت به درستی مورد ارزیابی قرار گیرد و از طرفی با توجه به پیچیدگی تأثیر زیان اقتصادی بر ارزشگذاری بازار به شرکت‌ها پیشنهاد می‌گردد با افشای بیشتر اطلاعات مربوط به عوامل اقتصادی باعث شود که بازار بتواند بصورت معقول اجزای اقلام تعهدی سود را ارز شگذاری کنند. سرمایه گذاران عوامل تأثیر گذار بر زیان اقتصادی مانند اثر تورم، قیمت نفت خام و نرخ ارز بر بازار سهام را حسب مورد شرکت‌ها در نظر بگیرند، به طور مثال تأثیر متفاوت نرخ ارز بر شرکت‌های وارد کننده و صادرکننده را مد نظر قرار دهند، همچنین کیفیت اقلام تعهدی شرکت‌ها را از طریق مقایسه صورت جریان وجوه نقد و سود قبل از کسر بهره و مالیات، بررسی کنند. در رابطه با پژوهش‌های آینده پیشنهاد می‌شود به تأثیر رشد شرکت و کیفیت افشا بر قیمت گذاری اقلام تعهدی، تأثیر مالکیت سهامداران نهادی بر ارزش‌گذاری اقلام تعهدی شرکت‌ها، بررسی ارزشگذاری سود و اجزای آن در شرکت‌های رشدی و غیررشدی پرداخته شود. انجام هر پژوهشی محدودیت‌هایی دارد، این پژوهش هم از محدودیت مبرا نبوده و به دلیل اینکه استاندارد بین المللی شماره ۲۹ در ایران اجرا نمی شود و در ارتباط با اعداد و ارقام تاریخی شک و تردید وجود دارد، محدودیتی در نتایج بدست آمده است.

منابع

بختیارزاده، محمد جواد (۱۳۸۸). بررسی علل و ریشه‌های بحران اقتصادی ۲۰۰۸ آمریکا و ارائه راهکارها، *بررسی‌های بازرگانی، ۷ (۳۸)*. ۵۰-۵۸.

برزیده، فرخ؛ حساس یگانه، یحیی؛ شهریاری، علیرضا (۱۳۹۴). فرضیه ثبات کارکردی؛ تفکیک اقلام تعهدی و جریان‌های نقدی سود، *مجله دانش حسابداری، ۴ (۴)*. ۳۳-۵۰.

حاجیها، زهره؛ مژگان نوری (۱۳۹۲). بررسی تأثیر اقلام تعهدی و جریان وجوه نقد بر عملکرد آتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *یازدهمین همایش ملی حسابداری ایران، مشهد.*

شهریاری، سارا؛ سلیم، فرشاد (۱۳۹۵). بررسی و آزمون قیمت‌گذاری نادرست اقلام تعهدی غیرعادی در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامه مدیریت دارایی و تأمین مالی، ۶ (۲)*. ۱-۱۶.

کریمی، فرزاد؛ صادقی، محسن (۱۳۸۹). محاسبه کیفیت سود بر اساس سرمایه گذاری در دارایی‌های سرمایه‌ای و نیروی کار و رابطه آن با پایداری سود در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران، مجله پژوهش‌های حسابداری مالی، ۲ *(۱)*. ۱۱۳-۱۲۴.

Abel, A. B. and F. S. Mishkin (1983) , On the Econometric Testing of Rationality-market Efficiency, *The Review of Economics and Statistics, 6 (2).* 318–323.

Bakhtiyarzadeh, M. (2009). Review of the causes and causes of the 2008 US economic crisis and solutions. *Business reviews: 7 (38*). 50-58 (In Persian).

Ball, R. and L. Shivakumar (2006) , The Role of Accruals in Asymmetrically Timely Gain and LossRecognition, *Journal of Accounting Research, 44) 2 (*. 207–242.

Barth, M. E. W. H. Beaver, J. R. M. Hand, and W. R. Landsman (1999). Accruals, Cash Flows, andEquity Values, *Review of Accounting Studies, 4 (3–4).* 205–29.

Barzideh, F. Hassas Yeganeh, Y. Shahriari, A. (2015). Functional stability hypothesis; Separation of accruals and cash flows of profits*; Journal of Accounting Knowledge, 4 (4).* 33-50 (In Persian).

Collins, D. W. Gong, G. J. and Hribar, P. (2017). Institutional Ownership and the Mispricing of Accruals. *Review of Accounting Studies: 8 (2-3).* 251- 276.

Edlsson, P. (1999). Comparing the accuracy and explain ability of dividend, free cash flow, and abnormal earnings equity value estimates. *Journal of Accounting Research, 38 (1).* 45-70

Fama, E. F. and J. D. French (1989). Return and Equilibrium: Empirical Tests, *Journal of Political Economy, 81 (3).* 607-636.

Fedick, G. J. and Magilke, M. J. (2017). An Examination of the Effects of Investor Sophistication on the Pricing of Accruals and Cash Flows. *Journal of Accounting, Auditing & Finance: 24 (3).* 385-414.

Hajiha, Z. Nouri, M. (2013). Effect of Accruals and Cash Flow on Future Performance of Companies Accepted in Tehran Stock Exchange, *11th Iranian National Accounting Conference, Mashhad* (In Persian).

Haou, H. (2016). The Mispricing of Abnormal Accruals. *The Accounting Review: 76 (3).* 357-373.

Karimi, F. Sadeghi, M. (2010). Calculation of earnings quality based on investment in capital assets and labor force and its relationship with profit stability in accepted companies of Tehran Stock Exchange, *Journal of Financial Accounting Research*: *2 (1)*. 113-124. (In Persian).

Konstantinidi theodosia, arthur kraft, and peter f. pope (2016). Asymmetric Persistence and the Market Pricing of Accruals and Cash Flows, *ABACUS: 52 (1).* 140-165.

Kraft, A. , A. J. Leone, and C. Wasley (2006) , An Analysis of the Theories and Explanations Offered for the Mispricing of Accruals and Accrual Components, *Journal of Accounting Research*: *44) 2)* 297–339.

Pope, P. F. and P. Wang, (2005). Earnings Components, Accounting Bias and Equity Valuation, *Reviewof Accounting Studies: 10 (4)* 387–407.

Shahriari, S. and Salim, F. (2016). Investigation and testing of abnormal accrual pricing in Tehran Stock Exchange, *Financial Asset and Finance Management Quarterly, 6 (2)* 1-16 (In Persian).

Sloan, R. (1996). Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings?, The *Accounting Review: 71 (3*). 289–315.

X, Bixia. (2007). Life Cycle Effect on the Value Relevance of Common Risk Factor. *Review of Accounting and Finance*, *6 (2)* ,162-175.

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال ششم، شماره ۲۲، تابستان ۱۳۹۸، صص ۶۹ - ۹۱

تأثیر اصلاحات پیشنهادی حسابرس بر کیفیت سود

آرش تحریری*، معصومه صابرماهانی**

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۷/۱۶

تاریخ پذیرش: ۹۶/۱۰/۲۷

چکیده

هدف اصلی این تحقیق، بررسی تأثیر اصلاحات پیشنهادی حسابرس بر کیفیت سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. نمونه آماری این تحقیق پس از اعمال برخی محدودیت‌های موجود در این پژوهش، شامل ۱۶۵ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۵ می‌باشد. برای آزمون فرضیه‌های تحقیق از آزمون تی زوجی استفاده شده است. بر اساس یافته‌های این پژوهش، تفاوت معناداری بین سود حسابرسی نشده و سود حسابرسی شده از لحاظ هموار بودن و پایداری، وجود ندارد. علاوه بر این، شواهد نشان داد که اقلام تعهدی حسابرسی شده دارای کیفیت بالاتری نسبت به اقلام تعهدی حسابرسی نشده، می‌باشند. به علاوه، نتایج این پژوهش نشان داد که میزان اقلام تعهدی که قبل از انجام حسابرسی مثبت و بعد از انجام حسابرسی تغییر علامت داده‌اند و تبدیل به اقلام تعهدی منفی شده‌اند، بیشتر از میزان اقلام تعهدی است که قبل از انجام حسابرسی منفی و بعد از انجام حسابرسی مثبت شده‌اند. طبق نتایج این پژوهش، بین مبلغ اقلام تعهدی منفی در صورت‌های مالی حسابرسی شده و صورت‌های مالی حسابرسی نشده، تفاوت معناداری وجود ندارد. همچنین یافته‌های این پژوهش نشان داد که مبلغ اقلام تعهدی مثبت در صورت‌های مالی حسابرسی شده نسبت به صورت‌های مالی حسابرسی نشده، کمتر می‌باشد. در نهایت، نتایج این پژوهش نشان داد که بین میزان عدم پیوستگی در توزیع سود در حدود صفر در زمان قبل از انجام حسابرسی و بعد از انجام حسابرسی تفاوت معناداری وجود ندارد.

واژه‌های کلیدی: اصلاحات پیشنهادی حسابرس، کیفیت سود، اقلام تعهدی علامت‌دار، سود و زیان‌های اندک (عدم پیوستگی در توزیع سود در حدود صفر).

طبقه‌بندی موضوعی: M41,M42

DOI: 10.22051/jera.2018.17541.1812

*استادیار حسابداری، دانشگاه تهران، تهران، ایران، (نویسنده مسئول)، (arashtahriri@ut.ac.ir).

** کارشناس ارشد حسابرسی، دانشگاه تهران، تهران، ایران، (masomesabermahani93@gmail.com).

مقدمه

سود حسابداری می‌تواند به عنوان ابزاری برای بهبود بخشیدن به مشکلات نمایندگی و کاهش هزینه‌های نمایندگی استفاده شود (فرانکل و لیتوو، ۲۰۰۹). حسابرسان در طول انجام حسابرسی پایان سال بایستی کیفیت سود شرکت را بهبود بخشند، با این حال مشخص نیست کدام دسته از ویژگی‌های سود که توسط حسابرسان در نظر گرفته می‌شود، می‌تواند به عنوان شاخصی برای کیفیت بالای سود استفاده شده باشد و همچنین مشخص نیست که کدام یک از صورت‌های مالی از اهمیت بیشتری برخوردار است و حسابرسان باید توجه ویژه‌ای به آن گزارش داشته باشند تا بتوانند کیفیت سود شرکت را بهبود بخشند؛ زیرا در برخی مواقع ممکن است که معیارهای کیفیت سود از دیدگاه حسابرسان و سهامداران متفاوت باشد (دفوند و فرانسیس، ۲۰۰۵). بنابراین، در این پژوهش شواهدی ارائه می‌شود که نشاندهنده‌ی تأثیر حسابرسان بر بهبود کیفیت سود شرکت‌ها است. بدین منظور بایستی، کلیه اصلاحاتی که حسابرسان در طول حسابرسی پایان سال بر روی سود شرکت‌ها انجام می‌دهند، مورد بررسی قرار گیرد.

در این پژوهش، مشخص می‌شود که درک حسابرسان از کیفیت سود با مقایسه‌ی سودِ قبل از انجام حسابرسی و سود حسابرسی شده، آشکار می‌شود. به عنوان مثال؛ اگر حسابرسان پایداری سود را مورد توجه قرار دهند، در این صورت انتظار می‌رود که پایداری سود حسابرسی شده به مراتب بیشتر از پایداری سود حسابرسی نشده باشد (لنوکس و همکاران، ۲۰۱۵). زمانی که حسابرسان بر این باور باشند که کیفیت سودِ حسابرسی نشده با انجام حسابرسی بهبود خواهد یافت، اصلاحاتی را برای سود شرکت صاحبکار اعمال می‌نمایند. بنابراین، می‌توان استدلال کرد که کیفیت سود حسابرسی شده به مراتب بالاتر از کیفیت سود حسابرسی نشده باشد (لئوزو همکاران، ۲۰۰۳؛ باتاچاریا و همکاران، ۲۰۰۳).

پاسخ به این سوال که کدام یک از ویژگی‌های سود در طول حسابرسی پایان سال تغییر می‌کند، بسیار مهم است؛ زیرا در مطالعات پیشین از معیارهای مختلف سود به عنوان شاخصی برای اندازه‌گیری کیفیت حسابرسی استفاده شده است (به عنوان مثال؛ اجتناب از گزارش زیان، اقلام تعهدی). اما به طور مستقیم شواهدی وجود ندارد که نشان دهد معیارهای سود در طول حسابرسی پایان سال تغییر یافته است (بامبر و بامبر، ۲۰۰۹). بنابراین، هدف اصلی پژوهش

حاضر این است که آیا معیارهای کیفیت سود (هموار بودن سود، پایداری سود، کیفیت اقلام تعهدی، اقلام تعهدی علامت‌دار، قدرمطلق اقلام تعهدی و سود (زیان) اندک) در طول حسابرسی پایان سال تغییر پیدا کرده است؟ در صورتی که جواب این سوال منفی باشد، کیفیت سود نمی‌تواند به عنوان یک شاخص قابل اطمینان برای کیفیت حسابرسی باشد.

مبانی نظری پژوهش

در بین پژوهشگران، اختلاف‌نظرهای مختلفی در رابطه با چگونگی تفسیر معیارهای کیفیت سود وجود دارد. به عنوان مثال، برخی از پژوهشگران معتقدند که هموار بودن سود می‌تواند به عنوان شاخصی برای مدیریت سود فرصت‌طلبانه از سوی مدیران در نظر گرفته شود و معیاری برای کیفیت پایین سود باشد (لئوز و همکاران، ۲۰۰۳؛ باتاچاریا و همکاران، ۲۰۰۳)؛ به عبارت دیگر، آن‌ها معتقدند که هموار کردن سود می‌تواند برای ساختگی جلوه دادن اصلاحاتِ دائمی در جریان‌های نقدی به کار گرفته شود. بنابراین پایدار کردن و هموار کردن سود می‌تواند باعث تحریف عملکرد واقعی یک شرکت شود که در این صورت کیفیت سود کاهش پیدا خواهد کرد؛ در حالی که برخی دیگر از پژوهشگران معتقدند که هموار بودن سود به عنوان معیاری برای کیفیت سود بالا مطرح می‌باشد و می‌تواند برای سهامداران مفید واقع شود (تیتمن و ترومن، ۱۹۸۸؛ هَند، ۱۹۸۹؛ دِمسکی، ۱۹۹۸؛ سانکر و سابرامانیام، ۲۰۰۱؛ تاکر و زاروین، ۲۰۰۶). اصلاحات پیشنهادی حسابرس به خنثی کردن و از بین رفتن هموارسازی‌های فرصت‌طلبانه مدیران در صورت‌های مالی حسابرسی‌نشده کمک می‌کند.

برخی از پژوهشگران معتقدند که عدم پیوستگی در تویع سود در حدود صفر به عنوان شاخصی برای مدیریت فرصت‌طلبانه سود تلقی می شود (به عنوان مثال، بورگستالر و دیچو، ۱۹۹۷؛ دِگیورگ و همکاران، ۱۹۹۹)؛ در حالی که برخی از محققین دیگر استدلال می‌کنند که در بیشتر مواقع عدم پیوستگی در توزیع سود در حدود صفر در اثر مدیریت فرصت‌طلبانه سود به وجود نیامده است (دورستچی و ایستون، ۲۰۰۵؛ ایستون و بیور، ۲۰۰۹؛ بیور و همکاران، ۲۰۰۷).

در رابطه با کیفیت اقلام تعهدی نیز می‌توان استدلال کرد که اگر اصلاحات پیشنهادی حسابرس باعث افزایش کیفیت اقلام تعهدی شود، در این‌صورت، انتظار می‌رود که اقلام

تعهدی حسابرسی شده نسبت به اقلام تعهدی قبل از انجام حسابرسی دارای خطای برآورد کمتر و نوسانات کمتری باشند.

در رابطه با تأثیر اصلاحات پیشنهادی حسابرس بر عدم پیوستگی بر توزیع سود در حدود صفر می‌توان گفت که حتی اگر این ناپیوستگی از طریق مدیریت سود ایجاد شده باشد، اما نمی‌تواند به عنوان یک پراکسی معتبر برای کیفیت حسابرسی باشد. با این حال، فرضی که در بسیاری از مطالعات حسابرسی پذیرفته شده، این است که زمانی که سود به میزان کم باشد به عنوان یک شاخص قابل اطمینان برای کیفیت حسابرسی پایین محسوب می‌شود. دیچو و همکاران (۲۰۰۳) در تحقیق خود، هیچ مدرکی مبنی بر اینکه شرکت‌ها از اقلام تعهدی به منظور نشان دادن سود در اطراف صفر استفاده می‌کنند، نیافتند.

دورستچی و ایستون (۲۰۰۵) استدلال می‌کنند که عدم پیوستگی در توزیع سود در حدود صفر، از طریق مسائل مربوط به نمونه و روش‌های آماری آن، برای مقیاس‌بندی و اندازه‌گیری آن از طریق قیمت توضیح داده می‌شود .همچنین، بیور و همکاران (۲۰۰۷) استدلال می‌کنند که عدم پیوستگی در توزیع سود، تا حدودی از طریق روش‌های مالیاتی نامتقارن از سود و زیان توضیح داده می‌شوند. همچنین توماس و همکاران (۲۰۱۵) دریافتند که در برخی مواقع، سود و زیان‌های اندک در اثر انتخاب طرح‌های پژوهشی خاص به وجود می‌آیند.

در صورتی که گسستگی در توزیع سود در حدود صفر از طریق مدیریت سود فرصت طلبانه ایجاد نشود، انتظار نمی‌رود که اصلاحات پیشنهادی حسابرس تأثیری بر روی اندازه این گسستگی‌ها داشته باشد. از سوی دیگر، در صورتی که ناپیوستگی در توزیع سود به واسطه مدیریت سود ایجاد شده باشد و یا اگر حسابرس یک سری اصلاحات را برای کاهش مدیریت سود نیاز داشته باشد، در این صورت، انتظار می‌رود که گسستگی موجود در توزیع سود حسابرسی شده نسبت به توزیع سود حسابرسی نشده کوچک‌تر باشد.

پیشینه پژوهش

پالمرس و چولز (۲۰۰۴) در پژوهشی با عنوان بررسی رابطه بین کیفیت سود و تعدیلات سنواتی برای شرکت‌های چینی به این نتیجه رسیدند که افزایش در تجدید ارائه‌ها و اصلاح اشتباهات از سوی حسابرسان باعث بهبود شفافیت و اعتماد سرمایه‌گذاران شده است. ایستون و

بیور (۲۰۰۵) در تحقیق خود به این نتیجه ر سیدند که در هر کار حسابرس، ا صلاحات کاهنده سود، بیشتر از اصلاحات فزاینده سود به کار می‌روند و این موضوع در تطابق با این مسئله است که حسابر سی دارای یک اثر محافظه‌کارانه برروی سودها می‌با شد. بنابراین سود حسابر سی شده، جریان‌های نقدی ا سا سی شرکت را بهتر منعکس می‌کند. کوین (۲۰۰۸) در پژوهشی به برر سی پایداری سود شرکت‌های تجدید ارائه کننده‌ی صورت‌های مالی پرداخت و نشان داد که ۱) سودهای تجدید ارائه شده دارای پایداری بیشتری نسبت به سودهای گزارش شده ی اولیه هستند؛ ۲) ارائه‌ی مجدد دارای یک اثر معنادار بر پایداری سود می‌باشد؛ و ۳) تجدید ارائه‌ی صورت‌های مالی یک اثر پایدار بر کیفیت سود شرکت‌های تجدید ارائه کننده دارد.

لاسگارتن و شوون (۲۰۱۲) به بررسی رابطه بین اقلام تعهدی اختیاری افزایش‌دهنده سود (اقلام تعهدی مثبت) و کاهنده سود (اقلام تعهدی منفی) با تغییر حسابرس پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها حاکی از این است که هم اقلام تعهدی اختیاری مثبت و هم اقلام تعهدی اختیاری منفی باعث تغییر حسابرس و کاهش دوره تصدی حسابرس شرکت‌ها می‌شوند و زیاد بودن این دو گونه از اقلام تعهدی، کاهش کیفیت حسابرسی را به دنبال دارد. لنوکس و همکاران (۲۰۱۵) به انجام پژوهشی با عنوان اثر اصلاحات پیشنهادی حسابرس بر کیفیت سود پرداختند. نتایج به دست آمده در این پژوهش، چهار نتیجه‌ی کلیدی را به دنبال داشته است. اول اینکه، اصلاحات پیشنهادی حسابرس باعث می‌شود که میزان هموار بودن و پایداری سود افزایش یابد. دوم اینکه، این ا صلاحات، منجر می شود تا کیفیت اقلام تعهدی افزایش یابد. سوم اینکه، ا صلاحات پیشنهادی حسابرس اثر منفی بیشتری بر اقلام تعهدی علامت‌دار نسبت به قدرمطلق اقلام تعهدی دارد و چهارم اینکه، اصلاحات انجام شده توسط حسابرس، تأثیر معناداری بر میزان عدم پیو ستگی در توزیع سود در حدود صفر (سود و زیان‌های اندک) ندارد. توماس و همکاران (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای با عنوان "راه‌های کشف و اصلاح ناپیوستگی در توزیع سود در حدود صفر" به برر سی شواهدی پرداختند که بتوانند این ناپیو ستگی در توزیع سود را از بین ببرند. نتایج آن‌ها حاکی از این امر ا ست که ناپیو ستگی در توزیع سود در حدود صفر پس از اجرای قانون سابانز آکسلی کاهش چشمگیری دا شته ا ست. همچنین آن‌ها بیان کردند که در بعضی مواقع ممکن است این ناپیوستگی در توزیع سود، هیچگونه ارتباطی با مدیریت سود

نداشته باشد و از آن نشات گرفته نشده باشد؛ چرا که در برخی مواقع سود و زیان‌های اندک در اثر انتخاب طرح‌های پژوهشی خاص به وجود می‌آیند.

تامارا و همکاران (۲۰۱۷) در پژوهشی با عنوان تأثیر فشار زمانی بر کیفیت سود: بررسی موارد تسریع شده (تحت فشار) " به بررسی ارتباط بین فشار زمانی وارد شده بر حسابرس و کیفیت سود پرداخته‌اند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که اعمال فشار زمانی بر حسابرسان می‌تواند تأثیر منفی بر کیفیت سود داشته باشد که فشار زمانی می‌تواند به عنوان یک معیار برای کیفیت حسابرسی پایین مطرح باشد. ماساهیرو و تومویاسو (۲۰۱۷) به بررسی عدم پیوستگی در توزیع سود در حدود صفر و تغییرات سود پس از اجرای قانون Jo-sox پرداختند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که عدم پیوستگی در توزیع سود در حدود صفر پس از اجرای این قانون به طور کامل از بین نرفته است اما کاهش اندکی داشته است. این امر نشان می‌دهد که مدیریت سود بیشتر در جهت دستکاری رو به پایین سود شایع‌تر است که پس از اجرای قانون Jo-sox سودهای اندکی، افزایش کمی داشته است.

حساس یگانه و مداحی (۱۳۸۸) مطالعه‌ای با عنوان اثربخشیِ فرآیند حسابرسی در کشف اشتباهات و تحریف‌های با اهمیت در صورت‌های مالی را انجام دادند. یافته‌های تحقیق حاکی از آن است که فرآیند حسابرسی در کشف اشتباهات و تحریف‌های با اهمیت در برآوردهای حسابداری و همچنین کشف اشتباهات و تحریف‌های با اهمیت ناشی از عدم رعایت قوانین و مقررات توسط واحد مورد رسیدگی اثربخش می‌باشد. همچنین، تفاوت معناداری بین مبالغ اشتباهات و تحریف‌های موجود در صورت‌های مالی و مبالغ کشف شده توسط حسابرس وجود دارد. آقایی و همکاران (۱۳۹۲)، مطالعه‌ای را با عنوان تجدید ارائه‌ی اجباری یا اختیاری صورت‌های مالی و تأثیر آن بر کیفیت سود قبل و بعد از تجدید ارائه را انجام دادند. آن‌ها در تحقیق خود به این نتیجه رسیدند که اصلاحات پیشنهادی حسابرس مستقل باعث می شود تا کیفیت اقلام تعهدی در زمان بعد از انجام حسابرسی افزایش یابد.

خواجویی و همکاران (۱۳۹۳) به انجام مطالعه‌ای با عنوان بررسی رابطه‌ی کیفیت سود و تعدیلات سنواتی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را انجام دادند. یافته‌های حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش حاکی از آن است که بین معیارهای کیفیت سود و میزان تعدیلات سنواتی رابطه‌ی منفی و معناداری وجود دارد. در پژوهشی بهارمقدم و

قائدی‌ها (۱۳۹۴) به بررسی رابطه بین اقلام تعهدی اختیاری و تغییر حسابرس در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که بین اقلام تعهدی اختیاری مثبت و تغییر حسابرس، رابطه‌ی معناداری وجود ندارد ولی بین اقلام تعهدی اختیاری منفی و تغییر حسابرس رابطه‌ی معناداری وجود دارد.

با توجه به مبانی نظری ارائه شده و پیشینه پژوهش، فرضیه‌های پژوهش به صورت زیر ارائه گردیده است:

فرضیه اول: تفاوت معناداری بین سود حسابرسی نشده و سود حسابرسی شده از لحاظ هموار بودن، وجود ندارد.

فرضیه دوم: تفاوت معناداری بین سود حسابرسی نشده و سود حسابرسی شده از لحاظ پایداری، وجود ندارد.

فرضیه سوم: اقلام تعهدی حسابرسی شده دارای کیفیت بالاتری نسبت به اقلام تعهدی حسابرسی نشده هستند.

فرضیه چهارم: میزان اقلام تعهدی که قبل از انجام حسابرسی مثبت و بعد از انجام حسابرسی تغییر علامت داده‌اند و تبدیل به اقلام تعهدی منفی شده‌اند، بیشتر از میزان اقلام تعهدی است که قبل از انجام حسابرسی منفی و بعد از انجام حسابرسی مثبت شده‌اند.

فرضیه پنجم: تفاوت معناداری، بین مبلغ اقلام تعهدی منفی در صورت‌های مالی حسابرسی شده و صورت‌های مالی حسابرسی نشده، وجود ندارد.

فرضیه ششم: مبلغ اقلام تعهدی مثبت در صورت‌های مالی حسابرسی شده نسبت به صورت های مالی حسابرسی نشده، کمتر می‌باشد.

فرضیه هفتم: بین میزان عدم پیوستگی در توزیع سود در حدود صفر در زمان قبل از انجام حسابرسی و بعد از انجام حسابرسی تفاوت معناداری وجود ندارد.

روش پژوهش

این تحقیق مبتنی بر اطلاعات واقعی مرتبط با صورت‌های مالی حسابرسی شده و حسابرسی نشده شرکت‌ها می‌باشد که بر اساس الزام استانداردهای حسابداری ایران، شرکت‌ها موظف به ارائه این اطلاعات به استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی می‌باشند. به منظور تجزیه و تحلیلِ داده‌های کمی و آزمون فرضیه‌های تحقیق از "آزمون t-test" استفاده شده است. به منظور انجام پژوهش، داده‌های کمی مورد نیاز از صورت‌های مالی حسابرسی شده و حسابرسی نشده شرکت‌ها و سایر گزارش‌های مالی آن‌ها (برگرفته از سایت کدال) استخراج شده است. داده‌ها پس از جمع‌آوری در صفحه گسترده اکسل، مرتب و طبقه‌بندی شده و در نهایت با استفاده از نرم‌افزارهای آماری (Eviews 9 و SPSS 18) مورد تجزیه و تحلیل گرفته‌اند.

نمونه آماری پژوهش

نمونه آماری شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران از سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۵ است و شرایط زیر را دارا می‌باشند:

۱. تاریخ پذیرش آن‌ها در بورس قبل از سال ۱۳۸۸ باشد و تا پایان سال ۱۳۹۵ نیز در فهرست بورس اوراق بهادار تهران باشند.

۲. در دوره مورد نظر تغییر فعالیت یا تغییر سال مالی نداده باشند.

۳. داده‌های مورد نظر این پژوهش برای آن‌ها در دسترس باشد.

۴. جزء بانک‌ها و مؤسسات مالی (شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه گران مالی، شرکت‌های هلدینگ و لیزینگ‌ها) نباشند.

۵. به منظور افزایش قابلیت مقایسه، سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفند ماه باشد.

پس اعمال محدودیت‌های فوق، تعداد ۱۶۵ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تا پایان سال ۱۳۹۵ به عنوان نمونه آماری انتخاب گردیده است.

متغیرهای اصلی تحقیق و نحوه سنجش آن‌ها

هموارسازی سود:

برای اندازه‌گیری هموارسازی سود در این پژوهش، از تغییر سالانه سودآوری طبق مدل دچو و همکاران (۲۰۱۰) استفاده شده است و تغییر سالانه در سودآوری در بازه زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۵ مورد بررسی قرار گرفته است. بدین منظور ابتدا نرخ سودآوری شرکت‌ها در زمان قبل از انجام حسابرسی و بعد از انجام حسابرسی به شرح زیر محاسبه شده است:

Pre_ROA_{it}= بازده دارایی‌ها قبل از انجام حسابرسی (Pre_E_{it}/Pre_TA_{it})

$Post_ROA_{it}$= بازده دارایی‌ها بعد از انجام حسابرسی $(Post_E_{it}/Post_TA_{it})$

که در آن:

Pre_E_{it}: سود حسابرسی نشده

$Post_E_{it}$: سود حسابرسی شده

Pre_TA_{it}: دارایی‌های حسابرسی نشده

$Post_TA_{it}$: دارایی‌های حسابرسی شده

بنابراین قدر مطلق تغییر در سودآوری قبل از انجام حسابرسی $(|\Delta Pre_ROA_{it}|)$با قدر مطلق تغییر در سودآوری بعد از انجام حسابرسی $(|\Delta Post_ROA_{it}|)$ برای هر سال- شرکت (۱۳۹۵-۱۳۸۹) با یکدیگر مقایسه شده‌اند.

علاوه بر این، طبق مدل دچو و همکاران (۲۰۱۰) این متغیرها بر اساس تغییر سالانه در جریان‌های نقدی ناشی از عملیات همگن شده‌اند که در آن:

Pre_CFO_{it}= جریان‌های نقدی ناشی از عملیات که بر اساس مجموع دارایی‌ها قبل از انجام حسابرسی همگن شده است (CFO_{it}/Pre_TA_{it})

$Post_CFO_{it}$= جریان‌های نقدی ناشی از عملیات که بر اساس مجموع دارایی‌ها بعد از انجام حسابرسی همگن شده است $(CFO_{it}/Post_TA_{it})$

بدین ترتیب متغیرهای مربوط به قبل از انجام حسابرسی |ΔPre_CFO|/ |ΔPre_ROA| با متغیرهای بعد از انجام حسابرسی |ΔPost_CFO|/| ΔPost_ROA| برای هر سال- شرکت (۱۳۸۹- ۱۳۹۵) با یکدیگر مقایسه شده‌اند

پایداری سود:

در این پژوهش، اندازه‌گیری پایداری سودِ حسابرسی شده و حسابرسی نشده بر اساس مدل فریمن (۱۹۸۲) انجام شده است:

رابطه (۱) $$\text{Pre-ROA}_{it+1} = a_0 + a_1 \text{Pre- ROA}_{it} + e_{PRE,it}$$

رابطه (۲) $$\text{Post-ROA}_{it+1} = b_0 + b_1 \text{Post-ROA}_{it} + e_{POST,it}$$

دو مدل بالا، در بازه زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۴ برای آن دسته از شرکت‌هایی که حداقل اطلاعات مربوط به ۵ سال- شرکت را دارا می‌با شند، به طور جداگانه برای قبل و بعد از انجام حسابرسی برای هر شرکت برآورد شده تا ضرایب تداوم α_1و b_1 برای هر شرکت به طور جداگانه بدست آید.

کیفیت اقلام تعهدی:

در این پژوهش، برای اندازه‌گیری کیفیت اقلام تعهدی از مدل دیچو و دیچاو [۲۴] (۲۰۰۲) برای دوره‌ی زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۴ به شرح زیر، استفاده شده است:

رابطه (۳)

$$\text{Pre-Accruals}_{it} = a_0 + a_1 \text{Pre-CFO}_{it-1} + a_2 \text{Pre-CFO}_{it} + a_3 \text{Pre-CFO}_{it+1} + u_{PRE,it}$$

رابطه (۴)

$$\text{Post-Accruals}_{it} = b_0 + b_1 \text{Post-CFO}_{it-1} + b_2 \text{Post- CFO}_{it} + b_3 \text{Post-CFO}_{it+1} + u_{POST,it}$$

که در آن:

$Pre\text{-}Accruals_{it}$: اقلام تعهدی قبل از انجام حسابرسی؛ که اقلام تعهدی برابر است با سود خالص منهای خالص جریان وجوه نقد عملیاتی شرکت.

$Post\text{-}Accruals_{it}$: اقلام تعهدی حسابرسی شده

$Pre\text{-}CFO_{it}$: جریان وجوه نقد عملیاتی قبل از انجام حسابرسی برای سال جاری

$Pre\text{-}CFO_{it+1}$: جریان وجوه نقد عملیاتی قبل از انجام حسابرسی برای سال بعد

$Pre\text{-}CFO_{it-1}$: جریان وجوه نقد عملیاتی قبل از انجام حسابرسی برای سال قبل

$Post\text{-}CFO_{it}$: جریان وجوه نقد عملیاتی حسابرسی شده برای سال جاری

$Post\text{-}CFO_{it+1}$: جریان وجوه نقد عملیاتی حسابرسی شده برای سال بعد

$Post\text{-}CFO_{it-1}$: جریان وجوه نقد عملیاتی حسابرسی شده برای سال قبل

$U_{PRE,\,it}$: خطای برآورد اقلام تعهدی قبل از انجام حسابرسی

$U_{POST,\,it}$: خطای برآورد اقلام تعهدی قبل از انجام حسابرسی

در دو مدل فوق، قدرمطلقِ باقیمانده‌های رگرسیون، نشانگرِ کیفیت اقلام تعهدی می‌باشند.

اقلام تعهدی علامت‌دار و قدر مطلق اقلام تعهدی

برای اندازه‌گیری اقلام تعهدی اختیاری (اقلام تعهدی علامت‌دار و قدر مطلق اقلام تعهدی) از مدل تعدیل شده جونز (۱۹۹۱) که تو سط دچو و همکاران (۱۹۹۵) ارائه شده، به شرح زیر استفاده شده است:

رابطه (۵)

$$\frac{TA_{it}}{A_{i(t-1)}} = a_0 + \alpha_1 \left(\frac{1}{A_{i(t-1)}}\right) + \alpha_2 \left(\frac{\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}}{A_{i(t-1)}}\right) + \alpha_3 \left(\frac{PPE_{it}}{A_{i(t-1)}}\right) + \varepsilon_{it}$$

که در آن:

TA_{it}: معرف مجموع اقلام تعهدی است که برابر است با خالص جریان وجوه نقد عملیاتی پس از کسر سود خالص.

$A_{i(t-1)}$: مجموع دارایی‌های شرکت در سال قبل،

ΔREV_{it}: تفاوت فروش سال جاری نسبت به سال قبل،

ΔREC_{it}: تغییر در خالص حساب‌های دریافتنی سال جاری نسبت به سال قبل؛

PPE_{it}: اموال، ماشین آلات و تجهیزات ناخالص و

ε_{it}: خطای برآورد و α_1، α_2 و α_3 پارامترهای خاص شرکت است.

پس از تخمین پارامترهای الگوی شماره (۵) و برآورد ضرایب α_1، α_2 و α_3 برای هر سال-صنعت، اقلام تعهدی غیراختیاری (NDA) برای سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۵ به شرح زیر محاسبه گردیده‌اند:

رابطه (۶)

$$NDA_{it} = a_0 + \alpha_1 \left(\frac{1}{A_{i(t-1)}}\right) + \alpha_2 \left(\frac{\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}}{Ai(t-1)}\right) + \alpha_3 \left(\frac{PPE_{it}}{A_{i(t-1)}}\right)$$

در مرحله آخر اقلام تعهدی اختیاری (DA_{it}) به شرح زیر محاسبه شده است:

رابطه (۷)

$$DA_{it} = \frac{TA_{it}}{A_{i(t-1)}} - NDA_{it}$$

روش آزمون فرضیه‌های پژوهش

برای آزمون فرضیه‌های این پژوهش از آزمون t-test استفاده شده است. در مواقعی که عاملی مشخص (در این پژوهش اصلاحات پیشنهادی حسابرس می‌باشد)، جامعه مورد نظر پژوهشگر را تحت تأثیر قرار می‌دهد و پژوهشگر قصد دارد که میانگین جامعه را در زمان قبل از اعمال این اثر و بعد از اعمال آن با یکدیگر مقایسه کند، بایستی از این آزمون استفاده شود.

آزمون فرضیه اول و دوم

برای آزمون فرضیه اول، از دو روش استفاده شده است. در حالت اول، قدر مطلق تغییر سالانه در سودآوری برای قبل و بعد از انجام حسابرسی و در حالت دوم، قدر مطلق تغییر سالانه در سودآوری (بر حسب تغییر سالانه در جریان وجوه نقد همگن شده است)، برای قبل و بعد از انجام حسابرسی، با یکدیگر مقایسه شده‌اند.

برای آزمون فرضیه دوم، بعد از اینکه مدل‌های رگرسیونی بیان شده (رابطه (۲) و (۳)) در سطح هر شرکت به طور جداگانه برای قبل از حسابرسی و بعد از حسابرسی برآورد شدند، ضرایب تداوم (a_1 و b_1) با یکدیگر مقایسه می‌شوند و اگر انتظار رود که سود حسابرسی شده نسبت به سود حسابرسی شده، پایداری بیشتری داشته باشد، بایستی $b_1>a_1$ باشد.

آزمون فرضیه سوم

در این فرضیه، باقیمانده‌های مدل ($u_{PRE,it}$,$u_{POST,it}$) نشان‌دهنده خطاهای برآورد در اقلام تعهدی قبل از حسابرسی و بعد از حسابرسی می‌باشد و هر چه مقدار آن‌ها بیشتر باشد بدین معنی است که کیفیت اقلام تعهدی پایین‌تر است. اگر اصلاحات پیشنهادی حسابرس باعث افزایش کیفیت اقلام تعهدی شود، انتظار می‌رود که اقلام تعهدی حسابرسی شده نسبت به اقلام تعهدی قبل از انجام حسابرسی دارای باقیمانده کوچک‌تر و نوسانات کمتری باشند:

$$| U_{POST,it} | < | U_{PRE,it} |$$

آزمون فرضیه‌های چهارم، پنجم و ششم

در فرضیه چهارم، پس از برآورد ضرایب مدل رگرسیونیِ (آلفا ۱، آلفا ۲ و آلفا ۳) جونز تعدیل شده برای هر سال- صنعت، می‌توان جز خطا را به عنوان معیار اندازه‌گیری اقلام تعهدی اختیاری، هم برای اقلام حسابرسی شده و هم حسابرسی نشده به کار برد. در این فرضیه، هم اقلام تعهدی مثبت و هم اقلام تعهدی منفی را درنظر گرفته شده‌اند و با مقایسه‌ی میانگین آن‌ها برای قبل و بعد از حسابرسی، نسبت به چگونگی تغییر علامت اقلام تعهدی بعد از انجام حسابرسی نتیجه‌گیری شده است.

در فرضیه پنجم، برای ایجاد تمایز بین این آزمون و آزمون تغییر علامت در فرضیه چهارم، بایستی نمونه مورد بررسی، به مشاهداتی محدود شود که در آن‌ها، خالص اقلام تعهدی قبل از انجام حسابرسی و بعد از انجام حسابرسی هر دو منفی باشند. بنابراین این فرضیه، تنها اقلام تعهدی منفی را در بر می‌گیرد.

در نهایت در فرضیه پنجم، نمونه مورد بررسی، به مشاهداتی محدود شده است که خالص اقلام تعهدی حسابرسی شده و حسابرسی نشده هر دو مثبت باشند. بنابراین این فرضیه، تنها اقلام تعهدی مثبت را در برمی‌گیرد.

آزمون فرضیه هفتم

برای آزمون این فرضیه، ابتدا کلیه شرکت‌هایی که نرخ بازده‌ی داراییشان (نسبت سود خالص به مجموع دارایی‌ها) در بازه‌ی ۰/۲ و ۰/۲- می‌باشد، مشخص شده و سپس میزان آن‌ها در دوره‌ی قبل از انجام حسابرسی و بعد از انجام حسابرسی با یکدیگر مقایسه شده‌اند.

تجزیه و تحلیل داده‌ها

آزمون فرضیه‌های پژوهش

به منظور آزمون فرضیه اول، از دو روش استفاده شده است. نتایج حاصل از روش اول (استفاده از قدر مطلق تغییرات نرخ بازده دارایی‌ها) در نگاره (۱) ارائه شده است. بر اساس این روش، با توجه به نتایج حاصل از آزمون آماری T و سطح معناداری بالاتر از ۵ درصد، بدین ترتیب در سطح اطمینان ۹۵٪، دلیلی برای رد فرضیه اول وجود ندارد.

نگاره (۱): آزمون t زوجی برای بررسی تفاوت میانگین سود حسابرسی شده و نشده از لحاظ هموار‌بودن سود (روش اول)

متغیر	نوع	میانگین	انحراف استاندارد	تفاوت‌های میانگین زوج	t	سطح معناداری
هموارسازی سود	حسابرسی نشده	۰/۰۶۵۲	۰/۰۹۹۱	-۰/۰۰۰۹۳	-۰/۳۶۲	۰/۷۱۷
	حسابرسی شده	۰/۰۶۶۱	۰/۰۸۶۲			

منبع: یافته‌های پژوهش

در روش دوم (استفاده از نسبت قدر مطلق تغییر سالانه‌ی نرخ بازده دارایی‌ها به نسبت قدر مطلق تغییر سالانه‌ی جریان وجوه نقد عملیاتی به دارایی‌ها) در نگاره (۲)؛ نیز با توجه به نتایج حاصل از آزمون آماری T در سطح اطمینان ۹۵٪، فرضیه اول نیز رد نمی‌شود. لذا نمی‌توان استدلال کرد که تفاوت معناداری بین سود حسابرسی شده و سود حسابرسی نشده از لحاظ هموار بودن وجود دارد.

نگاره (۲): آزمون t زوجی برای بررسی تفاوت میانگین سود حسابرسی شده و نشده از لحاظ هموار‌بودن سود (روش دوم)

متغیر	نوع	میانگین	انحراف استاندارد	تفاوت‌های میانگین زوج	t	سطح معناداری
هموارسازی سود	حسابرسی نشده	۳/۷۲۹۵	۱۹/۶۰۷۵	-۰/۷۰۱۱	-۰/۶۰۶	۰/۵۴۴
	حسابرسی شده	۴/۴۳۰۶	۲۷/۲۷۵۸			

منبع: یافته‌های پژوهش

بنابراین نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول در هر دو حالت، نشان داد که سود قبل از حسابرسی هموارتر از سود حسابرسی شده می‌باشد اما این تفاوت معنادار نیست. بنابراین می‌توان گفت که نتایج حاصل از دو روش برای آزمون فرضیه اول با یکدیگر همسو می‌باشند.

با توجه به نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم، در سطح اطمینان ۹۵٪، فرضیه مذکور رد نمی‌شود. به عبارت دیگر، تفاوت معناداری بین سود حسابرسی نشده و سود حسابرسی شده از لحاظ پایداری سود وجود ندارد. تفاوت میانگین دو جامعه برابر با ۰/۰۰۱۶۴ می‌با شد. انحراف معیار پایداری سودِ حسابرسی نشده و شده به ترتیب ۰/۵۱۴۶ و ۰/۵۵۶۶ است که مبین این موضوع است که نوسانات ضریب پایداری سود حسابرسی شده بیشتر از سود حسابرسی نشده است. نتایج حاصل از آزمون این فرضیه در نگاره (۳) آورده شده است.

نگاره (۳): آزمون t زوجی برای بررسی تفاوت تفاوت میانگین سود حسابرسی شده و نشده از لحاظ پایداری سود

متغیر	نوع	میانگین	انحراف استاندارد	تفاوت‌های میانگین زوج	t	سطح معناداری
پایداری سود	حسابرسی نشده	۰/۳۲۹۴	۰/۵۱۴۶	۰/۰۰۱۶۴	۰/۲۰۵	۰/۸۳۸
	حسابرسی شده	۰/۳۲۷۸	۰/۵۵۶۶			

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج به دست آمده در نگاره (۴)، فرضیه سومِ این پژوهش، در سطح اطمینان ۹۵٪ رد نمی شود. میانگین قدر مطلق خطای برآوردِ اقلام تعهدی حسابر سی نشده ۰/۱۱۰۹ می‌با شد که بعد حسابر سی ۰/۰۸۸۵ شده ا ست و تفاوت آن‌ها معنادار می‌با شد (p-value = 0/000)؛ بدین معنا که میانگین خطای برآورد اقلام تعهدی بعد از انجام حسابر سی کاهش یافته ا ست و به موازات آن، کیفیت اقلام تعهدی بعد از انجام حسابرسی بهبود یافته است. همچنین، انحراف

معیار خطای برآورد اقلام تعهدی حسابرسی نشده ۰/۱۱۸۹ هست که بعد حسابرسی ۰/۰۸۴۵ شده است. این نشان می‌دهد که اصلاحات انجام شده توسط حسابرسان، نوسانات خطای برآورد اقلام تعهدی بعد از انجام حسابرسی را کاهش داده است.

نگاره (۴): آزمون t زوجی برای بررسی تفاوت میانگین خطای برآوردِ اقلام تعهدی حسابرسی شده و نشده

متغیر	نوع	میانگین	انحراف استاندارد	تفاوت‌های میانگین زوج	t	سطح معناداری
خطای برآورد اقلام تعهدی	حسابرسی نشده	۰/۱۱۰۹	۰/۱۱۸۹	۰/۰۲۲۴	۵/۶۸۶	۰/۰۰۰
	حسابرسی شده	۰/۰۸۸۵	۰/۰۸۴۵			

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج به دست آمده از آزمون فرضیه چهارم در نگاره (۵)، این فرضیه در سطح اطمینان ۹۵٪، رد نمی‌شود. تفاوت میانگین اقلام تعهدی اختیاری (مثبت و منفی) قبل و بعد از حسابرسی برابر با ۰/۰۱۷۵ می‌باشد که نشان می‌دهد که میانگین اقلام تعهدی اختیاری بعد از انجام حسابرسی به شدت کاهش یافته است و تفاوت آن‌ها معنادار می‌باشد (p-value =0/015).

نگاره (۵): آزمون t زوجی برای بررسی تفاوت میانگین اقلام تعهدی علامت‌دار حسابرسی شده و نشده

متغیر	نوع	میانگین	انحراف استاندارد	تفاوت‌های میانگین زوج	t	سطح معناداری
اقلام تعهدی اختیاری	حسابرسی نشده	۰/۰۰۰۴۵	۰/۳۰۳۳	۰/۰۱۷۵	۲/۴۳۵	۰/۰۱۵
	حسابرسی شده	-۰/۰۱۷۱	۰/۳۱۲۵			

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از آزمون فرضیه پنجم در نگاره (۶) ارائه شده است، بر این اساس، با توجه به نتایج حاصل از آزمون آماری T در سطح اطمینان ۹۵٪، فرضیه پنجم رد نمی‌شود. همانطور که ملاحظه می‌شود، میانگین اقلام تعهدی اختیاریِ منفی قبل از انجام حسابرسی ۰/۱۴۳۷- و بعد از انجام حسابرسی ۰/۱۴۰۴- می‌باشد.

نگاره (۶): آزمون t زوجی برای بررسی تفاوت میانگین اقلام تعهدی منفیِ حسابرسی شده و نشده

متغیر	نوع	میانگین	انحراف استاندارد	تفاوت‌های میانگین زوج	t	سطح معناداری
اقلام تعهدی اختیاری منفی	حسابرسی نشده	-۰/۱۴۳۷	۰/۳۵۹۵	-۰/۰۰۳۳	-۰/۲۷۷	۰/۷۸۲
	حسابرسی شده	-۰/۱۴۰۴	۰/۴۰۳۶			

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج به دست آمده از آزمون فرضیه ششم در نگاره (۷) گویای این مطلب است که در سطح اطمینان ۹۵٪، دلیلی برای رد فرضیه وجود ندارد. میانگین اقلام تعهدی اختیاری مثبت قبل انجام حسابرسی ۰/۱۲۹۰ است که بعد حسابرسی به ۰/۰۹۲۹ کاهش یافته است و تفاوت این دو عدد نیز معنادار می‌باشد (p-value = 0/000). این امر نشان می‌دهد که تعدیلات حسابرسی باعث کاهش اقلام تعهدی اختیاری مثبت (افزاینده سود) به دلیل روحیه محافظه‌کارانه حسابرسان شده است.

نگاره (۷): آزمون t زوجی برای بررسی تفاوت میانگین اقلام تعهدی مثبتِ حسابرسی شده و نشده

متغیر	نوع	میانگین	انحراف استاندارد	تفاوت‌های میانگین زوج	t	سطح معناداری
اقلام تعهدی اختیاری مثبت	حسابرسی نشده	۰/۱۲۹۰	۰/۱۵۵۳	۰/۰۳۶۱	۴/۳۲۸	۰/۰۰۰
	حسابرسی شده	۰/۰۹۲۹	۰/۱۱۹۱			

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس اطلاعات به دست آمده از آزمون فرضیه هفتم در نگاره (۸)، این فرضیه در سطح اطمینان ۹۵٪، رد نمی شود. به عبارت دیگر، بین میزان عدم پیوستگی در توزیع سود در حدود صفر در زمان قبل از انجام حسابرسی و بعد از انجام حسابرسی تفاوت معناداری وجود ندارد.

نگاره (۸): آزمون t زوجی برای بررسی تفاوت میانگین سود و زیان‌های کوچک حسابرسی شده و نشده

متغیر	نوع	میانگین	انحراف استاندارد	تفاوت‌های میانگین زوج	t	سطح معناداری
سود و زیان‌های کوچک (عدم پیوستگی سود در اطراف صفر)	حسابرسی نشده	۰/۰۰۵۱۴	۰/۰۰۸۶	-۰/۰۰۰۸۴	-۰/۸۳۸	۰/۴۰۳
	حسابرسی شده	۰/۰۰۵۹۸	۰/۰۱۴۰			

منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری

هدف اصلی این پژوهش، بررسی تأثیر اصلاحات پیشنهادی حسابرس بر کیفیت سودِ شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. نتایج حاصل شده در این پژوهش نشان می‌دهد که میانگین قدرمطلق تغییر سالانه سودآوری بعد از انجام حسابرسی با افزایش جزئی همراه بوده است، اما تفاوت آن دو معنادار نمی‌باشد. این افزایش جزئی، مبین هموارتر بودن سود حسابرسی نشده نسبت به سود حسابرسی شده می‌باشد و از آنجایی که مدیران تمایل دارند تا سود خود را هموارتر از واقع نشان دهند، بنابراین با انجام اصلاحات توسط حسابرس، میزان هموار بودن سود کاهش جزئی داشته است. اما زمانی که میانگین قدرمطلق تغییر سالانه سودآوری بر حسب تغییر سالانه در جریان‌های نقدیِ ناشی از عملیات همگن می شود، میزان هموار بودن سودِ حسابرسی نشده نسبت به سود حسابرسی شده، در مقایسه با حالت قبل بیشتر می‌باشد، اما همچنان معنادار نمی‌باشد. زیرا همانطور که گفته شد، در نتیجه‌ی انجام رسیدگی‌ها و اصلاحات توسط حسابرسان، میزان قدرمطلق تغییر سالانه‌ی سودآوری بعد از انجام حسابرسی اندکی افزایش یافته است اما، قدر مطلق تغییر سالانه‌ی جریان‌های عملیاتی بعد از انجام حسابرسی کاهش چشمگیری داشته است؛ زیرا مدیران تمایل دارند که جریانات نقدی خود را بیش از واقع نشان دهند و حسابرسان این مورد را کشف و اصلاح می‌نمایند. به هر حال با توجه به سطح معناداری حاصل شده، نمی‌توان استدلال کرد که تفاوت معناداری بین سود حسابرسی شده و سود حسابرسی نشده از لحاظ هموار بودن وجود

دارد. این در حالی اســـت که لنوکس و همکاران (۲۰۱۵) در پژوهش خود در کشـــور چین دریافتند که اصلاحات پیشنهادی حسابرسان موجب هموارتر شدن سود خواهد شد.

همچنین میانگین ضرایبِ پایداری سود حسابرسی شده و حسابرسی نشده نشان می‌دهد که تفاوت معناداری بین سـود حسـابرسـی شـده و سـود حسـابرسـی نشـده از لحاظ پایداری وجود ندارد. این در حالی اســـت که لنوکس و همکاران (۲۰۱۵) در پژوهش خود در کشـــور چین دریافتند که اصـلاحات پیشـنهادی حسـابرسـان موجب پایدار شـدن سـود خواهد شـد. همچنین نتایج حاصـل از پژوهش کوین (۲۰۰۸) نشـان می‌دهد که پایداری سـودها بعد از حسـابرسـی افزایش خواهد یافت. همچنین نتایج پژوهش نشـان می‌دهد که اقلام تعهدی حسـابرسـی شـده دارای کیفیت بالاتری نسبت به اقلام تعهدی حسابرسی نشده، می‌باشند و اصلاحات پیشنهادی حســـابرس می‌تواند بر جز خطای مدل کیفیت اقلام تعهدی اثرگذار باشـــد و میانگین آن را کاهش دهد. بنابراین به نظر می‌رسـد که اصـلاحات پیشـنهادی حسـابرس، باعث بهبود کیفیت اقلام تعهدی شـود که مطابق با نتایج حاصـل شـده در پژوهش لنوکس و همکاران (۲۰۱۵) و آقایی و همکاران (۱۳۹۲) می‌باشد

یکی از موارد دیگری که در این پژوهش مورد آزمون قرار گرفت، این است که اصلاحات پیشنهادی حسابرس اثر منفی بیشتری بر اقلام تعهدی علامت‌دار نسبت به قدرمطلق اقلام تعهدی دارند که دلیل آن هم در سه فرضیه بیان شد. اول اینکه، تغییر علامت اقلام تعهدی از مثبت به منفی بیشتر از منفی به مثبت است؛ زیرا در انجام حسابرسی، اصلاحات کاهنده‌ی سود بسیار شایع‌تر از اصلاحات فزاینده سود می‌باشد و این امر ریشه در روحیه‌ی محافظه‌کارانه حسابرسان دارد. دوم اینکه، اصلاحات پیشنهادی حسابرس دارای اثر اندکی بر اقلام تعهدی منفی هستند. بدین ترتیب، در این پژوهش بین اقلام تعهدی منفی قبل از انجام حســـابرســـی و بعد از انجام حسـابرسـی تفاوت معناداری کشـف نشـد. و سـوم اینکه، این اصـلاحات، دارای اثر منفی قابل ملاحظه‌ای بر اقلام تعهدی مثبت می‌باشـند؛ زیرا حسـابرسـان تأثیر مثبتی زیادی بر اقلام تعهدی مثبت ندارد؛ در مقابل تأثیر منفی زیادی بر اقلام تعهدی مثبت دارند. حســـابرســـان در هنگام برخورد با مدیریت سود رو به بالا (نمایش سود بیشتر از واقع) به دلیل روحیه‌ی محافظه‌کارانه خود ترجیح می‌دهند که اقلام تعهدی مثبت را کاهش دهند و تأثیر چندانی بر اقلام تعهدی منفی ندارند، اما آنان در مواجهه با مدیریت سود رو به پایین (نمایش سود کمتر از واقع) معمولا

ترجیح می‌دهند که اقلام تعهدی منفی را کاهش دهند و تمایل چندانی به افزایش اقلام تعهدی مثبت دارند (کاهش اقلام تعهدی اختیاریِ مثبت شایع‌تر از افزایش آن می‌باشد). از آنجایی که شرکت‌های مورد آزمون در این پژوهش، تمایل بیشتری به بیش‌نمایی سود داشته‌اند، لذا اقلام تعهدی مثبت بعد از انجام حسابرسی به شدت کاهش یافته است اما اقلام تعهدی منفی، تغییر معناداری نداشته است. این نتایج مطابق با دستاوردهای پژوهش لنوکس و همکاران (۲۰۱۵) می‌باشد. همچنین، کینی و مارتین (۱۹۹۴) و ایستون و بیور (۲۰۰۵) در پژوهش خود استدلال کردند که در بیشتر مواقع اصلاحات پیشنهادی حسابرسان، موجب کاهش اقلام تعهدی و در نتیجه کاهش سود می‌شود.

در نهایت، نتایج پژوهش نشان داد که اصلاحات پیشنهادی حسابرس دارای اثر معناداری بر عدم پیوستگی در توزیع سود در حدود صفر (سود (زیان) اندک) نمی‌باشد و همچنین نتایج موید آن است که عدم پیوستگی در توزیع سود در حدود صفر، نمی‌تواند به عنوان یک شاخص برای مدیریت سود به شمار رود. در همین راستا، دورستچی و ایستون (۲۰۰۵)، بیور و همکاران (۲۰۰۷)، توماس و همکاران (۲۰۱۵) و لنوکس و همکاران (۲۰۱۵) در یافتند که وجود سود (زیان) اندک در شرکت‌ها، می‌تواند در اثر روش‌های مالیاتی نامتقارن یا انتخاب طرح‌های پژوهشی خاص به وجود آمده باشد و هیچ‌گونه ارتباطی با وقوع مدیریت سود در شرکت نداشته باشد. از سوی دیگر، ماساهیرو و تومویاسو (۲۰۱۷) دریافتند که اینگونه سود (زیان)های اندک پس از اجرای قانون Jo-sox، کاهش جزئی داشته است. با توجه به نتایج حاصل از این تحقیق و به منظور بهبود کیفیت سود شرکت‌ها و در نتیجه بهبود کیفیت حسابرسی و اطمینان بیشتر سهامداران نسبت به رعایت حقوق خود، به حسابرسان پیشنهاد می‌شود که ضرورت انجام اصلاحات لازم در طول حسابرسی پایان سال را بیش از پیش مورد توجه قرار دهند. همچنین، با توجه به نتایج حاصل از آزمون فرضیات چهارم، پنجم و ششم مبنی بر تأثیرگذاری بیشتر اصلاحات پیشنهادی حسابرسان بر اقلام تعهدی علامت‌دار نسبت به قدرمطلق اقلام تعهدی، لذا به مدیران شرکت‌ها توصیه می‌شود که به منظور بهبود کیفیت سودِ خود و انعکاس بهتر تأثیر اصلاحات پیشنهادی حسابرسان بر میزان اقلام تعهدی، به جای استفاده از قدرمطلق اقلام تعهدی از اقلام تعهدی مثبت و منفی استفاده نمایند.

منابع

آقایی، محمد علی؛ اعتمادی، حسین؛ رستمی، علی اصغر و زلقی، حسن. (۱۳۹۲). نقش حسابرسان مستقل در تجدید ارائه اجباری یا اختیاری صورت‌های مالی و تأثیر آن بر کیفیت سود قبل و بعد از تجدید ارائه. *دانش حسابرسی: ۱۳ (۵۰)*. ۱-۲۰.

بهارمقدم، مهدی و قائدی‌ها، حمیدرضا. (۱۳۹۴). بررسی رابطه بین اقلام تعهدی اختیاری و تغییر حسابرس. *دانش حسابداری*: ۶ (۲۰). ۱۰۵-۱۲۲.

حساس‌یگانه، یحیی و مداحی، آزاده. (۱۳۸۸). اثربخشی فرآیند حسابرسی در کشف اشتباهات و تحریف‌های بااهمیت در صورت‌های مالی. *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی: ۴*. ۷۶-۴۹.

خواجویی، شکرالله؛ قدیریان آرانی، محمدحسین و فتاحی نافچی، حسن. (۱۳۹۳). بررسی رابطه‌ی کیفیت سود و تعدیلات سنواتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی‌های حسابداری*: ۳. ۴۰-۱۹.

Aghayi, M. A. , Etemadi, H. , Rostami, A & Zolghi. H. (2013). Mandatory or optional restated financial statements and its impact on earnings quality before and after restatements. *Audit knowledge*: *13 (50)*. 1-20, (in Persian).

Bahar Moghadam, M & Ghuediha, H. (2015). Investigating the relationship between optional accruals and auditor's change. *Accounting Knowledge*: *20 (6)*. 105-122 (in Persian).

Bamber, E. M. , and L. S. Bamber. (2009). Discussion of Mandatory audit partner rotation, audit quality, and market perception: Evidence from Taiwan. *Contemporary Accounting Research*: *26 (2)*. 393-402.

Beaver, W. , McNichols, M & Nelson, K. (2007). An alternative interpretation of the discontinuity in earnings distributions. *Review of Accounting Studies: 12 (4*). 525–556.

Bhattacharya, U. , Daouk, H & Welker , M. (2003). The world price of earnings opacity. *The Accounting Review: 78 (3)* , 641–678.

Burgstahler, D & Dichev, I. (1997). Earnings management to avoid earnings decreases and losses, *Journal of Accounting and Economics: 24 (1)*. 99–126.

Dechow, P & Dichev, I. (2002). The quality of accruals and earnings: The role of estimation errors. *The Accounting Review (Supplement*): *77 (25)*. 35-59.

Dechow, P. , Ge, W & Schrand, C. (2010). Understanding earnings quality: A review of the proxies, their determinants and their consequences. *Journal of Accounting andEconomics: 50 (2-3)*. 344–401.

Dechow, P. , Richardson, S & Tuna, I. (2003). Why are earnings kinky? An examination of the earnings management explanation. *Review of Accounting Studies*: *8 (2-3).* 355–384.

Dechow, P. M.. , Sloan, R. G and Sweeney, A. P. (1995). Detecting earnings management. *The Accounting Review*: *70 (2).* 193-225.

DeFond, M. L & Francis, J. R. (2005). Audit research after Sarbanes-Oxley. Auditing. *A Journal of Practice and Theory*: *24 (s-1).* 5-30.

Degeorge, F. , Patel, J & Zeckhauser, R. (1999). Earnings management to exceed thresholds. *Journal of Business*: *72 (1).* 1-33.

Demski, J. (1998). Performance measure manipulation. *Contemporary Accounting Research: 15 (3).* 261-285.

Durtschi, C & Easton, P. (2005). Earnings management? The shapes of the frequency distributions of earnings metrics are not evidence ipso facto. *Journal of Accounting Research: 43 (4*). 557–592.

Frankel, R & Litov, L. (2009). Earnings persistence. *Journal of Accounting and Economics: 47 (1-2)* ,182-190.

Hand, J. (1989). Did firms undertake debt-equity swaps for an accounting paper profit or true financial gain?. *The Accounting Review, 64 (4).* 587-623.

Hasas Yegane, Y & Madahi, A. (2009). The effectiveness of the audit process in detecting material misstatements and errors in the financial statements, *Financial Accounting and Audit Research*: *4,* 49-76 (in Persian).

Johnson, V. , Khurana, I & Reynolds, J. K. (2002). Audit firm tenure and the quality of financial reports. *Contemporary Accounting Research, 19 (4).* 637–660.

Jones, Jennifer (1991). Earnings Management During Import Relief Investigation. *Journal of Accounting Research*: *29 (2).* 193-228.

Kevin, W. H. (2011). Changes in the Predictive Ability of Earnings around ,Earnings Restatements. *Review of Accounting and Finance*, *10 (2).* 155- 175.

Khajuyi, S. , Ghadiriyan, M & Fatahi, H. (2014). Investigating the relationship between earnings quality and age adjustments of companies accepted in Tehran Stock Exchange, *Accounting Reviews*: 3, 19-40 (in Persian).

Lennox, C. , Wu, X & Zhang, T. (2015). The effect of audit adjustments on earnings quality: Evidence from China. *Journal of Accounting and Economics*: *25 (2).* 165-182.

Leuz, C. , Nanda, D & Wysocki, P. (2003). Earnings management and investor protection: Aninternational comparison. *Journal of financial economics*: *35 (69).* 505-527.

Lustgarten, S & Shon, J. (2012). Do abnormal accruals affect the life expectancy of audit engagements?, *www. springer. com* .

Masahiro, E & Tomoyasu, Y. (2017). Discontinuities in earnings and earnings change distributions ofter J-sox implement tation: Empirical evidence from Japan. *Journal of Accounting and public policy*: *36, (6).* 82-98.

Palmrose, Z. V & Scholz, S. (2004). The Circumstances and Legal Consequences of non-GAAP Reporting: Evidence from Restatements. *Contemporary Accounting Research*: *21 (1)*. 139-180.

Sankar, M. R & Subramanyam, K. R. (2001). Reporting discretion and private information communication through earnings. *Journal of Accounting Research, 39 (2)* , 365–386.

Tamara, L. A. , Keith, L. J. , Joseph, F. B & Scott, D. S. (2017). Audit time pressure and earning quality: An examination of accelerated filings. *Accounting, Organizations and society*: *55 (8).* 50-66.

Thomas, A. , Frank, H & Jeffrey , P. (2015). Evidence that the zero-earnings discontinuity has disappeared. *Journal of Accounting and Economics: 6 (3).* 117-132.

Titmans, S & trueman. B. (1986). Infomation quality and the Valution of new issues *journal of Acconting and Acconomices*, (1986): *8 (2)*. 159-172.

Tucker, J & Zarowin, P. (2006). Does income smoothing improve earnings in form ativeness?. *The Accounting Review, 81 (1).* 251–270.

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال هشتم، شماره ۳۲، تابستان ۱۳۹۸، صص ۹۳ - ۱۲۰

بررسی عوامل مؤثر در استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی در واحدهای حسابرسی داخلی شرکت‌های ایرانی

مهری بختیاری *، کیومرث بیگلر **

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۷/۲۴

تاریخ پذیرش: ۹۶/۱۱/۰۳

چکیده

در این پژوهش به بررسی استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی در واحدهای حسابرسی داخلی شرکت‌های ایرانی پرداختیم. بر اساس پیمایش صورت گرفته از ۹۵ مشارکت‌کننده، مشخص شد که تقریباً ۵۰ درصد از مشارکت‌کنندگان (۴۷ نفر) به دنبال استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی در واحدهای حسابرسی داخلی تحت نظارتشان هستند. از طرفی حدود نیمی از مشارکت‌کنندگان تمایلی به استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی نداشته‌اند. دلیل اصلی این موضوع را می‌توان به‌اندازه کوچک واحد حسابرسی داخلی و محدودیت‌های ناشی از بودجه و سرپرستی کار ارتباط داد به‌طوری‌که شواهد نشان می‌دهد که واحدهای حسابرسی داخلی با اندازه بزرگ‌تر تمایل بیشتری برای جذب تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی دارند. همچنین شواهد نشان می‌دهد که مؤسسات حسابرسی همان‌گونه که انتظار می‌رفت، تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی را عموماً استخدام می‌کنند. مهم‌ترین دلایل مبنای تصمیم عدم استخدام مشارکت‌کنندگان در این پژوهش، فقدان تجربه تازه فارغ‌التحصیلان، شکاف میان نیازهای حرفه و آموزش‌های دانشگاهی، عدم آگاهی کافی تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی نسبت به مسائل قانونی، حرفه‌ای، صنعت و غیره عنوان گردید. در بررسی عوامل مؤثر در استخدام تازه فارغ‌التحصیلان مشخص گردید که عمده عوامل شناسایی‌شده (۳۹ عامل) در استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی مؤثر بودند به‌طوری‌که هر پنج فرضیه اصلی پژوهش تائید شدند یعنی عوامل فردی، تحصیلات دانشگاهی، تجارب پیشین، گواهی‌نامه‌ها و مدارک حرفه‌ای و آموزش‌های غیردانشگاهی در استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی از نظر مشارکت‌کنندگان در پژوهش مؤثر می‌باشند.

واژه‌های کلیدی: برنامه درسی حسابداری و حسابرسی، تصمیمات استخدام، تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی، حسابرسی داخلی

طبقه بندی موضوعی: M42، H83

DOI: 10.22051/jera.2018.17631.1817

* کارشناس ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد قزوین، قزوین، ایران، (نویسنده مسئول)، (m.bakhteyari84@yahoo.com)

** استادیار حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد قزوین، قزوین، ایران، (Kumars.biglar@gmail.com)

مقدمه

امروزه ارزش‌آفرین بودن حرفه حسابرسی داخلی امروز بر کسی پوشیده نیست. هم‌زمان با تأکید بر آئین‌نامه‌های راهبری شرکتی و به وجود آمدن سوء جریانات و اختلاس‌های مختلف، تأکید بر نظام کنترل‌های داخلی و به‌ویژه تشکیل واحدهای حسابرسی داخلی قوت گرفت به‌طوری که سازمان بورس و اوراق بهادار بر اساس دستورالعمل کنترل های داخلی از ۱۳۹۱/۰۲/۱۶، تشکیل واحد حسابرسی داخلی برای ناشران بورسی و فرابورسی الزامی نمود. لذا از ابتدای دهه ۱۳۹۰، حسابرسی داخلی به‌عنوان یکی از حرفه مستقل در کنار حرفه‌های نظیر حسابرسی مستقل، حسابداری، مالی و غیره، قد علم کرده و پذیرای افراد حرفه‌ای شده است. با عنایت به ساختار جمعیت ایران و تأکید بر اشتغال فارغ‌التحصیلان دانشگاهی در سال‌های اخیر، حرفه حسابرسی داخلی نیز می‌تواند در این حوزه نقش‌آفرینی نموده و پذیرای تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی باشد. لذا مطالعه حاضر به بررسی عوامل مؤثر در استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی در واحدهای حسابرسی داخلی شرکت‌های ایرانی از نگاه افراد حرفه‌ای و تصمیم‌گیر در امر استخدام، می‌پردازد. امید است با مشخص شدن این عوامل و نیازها و انتظارات حرفه حسابرسی داخلی از تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی، تلاش‌های لازم به‌منظور پوشش شکاف‌های موجود به عمل آید.

بیان مسئله

حسابرسی داخلی به‌عنوان یکی از مکانیسم‌های درون‌سازمانی اصلی حاکمیت شرکتی قلمداد می‌گردد. سال ۱۳۹۱ ازنقطه‌نظر اجرایی نمودن برخی از مکانیسم‌های حاکمیت شرکتی، سال درخشانی برای ایران (شرکت‌های ایرانی) تلقی می‌گردد. بر اساس مصوبه هیئت‌مدیره سازمان بورس در تاریخ ۱۳۹۱/۰۲/۱۶ و در راستای حمایت از حقوق سرمایه‌گذاران، پیشگیری از وقوع تخلفات ونیز ساماندهی و توسعه بازار شفاف و منصفانه اوراق بهادار دستورالعمل کنترل‌های داخلی جهت شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس و فرابورس ایران، به تصویب رسید. مفاد ماده ۱۰ فصل دوم دستورالعمل مزبور تشکیل کمیته حسابرسی زیر نظر کمیته حسابرسی شرکت را الزامی می‌دارد. ماده فوق دو جزء اصلی حاکمیت شرکتی برای شرکت‌های بورسی و فرابورسی الزامی می‌داند. اول: تشکیل کمیته‌های حسابرسی و دوم:

تشکیل واحد حسابرسی داخلی برای شرکت‌های مشمول می‌باشد. شایان‌ذکر است منشور کمیته حسابرسی و منشور فعالیت حسابرسی داخلی به‌عنوان دو سند مهم که چارچوب هرکدام از اجزاء فوق را روشن می سازد در تاریخ ۱۳۹۱/۱۱/۲۳ به تصویب هیئت‌مدیره سازمان بورس رسیده است. از سوی دیگر در ایران راستا، بر اساس مفاد اساسنامه مصوب مجمع عمومی انجمن حسابرسان داخلی مورخ ۱۳۹۱/۰۴/۰۴ و آیین‌نامه اجرایی آن انجمن حسابرسان داخلی ایران تشکیل شد. با این تفاسیر بر اساس الزامات و مصوبات یادشده، بستر ایجاد واحد حسابرسی داخلی برای شرکت‌های مشمول ایجاد گردیده است. با الزامی شدن استقرار واحد حسابرسی داخلی و فقر ادبیات و پژوهش‌های انجام‌گرفته داخلی در این خصوص، نواحی بکر پژوهش و آموزش در این حوزه به وجود آمده است که یکی از این حوزه‌های پژوهشی پرداختن به موضوع «استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاه در حرفه حسابرسی داخلی» است که در این خصوص همان‌گونه که در بخش پیشینه اشاره می‌شود، بینش و یا چارچوب خاصی ملاحظه نگردیده است.

اهمیت موضوع و ضرورت انجام پژوهش

همواره یکی از دغدغه‌های ملی کشور ما، شکاف میان صنعت (حرفه) و دانشگاه (نظری) عنوان می‌گردد و در همایش‌های مختلف داخلی این شکاف مطرح می‌گردد. نتایج پژوهش‌های متعدد داخلی و خارجی انجام‌شده در سنوات اخیر نشان می‌دهد که کارکرد سیستم آموزشی نظام آموزشی حسابداری متناسب با نیازهای بازارهای کسب‌وکار پیچیده امروزی نیست (صالحی و همکاران، ۱۳۹۳). به‌طورمعمول پژوهش‌ها و کتاب‌های رشته حسابداری بر رویکرد و الگوهایی تمرکز می‌کنند که ارتباط کمی با بازار کار حسابداران (شامل حرفه حسابرسی) دارند. برنامه‌های آموزشی رشته حسابداری نیز در بیشتر دانشگاه‌ها بر نظریه‌هایی تأکید می‌کند که جنبه‌های عملی برای دانشجویان ندارند. ساندر (۲۰۰۷) هم به این مورداشاره کرده است که برنامه‌های آموزشی حسابداری در بیشتر مراکز آموزشی و دانشگاهی بر آموزش بیشتر نظری حسابداری تأکید می‌کنند و بدین ترتیب نمی‌توانند دانش‌آموختگان حسابداری در بازار کار به‌طور کامل مفید باشند. بسیاری از حسابداران حرفه‌ای و استادان حسابداری اعتقاددارند که درس‌های ارائه‌شده برای دانشجویان حسابداری در بیشتر دانشگاه‌ها، متناسب با نیازهای حرفه نبوده و این نبود تناسب باعث می‌شود دانشجویان حسابداری و

حسابرسی بعد از پایان تحصیلات خود به هنگام ورود مستقیم به حرفه، با مشکل روبه‌رو شوند (اگبیوگو، ۲۰۱۴). فرای مشکلات مرتبط با استخدام دانشجویان حسابداری در بازار کار (حسابداری- حسابرسی-مالی-بازار سرمایه)، پس از الزام سازمان بورس و اوراق بهادار مبنی بر ضرورت استقرار حسابرسی داخلی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس و فرابورس ایران، همچنین ضرورت ارزیابی کنترل‌های داخلی که دربرگیرنده کنترل‌های داخلی شرکت‌های فرعی شرکت‌های مذکور نیز باشد (ماده ۱۵ دستورالعمل کنترل‌های داخلی)، بازار حرفه حسابرسی داخلی در ایران شروع به شکل‌گیری و رونق گرفته است. با عنایت به مفاد منشور نمونه حسابرسی داخلی انجمن حسابرسان داخلی[1] (IIA) که منشور نمونه سازمان بورس مصوب ۱۳۹۱/۱۱/۲۳ نیز مطابق آن تدوین‌یافته است، دامنه عملیات حسابرسی داخلی مطابق ماده ۲ آن که به‌منظور ارزش افزایی و بهبود عملیات سازمان طراحی شده است، طیف وسیعی از خدمات است که حسابرسی مالی، رعایت و عملیاتی را نیز در برمی‌گیرد. لذا به‌طور خلاصه اجرای حسابرسی جامع به‌عنوان وظایف حسابرسی داخلی در نظر گرفته‌شده است. بدیهی است اجرای حسابرسی جامع مستلزم تجهیز منابع انسانی واحد حسابرسی داخلی به مهارت‌های گوناگون می‌باشد. استاندارد ۱۲۰۰ حسابرسی داخلی مقرر می‌دارد خدمات حسابرسی داخلی باید با خبرگی و اعمال مراقبت حرفه‌ای انجام شود. همچنین استاندارد ۱۲۱۰ بیان می‌دارد که حسابرسی داخلی باید از دانش، مهارت‌ها و دیگر صلاحیت‌های لازم برای انجام مسئولیت‌های فردی، برخوردار باشد. در واحد حسابرسی داخلی باید مجموع دانش، مهارت‌ها و دیگر صلاحیت‌های لازم برای انجام وظایف، وجود داشته باشد یا کسب شود. لذا به نظر می‌رسد با توجه به تجربه جهانی (همان‌گونه که در بخش پیشینه مدنظر قرارگرفته) و دامنه عملیات و در رعایت استانداردهای حسابرسی داخلی، تجربه‌های مختلفی برای ورود به حرفه حسابرسی داخلی جهت اجرای اثربخش آن موردنیاز باشد. همچنین به‌استثنای برخی از دانشگاه‌های کشور که در دوره کارشناسی ارشد دروس یا سرفصل‌های خاصی مختص حسابرسی داخلی ارائه می‌نمایند، دوره‌های مدون و خاص و یا رشته دانشگاهی مختصی به حسابرسی داخلی در ایران وجود ندارد. آموزش‌های حرفه‌ای نیز در سال‌های اخیر توسط انجمن حسابرسان داخلی ایران و دیگر نهادهای آموزشی و حرفه‌ای در حال برگزاری و توسعه می‌باشد و قاعدتاً نارسایی‌های فراوانی پیرامون آن‌ها قابل‌تصور است که مستلزم پژوهش جداگانه است. با عنایت

به جدید بودن و نوزایی حرفه حسابرسی داخلی در ایران، انجام آموزش حسابرسی داخلی موردنیاز می باشد. از طرفی حرفه حسابرسی داخلی، فرصت شغلی جدیدی برای دانش‌آموختگان دانشگاهی (حسابداری- حسابرسی- مدیریت بازرگانی- مدیریت مالی- اقتصاد و...) به وجود آورده است. به دلیل عدم انجام پژوهش‌های داخلی پیرامون نیازهای حرفه حسابرسی داخلی از یک فارغ‌التحصیل دانشگاهی، شاید نیازهای آموزشی و آموزش‌های دانشگاهی نیز به‌خوبی توسعه‌نیافته و مستلزم شناسایی نیازهای حرفه به‌منظور تربیت نیروی انسانی موردنیاز حرفه باشد. شناسایی انتظارات و دیدگاه حرفه حسابرسی داخلی نسبت به استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی می‌تواند با ارائه بینش سازنده مسیرهای آموزش دانشگاهی و حرفه‌ای را اثربخش‌تر نماید. همچنین شناسایی و معرفی این دیدگاه‌ها می‌تواند به‌منظور آسیب‌شناسی آموزش‌های دانشگاهی مفید باشد. مضافاً معرفی دیدگاه‌ها می‌تواند برای فارغ‌التحصیلان سایر رشته‌های تحصیلی (به‌استثنای حسابداری و حسابرسی) در شناسایی مهارت‌های موردنیاز به‌منظور ورود به حرفه حسابرسی داخلی نیز سودمند باشد. با توجه به مطالب ارائه شده در بالا، پژوهش حاضر سعی دارد با بررسی عوامل مؤثر در استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی در واحدهای حسابرسی داخلی شرکت‌های ایرانی، به اهداف زیر نائل آید:

پیشینه پژوهش

بر اساس بررسی‌های به‌عمل‌آمده، پژوهش‌های داخلی مرتبط با این پژوهش یافت نگردیده است، لذا به‌اختصار اهم یافته‌های پژوهش‌های پیشین خارجی ارائه می‌گردد. به‌منظور ارائه منسجم از پیشینه، سوابق پژوهش‌های گذشته در دو بخش ارائه می‌گردد. بخش اول شامل پژوهش‌های انجام‌شده توسط انجمن حسابرسان داخلی و یا برنامه‌های آموزشی آن و در بخش دوم سایر پژوهش‌های ارائه می‌گردد.

الف- پژوهش‌های انجام‌شده توسط انجمن حسابرسان داخلی

مطالعات زیادی بر مهارت‌های موردنیاز جهت توفیق حسابرسان داخلی متمرکز بوده است. به‌عنوان نمونه بنیاد پژوهشی انجمن حسابرسان داخلی[۲] (IIARF) در سال ۲۰۱۰ گزارش جامعی پیرامون مهارت‌های موردنیاز حسابرسان داخلی در حرفه جهت موفقیت از نگاه و بینش

حسابرسان داخلی حرفه‌ای، ارائه نموده است (بیلی، ۲۰۱۰). گزارش مزبور حاصل پژوهش بین‌المللی (۲۰۱۰) تحت عنوان «پیکره عمومی دانش» یا همان CBOK[۳] بوده است که شامل ۱۳,۵۸۲پاسخ‌دهنده از ۱۰۷ کشور جهان صورت گرفته است. در گزارش مزبور معیارها و مهارت‌های موردنیاز پیرامون حوزه‌های ذیل مورد پیمایش قرارگرفته که نتایج آن شامل موارد ذیل است:

۱. مهارت‌های عمومی ۲. مهارت‌های رفتاری ۳. مهارت‌های فنی
۴. دانش ۵. ابزارها و تکنیک‌های حسابرسی ۶. استانداردهای حسابرسی داخلی
۷. برنامه‌های تضمین کیفیت و بهبود

در نتایج ارائه شده در گزارش مزبور، گزارش شده که مهارت‌های ارتباطی یکی از مهم‌ترین ویژگی‌های موردنیاز برای حسابرس داخلی می‌باشد. در گزارش مزبور همچنین نواحی دانش شامل: حسابرسی، استانداردهای حسابرسی داخلی، اخلاق حرفه‌ای و آگاهی از تقلب، نیز تعیین گردیده است (بیلی، ۲۰۱۰). در پژوهشی مشابه برنبی و هاس (۲۰۱۱) گزارش داد که روسای حسابرسی داخلی مهارت‌های از قبیل مهارت‌های ارتباطی، مهارت‌های تحلیلی، مهارت‌های نوشتاری، مرتفع نمودن تضاد و تعارض، شناسایی مسئله به‌منظور اجرای هر چه‌بهتر کار حسابرسی در استخدام حسابرس داخلی مدنظر قرار می‌دهند. بنیاد پژوهشی انجمن حسابرسان داخلی در پژوهش CBOK سال ۲۰۱۵، شامل ۱۴,۵۱۸ مشارکت‌کننده از ۱۶۶ کشور با ۲۳ زبان (۲۶ درصد روسای حسابرسی داخلی، ۱۳ درصد مدیران حسابرسی داخلی، ۱۷ سرپرستان حسابرسی داخلی و ۴۴ درصد کارکنان واحد حسابرسی داخلی) نیز صورت گرفت که نتایج آن طی ۳۱ گزارش جداگانه منتشر گردیده است. دریکی از گزارش‌های مزبور مهارت‌های موردنیاز که روسای حسابرسی داخلی در تأمین نیروی واحد حسابرسی داخلی خود مدنظر قرار می‌دهند به شرح نگاره (۱) گزارش گردید:

نگاره (۱): مهارت‌های موردنیاز جهت تأمین منابع انسانی واحد حسابرسی داخلی

مهارت	درصد	
	بخش مؤسسات مالی	بخش مؤسسات غیرمالی
تفکر تحلیلی و انتقادی	۶۶	۶۴
مهارت‌های ارتباطی	۵۲	۵۱
اطمینان بخشی نسبت به مدیریت ریسک	۴۸	۴۱

مهارت	درصد	
	بخش مؤسسات مالی	بخش مؤسسات غیرمالی
دانش نسبت به صنعت	۴۵	۳۳
مهارت عمومی فن‌آوری اطلاعات	۴۳	۳
حسابداری	۳۶	۴۵
داده‌کاوی و روش‌های تحلیلی	۳۲	۳۱
مالی	۳۰	۲۱
مسائل تجاری	۲۶	۲۷
حسابرسی تقلب	۲۱	۲۳
مهارت‌های امنیت و سایبر	۱۶	۱۳
بازرسی تقلب	۱۳	۱۵
مهارت‌های حقوقی و قانونی	۱۰	۱۲
کنترل کیفیت (ایزو، شش سیگما و...)	۴	۸
سایر	۳	۴

همچنین مهارت‌ها و رشته تحصیلی پاسخ‌دهندگان به شرح نگاره (۲) در COBK,2015 گزارش‌شده است:

نگاره (۲): رشته‌های تحصیلی افراد شاغل در واحدهای حسابرسی داخلی سراسر جهان

رشته تحصیلی	درصد	
	CBOK 2006	CBOK 2015
حسابداری	۵۸	۵۷
حسابرسی (داخلی)	۱۳	۴۳
مالی	۲۵	۱۳
مدیریت بازرگانی	۲۸	۳۵
حسابرسی (مستقل)	۱۹	۲۳
اقتصاد	۲۱	۲۲
علوم کامپیوتر و فن‌آوری اطلاعات	۱۲	۱۳
حقوق	۷	۱۰
ریاضیات / آمار	۶	۷
مهندسی	۴	۶
سایر	۸	۵
علوم انسانی	۴	۴
سایر علوم و مهارت‌های فنی	۳	۲

شایان‌ذکر است پیمایش‌های CBOK انجام‌شده توسط بنیاد پژوهشی انجمن حسابرسان داخلی (IIARF) طی دوره‌های مختلف (۲۰۰۶، ۲۰۱۰، ۲۰۱۵) نشان می‌دهد که:

- افراد با دانش‌های مختلف جذب واحدهای حسابرسی داخلی می‌شود.
- جذب افراد با تحصیلات غیر حسابداری طی سال‌های گذشته در واحدهای حسابرسی داخلی افزایش‌یافته است.
- مهارت‌های مختلف موردنیاز حسابرسان داخلی امروزی توصیف گردید.
- مهارت‌های موردنیاز جهت استخدام بر اساس نظرات روسای واحدهای حسابرسی داخلی توصیف گردید.
- گزیده‌ای از اطلاعات جمعیت شناختی واحدهای حسابرسی داخلی در سراسر جهان ارائه گردید.
- حدود بیش از نیمی از واحدهای حسابرسی داخلی شرکت‌ها، منابع انسانی خود را از سازمان‌های دیگر استخدام می‌کنند.
- حدود ۵۰ در صد از واحدهای حسابرسی داخلی شرکت‌ها، طی ۵ سال آتی منابع انسانی بیشتری را جذب خواهد کرد.
- حسابرسان داخلی جوان‌تری جذب حرفه خواهند شد.
- مشارکت‌کنندگان با مدرک کارشناسی ارشد، افزایش‌یافته است.
- واحدهای حسابرسی داخلی شرکت‌ها از طریق هم سپاری و یا برون‌سپاری به دنبال جذب مهارت‌های موردنیاز خود خواهند بود.

همچنین برنامه آموزشی مشارکتی حسابرسی داخلی[۴] (IAEP) جهانی انجمن حسابرسان داخلی (IIA) دارای چارچوب عملیاتی و الزامات برنامه‌ای می‌باشد. این برنامه مسیری است شامل واحدهای درسی، تجربه و دوره‌های آموزشی برای کسانی که قصد ورود به حرفه حسابرسی داخلی دارند را مشخص می‌کند که عبور از این مسیر به معنای داشتن تجربه‌آموزشی است. سرفصل آموزشی دوره مزبور شامل موارد ذیل می‌باشد:

پانل اول: مهارت‌های اصلی آموزشی دانشجویان

۱. اصول حسابرسی داخلی
۲. اخلاق حرفه‌ای و راهبری سازمان
۳. تقلب و بازرسی تقلب
۴. حسابرسی فن‌آوری اطلاعات
۵. مهارت‌های ارتباطی تجاری برای حسابرسان داخلی

پانل دوم: فعالیت‌های تجربی دانشجویان

۱. کارآموزی یا دوره معادل آن

۲. تعامل با دانشکده (درصورتی‌که دارای حسابرس داخلی خبره باشند)

پانل سوم: مدارک حرفه‌ای دانشجویان

۱. آمادگی جهت آزمون حسابرس داخلی خبره

۲. دریافت گواهی‌های حرفه‌ای یا معادل آن‌ها

مدل جهانی انجمن حسابرسان داخلی نشان می‌دهد که دوره‌هایی به شرح بالا به‌عنوان محورهای اصلی برای ورود به حرفه حسابرسی داخلی معرفی گردیده است. برنامه آموزشی مشارکتی حسابرسی داخلی (IAEP) همچنین بر دارا بودن بیش از یک گواهی دانشگاهی برای عضویت به‌عنوان «حسابرس داخلی خبره» تأکید نموده است و همچنین بر کارآموزی دانشجویان در حسابرسی داخلی یا دوره‌ای مشابه نیز تأکید نموده است. بااین‌وجود پژوهش‌های دانشگاهی معدود و کمی پیرامون توصیه‌های انجمن حسابرسان داخلی (IIA) جهت ورود دانشجویان به حرفه حسابرسی داخلی انجام‌شده است.

ب - سایر پژوهش‌ها

سیول و سارکیس (۲۰۰۵) مدل چندگانه در انتخاب حسابرسان و روش شناسی آن را تبیین نمودند. هرچند آن‌ها روش شناسی مزبور را روشن ساختند اما بینش‌هایی پیرامون مهارت‌های خاص موردنظر جهت انتخاب و به‌کارگیری حسابرسان داخلی ارائه ننمودند. هرچند سیول و سارکیس (۲۰۱۱) با استفاده از چارچوب انجمن حسابرسان داخلی (۱۹۹۹) مهارت‌های موردنیاز را به میزان ۱۱ مهارت معرفی کردند. شایان‌ذکر است چارچوب سال ۱۹۹۹ انجمن حسابرسان داخلی ۵۶ مهارت را برای حسابرسان داخلی معرفی نموده بود. سیول و سارکیس (۲۰۱۱) عمدتاً بر مهارت‌های ارتباطی حسابرسان داخلی تأکید کرده بودند. ادبیات مرتبط با رویه‌های اجرایی استخدام حسابرسان داخلی نیز محدود به نظر می‌رسد. مهم‌ترین پژوهش مرتبط با این حوزه عبارت است از پژوهش الکفجی و همکاران (۲۰۱۰). الکفجی و همکاران (۲۰۱۰) گزارش دادند که استخدام و به‌کارگیری مستقیم از دانشگاه رویه‌ای است که کمتر توسط سازمان‌ها استفاده می‌گردد. آن‌ها نتیجه‌گیری کرده بودند که سازمان‌ها به دنبال نیروهای باتجربه هستند چراکه آن‌ها مهارت و امکانات لازم به‌منظور آموزش کارکنان در اختیار ندارند.

دیکینز و رایش (۲۰۰۹) نیز به نتیجه مشابه با آن‌ها رسیده بودند. وایتهاوس (۲۰۱۱) گزارش داده بود که بیش از نیمی از سازمان‌ها از نیروهای دیگر سازمان‌ها (جابه‌جایی بین سازمانی) در استخدام حسابرسان داخلی استفاده می‌کنند. ایشان نتیجه‌گیری نمود که دانش حسابرسی داخلی از سازمانی به سازمان دیگر در جریان می‌باشد. کلون و گراملینک (۲۰۱۲) وضعیت استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی در حرفه حسابرسی داخلی را موردبررسی قراردادند. نتایج پیمایش آن‌ها نشان داد که حدود ۵۸ در صد از ۲۷۳ پاسخ‌دهنده (مشارکت‌کننده در پژوهش ایشان) تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی را استخدام یا برنامه استخدام آن‌ها در واحد حسابرسی داخلی رادارند. مهم‌ترین پارامترها و مبانی تصمیم این گروه از پاسخ‌دهندگان شامل واحدهای درسی گذرانده شده توسط فارغ‌التحصیل، تجربه کارآموزی، پتانسیل‌های مرتبط با مهارت‌های ارتباطی و رهبری، اخذ مدرک حسابداری و داشتن معدل بالا، گزارش‌شده است. ۴۲ درصد از مشارکت‌کنندگان در پژوهش بیان نمودند که آن‌ها تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی را در واحد حسابرسی داخلی استخدام نخواهند کرد. دلیل اصلی آن‌ها از این تصمیم، تأکید بر داشتن تجارب پیشین متقاضیان عنوان گردیده است.

پرسش‌های پژوهش

در این پژوهش با عنایت به آنکه به دنبال توصیف دیدگاه‌های افراد حرفه‌ای نسبت به استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی در واحدهای حسابرسی داخلی شرکت‌های ایرانی می‌باشد. مسئله پژوهش که در قالب پرسش‌های ذیل ارائه می‌گردد و در ادامه به کمک داده‌های گردآوری شده، آزمون می‌گردد. با توجه به نوع پژوهش که از دو بخش تشکیل شده است، در صورتی‌که مشارکت‌کننده قصد استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی را نداشته باشد، به کمک پرسش باز مهم‌ترین دلایل مربوطه مورد واکای قرارگرفته و نتایج آن به‌صورت توصیفی ارائه خواهد شد.

لذا پرسش اول پژوهش عبارت است از:

آیا تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی را در واحد حسابرسی داخلی تحت نظارت خود استخدام خواهید کرد؟ درصورتی‌که پاسخ منفی است اهم دلایل مرتبط با آن کدام‌اند؟

در صورتی که پاسخ مشارکت‌کنندگان به پرسش اول مثبت باشد یعنی قصد استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی را داشته باشند، پرسش دوم به‌صورت ذیل ارائه خواهد شد:

عوامل مؤثر در استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی در واحدهای حسابرسی داخلی شرکت‌های ایرانی کدام‌اند؟ یا ویژگی‌های مهمی که در استخدام تازه فارغ‌التحصیل دانشگاهی در حرفه حسابرسی داخلی در شرکت‌های ایرانی، مدنظر قرار می‌گیرد، کدام‌اند؟

فرضیه‌های پژوهش

به‌منظور پاسخ به سؤال اول پژوهش، ابتدا به‌صورت آماری (درصد) وضعیت استخدام یا عدم استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی از دیدگاه مشارکت‌کنندگان بررسی می شود و سپس پاسخ‌های مشارکت‌کنندگان که به‌صورت متن می‌باشد، کدگذاری گردیده و در قالب گزارش دسته‌بندی‌شده، مهم‌ترین عوامل مؤثر بر عدم استخدام و به‌عنوان یافته‌های گزارش پژوهش، افشا خواهد شد. شایان‌ذکر است این بخش از پژوهش به دلیل آن‌که به دنبال کشف عوامل مرتبط با عدم استخدام می‌باشد، یافته‌ها به‌صورت توصیفی خواهد بود و پژوهش به دنبال آزمون فرضیه نیست. به‌منظور پاسخ دادن به پرسش دوم پژوهش، با اتکا بر ادبیات پژوهش، ۳۹ عامل مؤثر بر استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی استخراج گردید. عوامل مزبور در قالب طبقه‌هایی با عنوان «ویژگی‌های فردی»، «تحصیلات دانشگاهی»، «آموزش‌های خارج از دانشگاه»، «تجارب قبلی» و «گواهینامه‌ها و مدارک حرفه‌ای» طبقه‌بندی گردید. لذا در بخش دوم مشارکت‌کنندگان اهمیت هرکدام از ۳۹ عامل مزبور را تعیین و همچنین با پاسخ باز به پرسش ۴۰ام سایر عوامل را نیز مشخص می‌نمایند. لذا برای بررسی پاسخ پرسش دوم پژوهش که همان عوامل مؤثر در استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی است، فرضیه‌هایی به شرح ذیل تدوین گردیده است:

- فرضیه اول: «ویژگی‌های فردی» تازه فارغ‌التحصیل دانشگاهی جهت استخدام وی در واحد حسابرسی داخلی شرکت‌های ایرانی، مؤثر می‌باشد.
- فرضیه دوم: «تحصیلات دانشگاهی» تازه فارغ‌التحصیل دانشگاهی جهت استخدام وی در واحد حسابرسی داخلی شرکت‌های ایرانی، مؤثر می‌باشد.

- فرضیه سوم: «آموزش‌های خارج از دانشگاه» تازه فارغ‌التحصیل دانشگاهی جهت استخدام وی در واحد حسابرسی داخلی شرکت‌های ایرانی، مؤثر می‌باشد.
- فرضیه چهارم: «تجارب قبلی» تازه فارغ‌التحصیل دانشگاهی جهت استخدام وی در واحد حسابرسی داخلی شرکت‌های ایرانی، مؤثر می‌باشد.
- فرضیه پنجم: «گواهینامه‌ها و مدارک حرفه‌ای» تازه فارغ‌التحصیل دانشگاهی جهت استخدام وی در واحد حسابرسی داخلی شرکت‌های ایرانی، مؤثر می‌باشد.

شایان‌ذکر است با عنایت به آنکه یکی از سؤالات مندرج در پرسشنامه به‌صورت بازطراحی گردیده است، از مشارکت‌کنندگان خواسته شده است که سایر عوامل مؤثر در استخدام تازه فارغ‌التحصیلان را عنوان نماید (پرسش ۴۰ام).

روش پژوهش

با عنایت به آنکه این پژوهش به دنبال بررسی عوامل مؤثر در استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی در حرفه حسابرسی داخلی می‌باشد، لذا ازنظر نوع پژوهش، به‌عنوان پژوهش کاربردی تلقی می‌گردد چراکه یکی از اهداف اصلی پوشش شکاف میان نیازهای حرفه‌ای و آموزش‌های دانشگاهی و حرفه‌ای است. با عنایت به آن‌که در نظر است از طریق پیمایش دیدگاه افراد حرفه‌ای در استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی در حرفه حسابرسی داخلی گردآوری و مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گیرد، لذا این پژوهش از حیث روش پژوهش به‌عنوان پژوهش‌های توصیفی تلقی می‌گردد.

جامعه و نمونه آماری

قلمرو مکانی پژوهش در ایران و شامل شرکت‌های ایرانی (شامل شرکت‌های بورسی و فرابورسی و وابسته و تابعه آن‌ها و سایر شرکت‌ها) را در برمی‌گیرد. قلمرو زمانی پژوهش سال ۱۳۹۶ می‌باشد. با عنایت به آنکه بخشی از خدمات حسابرسی داخلی در قالب خدمات برون‌سپاری توسط مؤسسات عضو جامعه حسابداران رسمی ایران به جامعه ارائه می‌گردد، بخشی از مشارکت‌کنندگان پژوهش شرکا، مدیران و سرپرستان آن مؤسسات می‌باشد که در خصوص استخدام و تأمین منابع انسانی موسسه خود جهت ارائه خدمات حسابرسی داخلی

اتخاذ تصمیم می‌نمایند. همچنین بخش اصلی مشارکت‌کنندگان (جامعه آماری پژوهش) این پژوهش، شامل مدیران واحد حسابرسی داخلی و اعضای کمیته حسابرسی شرکت‌های ایرانی می‌باشند که در استخدام و تجهیز منابع انسانی واحد حسابرسی داخلی تحت نظارت خود اتخاذ تصمیم می‌نمایند. به دلیل آنکه مدیرعامل و مدیران ارشد اجرایی جز لاینفک تصمیم‌گیری در خصوص تأمین منابع انسانی واحدهای حسابرسی داخلی شرکت تحت نظارتشان هستند و مدیران عامل قراردادهای همکاری را امضا و بودجه آن را تأمین می‌نمایند، لذا مدیران عامل و مدیران ارشد اجرایی شرکت‌های ایرانی که دارای واحد حسابرسی داخلی فعال هستند نیز به‌عنوان جامعه موردپژوهش، در این پژوهش مدنظر قرارگرفته‌اند. در این پژوهش به دلیل نبود آمارهای رسمی و دقیق در خصوص جمعیت جامعه توصیف‌شده مذکور، جامعه آماری نامشخص در نظر گرفته خواهد شد لذا برای تعیین حجم نمونه از فرمول حجم نمونه در جوامع نامحدود و به شرح معادله ذیل استفاده خواهد شد:

$$n = \frac{t^2 pq}{d^2}$$

که در فرمول فوق: n بیانگر اندازه نمونه، Z=t ۱/۹۶ = Z (مقدار متغیر استانداردشده در واحد متناظر با سطح اطمینان) در سطح احتمال ۹۵٪، p = q = ٪۵۰ (p نسبت موفقیت و q نسبت شکست فرضیه می‌باشد)؛ و d = ٪۱۰ خطای برآوردی نمونه می‌باشد. با جایگذاری در فرمول جوامع نامحدود، به شرح ذیل:

$$n = \frac{(1/96)^2 \times 0/50 \times 0/50}{(0/10)^2} = \frac{0/9604}{0/01} = 96/04 \sim 96$$

تعداد نمونه آماری با مفروضات فوق، حدود ۹۶ مشارکت‌کننده برآورد می‌گردد.

گردآوری اطلاعات و ابزار آن

پژوهش حاضر از نوع پیمایشی (Survey) است و جمع‌آوری اطلاعات آن از طریق پرسش‌نامه کتبی انجام‌شده است. پرسش‌نامه پژوهش بر حول اهداف پژوهش طراحی گردیده و دارای بخش‌های مختلفی می‌باشد. ابتدا پیش‌نویس اولیه پرسشنامه به کمک ادبیات پژوهش و پژوهش کلون و گراملینگ (۲۰۱۲) استخراج گردید. سپس پیش‌نویس مزبور در اختیار چند تن از مدیران حسابرسی داخلی شرکت‌های بورسی قرارگرفته شد و پس از اخذ نظرات

اصلاحی ایشان، پیش‌نویس مزبور نهایی گردید. در ادامه به‌منظور حصول اطمینان از کامل بودن و صحت پرسش‌نامه از پرسشنامه کلون و گراملینگ (۲۰۱۲) نیز استفاده شد. سپس اصلاحات نهایی و با توجه به شرایط ایران به عمل آمد و پرسش‌نامه نهایی تدوین گردید. عمدتاً از طریق ایمیل و شبکه‌های اجتماعی پرسشنامه برای مشارکت‌کنندگان هدف ارسال و بر اساس پیگیری‌های بعدی به‌عمل‌آمده، نهایتاً تعداد پرسش‌نامه‌های تکمیل‌شده قابل‌استفاده واصله به ۹۵ عدد بالغ گردید. برای درجه‌بندی پاسخ‌ها، از طیف پنج گزینه‌ای لیکرت استفاده گردیده است که پاسخ‌دهنده میزان موافقت خود را با هریک از عبارات در یک مقیاس درجه‌بندی‌شده (کاملاً موافقم، موافقم، نظری ندارم، مخالفم، کاملاً مخالفم) از نمره یک تا پنج، ارائه نموده است.

نگاره (۳): ضرایب آلفای کرونباخ

متغیر	تعداد سؤالات	آلفای کرونباخ
ویژگی‌های فردی	۷	۰/۸۴۰
تحصیلات و آموزش‌های دانشگاهی	۱۷	۰/۸۷۶
آموزش‌های خارج از دانشگاه	۴	۰/۸۲۴
تجارب قبلی	۶	۰/۷۹۱
گواهینامه‌ها و مدارک حرفه‌ای	۵	۰/۷۹۰
جمع	۳۹	

همان‌گونه که در بالا تشریح شد برای روایی ابزار پژوهش با استفاده اخذ نظرات چند تن از مدیران حسابرسی داخلی شرکت‌های بورسی و دریافت نمونه پرسش‌نامه مقاله کلون و گراملینگ (۲۰۱۲) و بومی سازی آن بر اساس شرایط کشور ایران صورت گرفت. برای تعیین پایایی پرسش‌نامه نیز از آزمون آلفا کرونباخ استفاده شده است که نتایج آن به شرح نگاره (۳) ارائه گردیده است. همان‌گونه که در نگاره ۳ ملاحظه می‌گردد به دلیل آنکه ضرایب به‌دست‌آمده بیش از ۰/۷۰ است، پایایی پرسشنامه مناسب است.

آمار توصیفی

تعداد پاسخ های واصله از مشارکت‌کنندگان پژوهش، ۹۵ پاسخ بود. ۳ نفر از مشارکت‌کنندگان زن و ۹۲ نفر آن مرد تشکیل می‌دهد. شایان‌ذکر است آمار افشاشده در

سامانه کدال با عنوان «مشخصات کمیته و واحد حسابرسی داخلی» نیز نشان می‌دهد که عمده مدیران حسابرسی داخلی شرکت‌های بورسی نیز آقایان تشکیل می‌دهند. رشته تحصیلی مشارکت‌کنندگان شامل ۷۶ نفر (۸۰ درصد) حسابداری، ۱۱ نفر مدیریت و مدیریت مالی (حدود ۱۱ درصد)، ۵ نفر حسابرسی و ۲ نفر مهندسی، می‌باشد. مقطع تحصیلی مشارکت‌کنندگان شامل کارشناسی ارشد ۵۸ نفر (۶۱ درصد)، کارشناسی ۱۶ نفر (۱۷ درصد)، دانشجوی دکتری ۱۵ نفر (۱۶ درصد)، دکتری ۴ نفر و ۲ نفر دکتری کسب‌وکار (DBA) است. آمار توصیفی مرتبط با پاسخ‌های واصله و سایر متغیرهای پژوهش هم‌زمان با ارائه آمار استنباطی و آزمون فرضیات پژوهش، ارائه می‌گردند.

یافته‌های پژوهش

الف-نتایج مرتبط با وضعیت استخدام یا عدم استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی

به‌منظور پاسخ به پرسش اول پژوهش، ابتدا وضعیت تصمیمات استخدام/عدم استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی به شرح نگاره (۴) ارائه می‌گردد: به‌منظور تحلیل بیشتر پاسخ‌های واصله، صورت ریز پاسخ‌های واصله به تفکیک جایگاه سازمانی پاسخ‌دهنده ارائه می‌گردد.

نگاره (۴): پاسخ‌های واصله در خصوص استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی به تفکیک جایگاه سازمانی مشارکت‌کننده

جایگاه سازمانی	بلی	خیر	جمع
مدیر حسابرسی داخلی شرکت	۱۰	۲۲	۳۲
سرپرست گروه (حسابرس ارشد) حسابرسی داخلی شرکت	۵	۹	۱۴
شریک موسسه حسابرسی (عهده‌دار برون‌سپاری)	۱۲	۲	۱۴
مدیر یا سرپرست موسسه حسابرسی (عهده‌دار برون‌سپاری)	۶	۷	۱۳
عضو مستقل کمیته حسابرسی شرکت	۵	۳	۸
مدیرعامل (قائم‌مقام مدیرعامل یا مدیر ارشد اجرایی) شرکت	۴	۱	۵
رئیس کمیته حسابرسی (عضو غیرموظف هیئت‌مدیره) شرکت	۱	۱	۲
(عنوان سازمانی توسط مشارکت‌کننده تکمیل‌نشده است)	۱	۲	۳
کارشناس حسابرسی داخلی	۱	۱	۲
رئیس اداره حسابرسی داخلی	۱		۱
کارشناس ارشد حسابرسی داخلی شرکت	۱		۱
جمع کل	**۴۷**	**۴۸**	**۹۵**

همان‌گونه که از جدول فوق ملاحظه می‌گردد، مدیران حسابرسی داخلی شرکت‌ها و سرپرستان گروه حسابرسی داخلی شرکت عمدتاً تمایلی به استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی ندارند. از میان گروه‌های پاسخ‌دهنده، مدیران عامل و ارشد اجرایی و شرکای مؤسسات حسابرسی عضو جامعه حسابداران رسمی ایران، بالاترین تمایل به استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی دارند. مدیران عامل و مدیران ارشد اجرایی به دلیل نگرش جوان‌گرایی و تربیت نیروهای جوان و بهره‌گیری از شیوه‌های جانشین پروری احتمالاً متمایل به استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی می‌باشند. در خصوص تمایل شرکای مؤسسات حسابرسی، قابل‌ذکر است که سالانه مؤسسات حسابرسی عضو جامعه حسابداران رسمی شمار قابل‌توجه ای از تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی را جهت تأمین نیروی انسانی موردنیاز خود جذب می‌نمایند. با عنایت به چرخش بالای کارکنان در مؤسسات حسابرسی، استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی، در مؤسسات حسابرسی متداول است. شایان‌ذکر است سایر گروه‌های پاسخ‌دهنده سایر گروه‌ها پاسخ برابری را به استخدام یا عدم استخدام فارغ‌التحصیلان داشته‌اند.

ب- مبانی تصمیم مشارکت‌کنندگان در خصوص عدم استخدام تازه فارغ‌التحصیلان

با عنایت به آنکه ۴۹ درصد (۴۷ پاسخ‌دهنده) تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی را بدون توجه به محدودیت‌های بودجه‌ای و غیره را طی ۱۲ ماه آتی را استخدام می‌نمایند و ۵۱ درصد (۴۸ پاسخ‌دهنده) عدم استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی را بدون در نظر گرفتن محدودیت‌های ناشی از بودجه و... را انتخاب کرده بودند، در این بخش با عنایت به پاسخ‌های باز واصله، اهم نتایج تشریح خواهد شد. پاسخ‌های واصله به‌صورت متن تایپ‌شده (نوشتاری) دریافت گردیده است. شایان‌ذکر است که پاسخ‌های باز واصله ۲۷ پاسخ بوده است بدین معنا که ۲۷ نفر از ۴۸ نفر مشارکت‌کنندگانی که تمایلی به استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی نداشته‌اند مبانی تصمیم خود را نیز تشریح نموده‌اند. کلیه پاسخ‌های واصله ابتدا به‌صورت متن یکپارچه گردآوری و با استفاده از کدگذاری (الصاق برچسب های مفهومی) مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گرفت که اهم مقوله‌ها و مفاهیم استخراجی از پاسخ‌های مشارکت‌کنندگان مبنی بر دلایل عدم استخدام شامل: ۱- تجربه ناکافی تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی، ۲- عدم تسلط بر قوانین و مقررات، ۳- عدم تسلط بر نرم‌افزارهای حسابداری، مالی و سایر نرم‌افزارها،

۴- فقدان تجربه کافی در حوزه حسابرسی مستقل، ۵- حساسیت موضوعات قابل حسابرسی، ۶- محدود بودن نفرات قابل استخدام در واحد حسابرسی داخلی، ۷-شکاف اساسی میان آموزش‌های دانشگاهی و نیازهای حرفه‌ای، ۸-محدود بودن واحدهای درسی دانشگاهی در حوزه حسابرسی داخلی، ۹- پایین بودن صلاحیت‌های حرفه‌های تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی، ۱۰-پایین بودن مهارت‌های ارتباطی (شفاهی و کتبی) و ۱۱-آشنا نبودن به فرایندها و مسائل شرکت‌ها، بوده است.

ج- آزمون فرضیه‌های پژوهش

در این بخش ۳۹ عامل استخراجی از ادبیات، پژوهش‌های پیشین و نظرات چند تن از مدیران حسابرسی داخلی شرکت‌های بورسی که در ۵ طبقه (۵ فرضیه اصلی پژوهش) طبقه‌بندی گردیده بودند، مورد آزمون قرار گرفتند که آمار توصیفی و نتایج مرتبط با آزمون معناداری آن‌ها به کمک آزمون t- استیودنت به شرح جدول ذیل ارائه‌شده است. لذا برای آزمون معناداری هر ویژگی موردبررسی، آزمون مقایسه با عدد ثابت میانگین (عدد ۳) مدنظر قرارگرفته است. اگر مقدار معناداری کوچک‌تر از ۵ درصد باشد، فرضیه H_0 (برابر بودن میانگین با عدد ۳) رد و فرضیه مقابل آن یعنی ادعای محقق یا فرضیه H_1 (مخالف بودن میانگین با عدد ۳) تائید می‌گردد. از طرفی درصورتی‌که فرضیه H_1 تائید گردد درحالی‌که میانگین بزرگ‌تر از عدد ۳ باشد بدین معنا است که ویژگی موردبررسی در تصمیمات استخدام تازه فارغ‌التحصیلان مؤثر بوده است. نتایج نشان می‌دهد که کلیه عوامل معنادار و دارای میانگین بزرگ‌تر از عدد ۳ بوده‌اند. نتایج آزمون به شرح نگاره (۵) است.

نگاره (۵). آزمون مؤثر بودن عوامل ۳۹ گانه در تصمیمات استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی

شماره سؤال	طبقه	ویژگی مورد بررسی	تعداد	میانگین	انحراف معیار	آماره t	درجه آزادی	مقدار معناداری	توضیحات
۱	ویژگی‌های فردی	ویژگی‌های اخلاقی	۸۰	۴/۶۳	۰/۷۹	۱۸/۵۱	۷۹	۰/۰۰۰	***
۲		کنجکاو بودن متقاضی	۸۱	۴/۴۶	۰/۸	۱۶/۵۷	۸۰	۰/۰۰۰	***
۳		دارا بودن ذهن پرسشگر	۸۱	۴/۶۸	۰/۷۱	۲۱/۴۷	۸۰	۰/۰۰۰	***
۴		انگیزه	۸۰	۴/۳۸	۰/۸۴	۱۴/۷۸	۷۹	۰/۰۰۰	***

شماره سؤال	طبقه	ویژگی مورد بررسی	تعداد	میانگین	انحراف معیار	آماره t	درجه آزادی	مقدار معناداری	توضیحات
۵		مهارت‌های برقراری ارتباط	۸۱	۴/۴۵	۰/۸۱	۱۶/۱۳	۸۰	۰/۰۰۰	***
۶		ویژگی‌های ظاهری	۸۰	۴/۰۵	۰/۸۹	۱۰/۶۲	۷۹	۰/۰۰۰	***
۷		داشتن تفکر انتقادی	۸۱	۴/۰۹	۱/۰۱	۹/۷۶	۸۰	۰/۰۰۰	***
۸	تحصیلات دانشگاهی	گذراندن حداقل واحدهای درسی در حوزه حسابرسی داخلی	۸۱	۳/۹۸	۰/۹۸	۹/۰۱	۸۰	۰/۰۰۰	***
۹		انجام پروژه و پژوهش‌های علمی (پایان‌نامه یا تدوین مقاله) در حوزه حسابرسی داخلی	۸۱	۳/۱۱	۰/۹۷	۱/۰۴	۸۰	۰/۳۰۱۵	غیر معنادار
۱۰		حوزه تخصصی حسابرسی داخلی استاد راهنمای متقاضی	۸۱	۲/۸۳	۱/۱۶	-۱/۳۵	۸۰	۰/۱۸۰۸	غیر معنادار
۱۱		مجموع نمرات یا معدل کل فارغ‌التحصیل	۸۱	۳/۳۶	۰/۹۷	۳/۳۴	۸۰	۰/۰۰۱	***
۱۲		معدل نمرات در دروس حسابداری	۸۱	۳/۵۶	۰/۹	۵/۶	۸۰	۰/۰۰۰	***
۱۳		معدل نمرات در دروس حسابرسی	۸۰	۲/۹	۰/۹۳	-۰/۹۷	۷۹	۰/۳۳۵۰	غیر معنادار
۱۴		معدل نمرات در دروس غیر حسابداری و غیر حسابرسی (مدیریت، اقتصاد و...)	۸۱	۳/۴۴	۰/۹۱	۴/۲۹	۸۰	۰/۰۰۰	***
۱۵		معدل دوره کارشناسی بدون در نظر گرفتن معدل و نمرات دوره کارشناسی ارشد	۸۱	۳/۸۱	۰/۹۲	۷/۹۱	۸۰	۰/۰۰۰	***
۱۶		کیفیت دانشگاه دوره کارشناسی نسبت به کیفیت دانشگاه دوره کارشناسی ارشد و بالاتر	۸۰	۳/۱۴	۰/۸۷	۱/۴۲	۷۹	۰/۱۵۹۵	غیر معنادار
۱۷		اعتبار دانشگاه محل تحصیل	۸۱	۳/۹۱	۰/۹۲	۸/۸۵	۸۰	۰/۰۰۰	***
۱۸		نوع رشته دانشگاهی (حسابداری، حسابرسی، مدیریت و...)	۸۱	۴/۰۵	۰/۹۱	۱۰/۴۲	۸۰	۰/۰۰۰	***
۱۹		سطح تحصیلات (کارشناسی، کارشناسی ارشد و...)	۸۰	۳/۵۲	۰/۹۳	۴/۹۵	۷۹	۰/۰۰۰	***

شماره سؤال	طبقه	ویژگی مورد بررسی	تعداد	میانگین	انحراف معیار	آماره t	درجه آزادی	مقدار معناداری	توضیحات
۲۰	آموزش‌های خارج از دانشگاه	تعداد واحدهای درسی گذرانیده در حوزه حسابرسی فن‌آوری اطلاعات	۸۰	۳/۷۷	۰/۹۲	۷/۴۴	۷۹	۰/۰۰۰	***
۲۱		واحدهای درسی گذرانده در حوزه آیین رفتار حرفه‌ای و حاکمیت شرکتی	۸۱	۳/۷۳	۰/۹۴	۷/۰۱	۸۰	۰/۰۰۰	***
۲۲		شرکت در کارگاه‌های آموزش مهارت‌های حسابرسی داخلی	۸۰	۳/۵۲	۱/۰۶	۴/۳۵	۷۹	۰/۰۰۰	***
۲۳		تعداد دوره‌ها یا دروس گذرانده شده در حوزه ارتباطات	۸۱	۳/۵۵	۰/۹۹	۴/۹۵	۸۰	۰/۰۰۰	***
۲۴		شرکت در کنگره‌ها و سمینارهای حسابرسی داخلی	۸۱	۴/۰۲	۰/۹۲	۹/۹۶	۸۰	۰/۰۰۰	***
۲۵		درک از اهداف حسابرسی داخلی	۷۹	۳/۸	۱/۰۲	۶/۹۷	۷۸	۰/۰۰۰	***
۲۶		درک و تمییز میان حسابرسی داخلی و مستقل	۸۱	۳/۵۲	۰/۹۴	۴/۹۹	۸۰	۰/۰۰۰	***
۲۷		تعداد دوره‌ها یا دروس گذرانده شده در حوزه حسابرسی تقلب و فساد	۸۱	۳/۵۷	۰/۹	۵/۷۲	۸۰	۰/۰۰۰	***
۲۸		حضور در دوره‌های آموزش مذاکره	۸۱	۳/۵۹	۰/۹۴	۵/۶	۸۰	۰/۰۰۰	***
۲۹	تجارب قبلی	میزان تجربه (کارآموزی) در حوزه حسابداری و خدمات مالی	۸۱	۳/۶۷	۰/۹۸	۶/۱۶	۸۰	۰/۰۰۰	***
۳۰		میزان تجربه (کارآموزی) در مؤسسات عضو جامعه حسابداران رسمی ایران	۸۱	۳/۹۳	۰/۹۵	۸/۸۲	۸۰	۰/۰۰۰	***
۳۱		میزان تجربه (کارآموزی) حسابرسی داخلی در شرکت‌های مختلف	۷۹	۳/۷۶	۰/۹۱	۷/۴۳	۷۸	۰/۰۰۰	***
۳۲		میزان تجربه (کارآموزی) غیر حسابرسی داخلی (همانند مدیریت و...)	۸۰	۲/۹	۰/۹۳	-۰/۹۷	۷۹	۰/۳۳۵۰	غیر معنادار

شماره سؤال	طبقه	ویژگی مورد بررسی	تعداد	میانگین	انحراف معیار	آماره t	درجه آزادی	مقدار معناداری	توضیحات
۳۳		میزان سایر تجارب کاری که بیانگر مهارت‌های ارتباطی شفاهی و کتبی است.	۸۱	۳/۶۷	۰/۹۵	۶/۳۳	۸۰	۰/۰۰۰	***
۳۴		مهارت در حوزه سیستم‌های اطلاعاتی و نرم‌افزارها	۸۰	۴/۱۵	۰/۸۳	۱۲/۴۲	۷۹	۰/۰۰۰	***
۳۵	گواهینامه و مدارک حرفه‌ای	میزان تسلط به زبان انگلیسی (مکالمه، ترجمه)	۸۱	۳/۸۶	۰/۹۶	۸/۰۷	۸۰	۰/۰۰۰	***
۳۶		تحصیل در رشته‌های غیر حسابرسی و غیر حسابداری	۸۰	۳/۳۲	۱/۲۴	۲/۲۶	۷۹	۰/۰۲۷	**
۳۷		عضویت در انجمن‌های حرفه‌ای	۸۱	۳/۱۷	۱/۰۷	۱/۳۶	۸۰	۰/۱۷۷۷	غیر معنادار
۳۸		مهارت در نرم‌افزارها به‌ویژه نرم‌افزارهای بسته office	۸۱	۴/۱۸	۰/۷۴	۱۴/۳۱	۸۰	۰/۰۰۰	***
۳۹		داشتن برنامه جهت اخذ مدارک حرفه‌ای (حسابدار رسمی و...)	۸۱	۳/۹۶	۰/۹۱	۹/۴۴	۸۰	۰/۰۰۰	***

*** در سطح خطای ۱ درصد معنادار می‌باشد.

** در سطح خطای ۵ درصد معنادار می‌باشد.

توضیح مهم: به‌منظور تشویق مشارکت‌کنندگان به تکمیل پرسش‌نامه، پاسخ به کلیه پرسش‌ها به‌صورت اختیاری بوده است؛ بنابراین مشارکت‌کنندگانی که حتی تصمیم به استخدام تازه فارغ‌التحصیلان را نداشته‌اند (به استخدام پاسخ خیر داده‌اند) اما بخش دوم پژوهش (۴۰ پرسش) را نیز تکمیل کرده‌اند. به همین دلیل است تعداد پاسخ‌های واصله پیرامون ۳۹ عامل مزبور حدود ۸۰ مورد است درحالی‌که تعداد کسانی که قصد استخدام داشته‌اند، ۴۷ نفر بوده‌اند.

با عنایت به توضیحات بالا، همان‌گونه که از جدول فوق‌الذکر ملاحظه می‌گردد، عمده عوامل تعیین‌شده و مورد پیمایش قرارگرفته، ازنظر مشارکت‌کنندگان پژوهش در استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی در واحدهای حسابرسی داخلی شرکت‌های ایرانی مؤثر می‌باشند و صرفاً عوامل معدودی (۶ عامل) به شرح ذیل ازنظر آماری در استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی مؤثر نبوده‌اند:

- عامل شماره ۹: انجام پروژه و پژوهش‌های علمی (پایان‌نامه یا تدوین مقاله) در حوزه حسابرسی داخلی
- عامل شماره ۱۰: حوزه تخصصی حسابرسی داخلی استاد راهنمای متقاضی
- عامل شماره ۱۳: معدل نمرات در دروس حسابرسی
- عامل شماره ۱۶: کیفیت دانشگاه دوره کارشناسی نسبت به کیفیت دانشگاه دوره کارشناسی ارشد و بالاتر
- عامل شماره ۳۲: میزان تجربه (کارآموزی) غیر حسابرسی داخلی (همانند مدیریت و...)
- عامل شماره ۳۷: عضویت در انجمن‌های حرفه‌ای

یکی از دلایل احتمالی در خصوص رد عامل شماره ۹ فوق، اهمیت مشارکت دهندگان (استخدام‌کنندگان تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی) پژوهش به کیفیت تجربه تا تدوین مطالب نظری در حوزه حسابرسی داخلی در قالب انتشار مقاله و پایان‌نامه می‌باشد. شایان‌ذکر است میانگین نمرات محاسبه شده به میزان ۳/۱۱ می‌باشد که نشان می‌دهد میانگین پاسخ‌های واصله در خصوص انجام پژوهش و پروژه پژوهش‌های علمی (پایان‌نامه یا مقاله) رو به بالا و بااهمیت بوده است، لیکن ازنظر آمار این عامل در استخدام در کل، مؤثر نبوده است. همچنین به دلیل اهمیت اساسی که استخدام‌کنندگان تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی به میزان و کیفیت تجربه ارائه می‌دهند، لذا از نگاه آن‌ها، حوزه تخصصی استاد راهنمای فرد متقاضی عامل مهمی در استخدام ایشان تلقی نمی‌گردد چراکه به نظر می‌رسد آن‌ها به مسائل نظری وزن کمتری در تصمیمات استخدام خود داده‌اند. لذا علی‌رغم اینکه میانگین پاسخ‌های واصله ۲/۸۳ می‌باشد لیکن ازنظر آماری این عامل نیز به‌عنوان عامل تأثیرگذار انتخاب‌نشده است. با استدلال مشابه با

استدلالات قبلی، مشارکت‌کنندگان، حسابرسی را حرفه‌ای عملی و عمل‌گرا تلقی می‌نمایند تا نظری، لذا عامل شماره ۱۳ نیز مؤثر شناسایی نگردیده است هرچند که میانگین پاسخ‌های واصله ۲/۹۰ بوده است. نکته قابل‌توجه در مورد عامل شماره ۱۶ آن است که ازنظر مشارکت‌کنندگان در پژوهش، «کیفیت دانشگاه محل تحصیل دوره کارشناسی در مقایسه باکیفیت دانشگاه محل تحصیل دوره کارشناسی ارشد» بااهمیت بوده است به‌طوری‌که میانگین پاسخ های واصله به میزان ۳/۱۴ بوده است اما ازنظر آماری، معنادار نبوده است. مشارکت‌کنندگان در پژوهش عامل شماره ۳۲ را مؤثر تلقی ننموده‌اند به‌طوری‌که میانگین پاسخ‌های واصله در این خصوص ۲/۹۰ بوده و ازنظر آمار معنادار نبوده است. به نظر می‌رسد مشارکت‌کنندگان پژوهش کارآموزی (تجربه اندک) متقاضیان در حوزه غیر حسابرسی و حسابداری را جهت اجرای مؤثر حسابرسی داخلی بااهمیت تلقی ننموده‌اند. شایان‌ذکر است میانگین پاسخ‌های واصله در خصوص اهمیت عضویت (دارا بودن مدارک حرفه) در انجمن‌های حرفه‌ای (عامل شماره ۳۷) ازنظر مشارکت‌کنندگان علی‌رغم دارا بودن نمره میانگین قابل‌قبول (۳/۱۶) لیکن ازنظر آماری معنادار نبوده است.

با عنایت به آنکه دسته از ویژگی‌ها و عوامل مزبور به‌عنوان یک طبقه (از قبیل ویژگی‌های فردی و...) در فرضیه‌ها مدنظر قرارگرفته است، لذا به‌منظور نتیجه‌گیری نهایی و آزمون فرضیه‌ها، میانگین کلیه عوامل مندرج در هر طبقه به‌صورت یکجا مورد آزمون قرارگرفته و نتایج آن به شرح نگاره (۶) است:

نگاره (۶): نتایج آزمون فرضیات پژوهش

شماره	فرضیه	تعداد عامل	تعداد	میانگین	انحراف معیار	آماره t	درجه آزادی	مقدار معناداری
۱	ویژگی‌های فردی	۷	۵۶۴	۴/۳۹	۰/۸۶	۳۸/۳۶	۵۶۳	۰/۰۰۰
۲	تحصیلات دانشگاهی	۱۷	۱,۳۷۲	۳/۵۸	۱/۰۱	۲۱/۲۴	۱,۳۷۱	۰/۰۰۰
۳	آموزش‌های خارج از دانشگاه	۴	۳۲۲	۳/۴۴	۰/۹۶	۸/۱۷	۳۲۱	۰/۰۰۰
۴	تجارب قبلی	۶	۴۸۲	۳/۶۸	۱/۰۰	۱۴/۹۵	۴۸۱	۰/۰۰۰
۵	گواهینامه‌ها و مدارک حرفه‌ای	۵	۴۰۴	۳/۶۹	۱/۰۶	۱۳/۰۷	۴۰۳	۰/۰۰۰
	جمع (میانگین کل)	۳۹	۳,۱۴۴	۳/۷۴	۱/۰۳	۴۰/۱۷	۳,۱۴۳	۰/۰۰۰

در نگاره (۶)، آمار توصیفی (میانگین، تعداد، انحراف معیار) مجموع پاسخ به سؤالات هر طبقه نیز ارائه گردیده است. آزمون Tدر مورد کلیه فرضیات با توجه به بزرگ بودن آماره t (نزدیک به صفر بودن سطح معناداری) نشان‌دهنده رد فرضیه H_0 (مساوی بودن میانگین با عدد ۳) و تائید فرضیه مقابل (ادعای پژوهش) مبنی بر مؤثر بودن عوامل ۵ گانه مزبور (ویژگی‌های فردی، تحصیلات دانشگاهی و...) در تصمیم به استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی، است.

ه- سایر عوامل مؤثر در استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی

با عنایت به آنکه پرسش شماره ۴۰ پژوهش به‌صورت بازطراحی گردیده بود، تحلیل پاسخ‌های باز مشارکت‌کنندگان نشان‌دهنده عوامل بیشتری مازاد بر ۳۹ عامل موردبررسی می‌باشد که نتایج آن به شرح ذیل ارائه می‌گردد. شایان‌ذکر است صرفاً ۲۲ نفر از مشارکت‌کنندگان در پاسخ به پرسش باز مزبور، برخی از عوامل را برشمرده‌اند که خلاصه مقوله‌های استخراجی از پاسخ‌های آنان شامل: ۱-رعایت آیین رفتار حرفه‌ای (رازداری، درستکاری، استقلال و بی‌طرفی)، ۲-اعتقاد به گزاره ارزش افزایی و اجتناب از سیاسی‌کاری، ۳-میزان حقوق و مزایای درخواستی متقاضی و به‌نوعی زیاده‌طلبی برخی از متقاضیان و ۴- محیط و فرهنگ‌سازمانی در خصوص استخدام تازه فارغ‌التحصیلان، بوده است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتیجه پژوهش بیانگر آن بود که حدود ۵۰ درصد مشارکت‌کنندگان (۴۷ نفر از ۹۵ نفر) تمایل به استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی دارند. از طرفی عمده ۳۹ عامل شناسایی‌شده به‌عنوان عوامل مؤثر در استخدام ازنظر آمار معنادار بودند. همچنین ۴۸ (حدود ۵۰ در صد) نفر از مشارکت‌کنندگان تمایلی به استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی نداشتند. عمده دلایل مرتبط با عدم استخدام ناشی از کمبود تجربه و عدم آگاهی نسبت به مسائل حرفه‌ای و عملی توسط آنان برجسته گردیده بود. بررسی‌ها نشان می‌دهد که یکی از دلایل مرتبط با عدم استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی مرتبط با محدودیت‌های بودجه و اندازه واحد حسابرسی داخلی است به‌طوری‌که واحدهایی که قصد برنامه‌ریزی جهت استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی دارند، به‌طور محسوسی بزرگ‌تر از واحدهای حسابرسی داخلی هستند که قصد استخدام تازه فارغ‌التحصیلان را ندارند، هستند. میانگین تعداد کارکنان

واحدهای حسابرسی داخلی که قصد استخدام تازه فارغ‌التحصیلان را داشته‌اند ۱۰ نفر و سایر واحدهای حسابرسی داخلی ۴/۹۴ نفر بوده است. این موضوع نشان می‌دهد که واحدهای حسابرسی داخلی بزرگ به دلیل در اختیار داشتن منابع انسانی کافی توانایی ارائه آموزش و سرپرستی کافی به تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی، تمایل به استخدام را خواهند داشت درحالی‌که در واحدهای حسابرسی داخلی کوچک‌تر چنین امکانی کمتر وجود دارد این یافته‌ها با یافته‌های کلون و گراملینگ (۲۰۱۲) مطابقت می‌نماید به‌طوری‌که یافته‌های آنان نشان می‌دهد که میانگین واحدهای حسابرسی داخلی که تازه فارغ‌التحصیلان را استخدام می‌نمایند ۱۵/۵۲ نفر و میانگین تعداد کارکنان واحدهای حسابرسی داخلی که تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی را استخدام نمی‌کنند ۸/۹ نفر بوده است. همچنین کلون و گراملینگ (۲۰۱۲) در تحلیل دلایل و مبانی تصمیمات عدم استخدام مشارکت‌کنندگان در پژوهش، فقدان تجربه تازه فارغ‌التحصیلان و محدودیت‌های بودجه‌ای واحدهای حسابرسی داخلی را به‌عنوان مهم‌ترین عوامل مؤثر در عدم استخدام گزارش نموده بودند و در پژوهش حاضر نیز به‌طور مشابه علاوه بر شناسایی دو عامل مزبور، عوامل دیگری نیز که عمدتاً به ساختارهای آموزشی، ویژگی‌های بستر کشور ایران برمی‌گردد نیز شناسایی شدند. با عنایت به آنکه پژوهش‌های CBOK به‌صورت بین‌المللی و به‌عنوان یکی از بزرگ‌ترین پیمایش‌های جهانی صورت می‌پذیرد، طبیعتاً اعتبار یافته‌ها و روش‌شناسی آن با پژوهش حاضر قابل‌مقایسه نیست. لیکن ذکر این نکته ضروری است که عمده عوامل (۳۹عامل) مورد پیمایش در پژوهش حاضر ازجمله ویژگی‌های فردی، تحصیلات دانشگاهی، آموزش‌های خارج از دانشگاه‌ها، مهارت‌ها و گواهی‌نامه‌های حرفه‌ای توسط مشارکت‌کنندگان سراسر دنیا نیز برجسته شده‌اند. یافته‌های کلی پژوهش حاضر که دامنه محدودی از عوامل مؤثر در استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی را مورد پیمایش قرار داده بود با نتایج CBOKسال‌های ۲۰۱۰ و ۲۰۱۵ مطابقت می‌نماید. سایر پژوهش‌های انجام‌شده از قبیل وایتهاوس (۲۰۱۱)، الکفجی و همکاران (۲۰۱۰) و دیکینز و رایش (۲۰۰۹) که گزارش داده بودند که سازمان‌ها به دنبال نیروهای باتجربه می‌باشند چراکه آن‌ها مهارت و امکانات لازم به‌منظور آموزش کارکنان در اختیار ندارند و از طرفی گزارش داده بودند که بیش از نیمی از سازمان‌ها با از نیروهای دیگر سازمان‌ها (جابه‌جایی بین سازمانی) در استخدام حسابرسان داخلی استفاده می‌کنند. عمده یافته‌های پژوهش حاضر با یافته‌های ایشان نیز

مطابقت می‌نماید چراکه عمده دلایل عدم استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی فقدان تجربه و محدودیت‌های بودجه برای آموزش و سرپرستی کارکنان توسط مشارکت‌کنندگان عنوان گردیده بود.

محدودیت‌های پژوهش

شایان‌ذکر است پژوهش حاضر با محدودیت‌هایی نیز همراه بوده است. اولین محدودیت مرتبط با عوامل استخراجی مؤثر بر استخدام است. به‌منظور محدود نمودن عوامل مؤثر بر استخدام تازه فارغ‌التحصیلان و تسهیل فرایند پیمایش، قاعدتاً یکسری از عوامل حذف گردیده‌اند. به‌عنوان نمونه مطالعات دیگر نشان داده‌اند که عوامل دیگر نیز در استخدام مؤثر هستند. تحقیق پالمر و همکاران (۲۰۰۴) نشان داد که مهارت‌های بین فردی، قدرت حل مسئله و... نیز به‌عنوان صلاحیت و خبرگی مدنظر قرار می‌گیرند؛ بنابراین احتمالاً موارد دیگری که در استخدام مؤثر باشند نیز وجود خواهد داشت لذا تحقیقات آتی می‌توانند به روشن شدن این موضوع کمک نمایند. همچنین به‌منظور تعمیم‌یافته‌ها در جامعه آماری نامعین (تحقیق حاضر) و در سطح خطای یک (۱) درصد لازم بود حداقل تعداد ۳۸۴ مشارکت‌کننده حضور می‌یافت، لیکن به دلیل عدم مشارکت کافی، در تعمیم‌یافته‌ها باید احتیاط کافی به عمل آید چراکه حداقل نمونه در سطح خطای ۱۰ (ده) درصد حدود ۹۶ نمونه برآورد گردیده است و نهایتاً ۹۵ پاسخ صحیح از مشارکت‌کنندگان واصل گردیده است.

پیشنهادهای پژوهش

با عنایت به آنکه یکی از پرتکرارترین دلایل مرتبط با عدم استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی مرتبط با ضعف‌های آموزشی و شکاف میان انتظارات حرفه و دانشگاه بود، به «متولیان امر آموزش دانشگاهی به‌ویژه دانشگاهیان» پیشنهاد می‌گردد تا سرفصل دروس رشته‌های حسابرسی را متناسب با نیازهای حرفه، ارائه نمایند. هرچند سرفصل دوره‌های ارائه‌شده توسط انجمن حسابرسان داخلی، جامعه حسابداران رسمی ایران و سایر نهادهای عهده‌دار ارائه خدمات حرفه‌ای آموزشی در ایران، متنوع و بعضاً جذاب می‌باشد؛ اما بررسی اثربخشی دوره‌های مزبور و رضایت متقاضیان و همچنین دستگاه‌های متقاضی امر آموزش، مستلزم پژوهش جداگانه در این حوزه می‌باشد. با عنایت به توضیحات انجام‌گرفته در بالا، به

«متولیان امر آموزش‌های حرفه‌ای» پیشـنهاد می‌گردد که برنامه‌های آموزش‌های حسـابرسـی داخلی خود را به‌منظور پر نمودن شـکاف میان نیازهای حرفه و توانایی‌ها و مهارت‌های تازه فارغ‌التحصـیلان، پایه‌ریزی کنند. نهایتاً پیشـنهاد اصـلی به تازه فارغ‌التحصـیلان دانشـگاهی ارائه می‌شود. آگاهی از این نیازها می‌تواند برای تازه فارغ‌التحصیلان مشوقی باشد تا بتوانند در کنار تقویت آموزش‌های دانشـگاهی و تسـلط بر مسـائل نظری بتوانند مهارت‌های خود را با توجه به نیازهای حرفه ارتقا دهند. نهایتاً یکی از اصـلی‌ترین پیشـنهادهای این پژوهش برای پژوهش‌های آتی آن است که با عنایت به شناسایی مهم‌ترین عوامل مؤثر در استخدام تازه فارغ‌التحصیلان دانشـگاهی در واحدهای حسـابرسـی داخلی شـرکت‌های ایرانی، پژوهش‌های آتی می‌توانند به بررسی رتبه‌بندی و تعیین اهمیت آن‌ها در تصمیمات واقعی استخدام بپردازند.

پی‌نوشت

۱ Institute of internal auditors (IIA)

۲ IIA Research Foundation (IIARF)

۳ Common Body of Knowledge (CBOK)

۴ Internal Auditing Education Partnership (IAEP)

منابع

سازمان بورس و اوراق بهادار. (۱۳۹۱). دستورالعمل کنترل‌های داخلی ناشران پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و فرابورس ایران، قابل‌دسترس از طریق (www.rdis.ir/ApprovedGuidLines.asp).

صالحی، مهدی. نصیر زاده، فرزانه. رستمی، وهاب. (۱۳۹۳). چالش‌های آموزش حسابداری در ایران از دید شاغلین حرفه و مراجع دانشگاه. *دانش حسابرسی: ۱۴ (۵۴) ۶۷-۸۷*

منشور فعالیت حسابرسی داخلی، مصوب هیئت‌مدیره سازمان بورس و اوراق بهادار (۱۳۹۱/۱۱/۲۳)، قابل‌دسترس از طریق (www.rdis.ir/ApprovedGuidLines.asp).

Agbiogwu A. A. (2012). Bridging the Gap between Accounting Theory and Practice: The Role of accounting Education,Multidisciplinary. *Journal of Academic Excellence, 11 (2)* 163-173.

Alkafaji, Y. S. Hussain, A. Khallaf, and M. A. Majdalawieh. 2010. The IIA's Global Internal Audit Survey: A Component of the CBOK Study. Characteristics of an Internal Audit Activity Report I. Altamonte Springs, FL: (IIARF).

Bailey, J. A. 2010. The IIA's Global Internal Audit Survey: A Component of the CBOK Study. Core Competencies for Today's Internal Auditors

Report II. Altamonte Springs, FL: Institute of Internal Auditors Research Foundation.

Burke, J. F. and Steven E. Jameson. (2015). A Global View of Financial Services Auditing: Opportunities, Challenges, and the Future, The Global Internal Audit Common Body of Knowledge, CBOK 2015 Practitioner Survey, the IIA research Foundation (IIARF).

Burnaby, P. , and S. Haas. 2011. Internal auditing in the Americas. *Managerial Auditing Journal: 26 (8)* ,734–756.

Cangemi, M. P. (2015). Staying a Step Ahead: Internal Audit's Use of Technology, The Global Internal Audit Common Body of Knowledge, CBOK 2015 Practitioner Survey, the IIA research Foundation (IIARF).

CoordinationAccepted for presentation at the CAAA ANNUAL CONFERENCE, May 31 - June 3, 2012.

Dickins, D. and J. T. Reisch. (2009). Ready to work. *Internal Auditor (December):* 42–46.

Global Perspective, Fast Fact. (2015). Regional Reflections: Europe, The Global Internal Audit Common Body of Knowledge, CBOK 2015 Practitioner Survey, the IIA research Foundation (IIARF).

Jennifer F. Burke and Steven E. Jameson. 2015. The IIA's Global Internal Audit Survey: A Component of the CBOK Study. A Global View of Financial Services Auditing: Challenges, Opportunities, and the Future. The Institute of Internal Auditors Research Foundation.

Lyer, V. (2016). CAE Career Paths: Characteristics and Competencies of Today's Internal Audit Leaders, The Global Internal Audit Common Body of Knowledge, CBOK 2015 Practitioner Survey, the IIA research Foundation (IIARF) , March.

Michael P. Cangemi. (2015). The IIA's Global Internal Audit Survey: A Component of the CBOK Study. Staying a Step Ahead: Internal Audit's Use of Technology. The Institute of Internal Auditors Research Foundation (IIARF).

Palmer, K. N. D. E. Ziegenfuss, and R. E. Pinsker. (2004). International knowledge, skills, and abilities of auditors/accountants: Evidence from recent competency studies. *Managerial Auditing Journal: 17 (7).* 889–896.

Richard R. Clune and Audrey A. Gramling. (2012). Hiring Recent University Graduates into Internal Audit Positions: Insights from Practicing Internal Auditors. *Current Issues in Auditing American Accounting Association: 6 (2)* ,A1-A4.

Rose, J. (2016). The Top 7 Skills CAEs Want: Building the Right Mix of Talent for Your Organization, The Global Internal Audit Common Body of Knowledge, CBOK (2015) Practitioner Survey, the IIA research Foundation (IIARF) , April.

Salehi, M. , Nasirzadeh, F. and Rostami,V. (2014). Accounting Education Challenge from of the Accounting Professions and Academics Perception, Case of Iranian Accounting society, *Journal of Audit Science: 14 (54)* 87-67. [in Persian].

Sarens, geritt,Abdolmohammadi, mohammad j. (2011). Monitoring Effects of the Internal Audit Function: Agency Theory versus other Explanatory Variables, *International Journal of Auditing: 15.* 1-20.

Seol, I. and J. Sarkis. (2005). A multi-attribute model for internal auditor selection. *Managerial Auditing Journal: 20 (8)* ,876–892.

Seol, I. J. Sarkis, and F. Lefley. (2011). Factor structure of the competency framework for internal auditing (CFIA) skills for entering level internal auditors. *International Journal of Auditing*: *15 (3)* ,217–230.

Whitehouse, T. (2011). A new direction for internal audit. Compliance Week (April). Available at: http: //www. complianceweek. com/iia-study-affirms-new-direction-for-internal audit/article/196541.

پژوهش‌های تجربی حسابداری
سال هشتم، شماره ۳۲، تابستان ۱۳۹۸ صص ۱۲۱ - ۱۴۱

تأثیر کیفیت اطلاعات حسابداری بر جریان نقد عملیاتی

عقیل فرهنگیان *، فرزانه حیدرپور **

تاریخ دریافت:۹۶/۰۷/۲۵
تاریخ پذیرش:۹۶/۱۱/۲۴

چکیده

اطلاعات حسابداری سیستمی را فراهم می‌آورد که به واسطه‌ی آن اطلاعات درون سازمانی به بازارهای سرمایه انتقال یافته و امکان کنترل بیشتر سرمایه‌گذاران بر فعالیت‌های مدیریت را افزایش داده است. اطلاعات ارائه شده توسط گزارش‌های مالی، زمانی می‌تواند در تصمیم گیری‌ها مفید باشد که قابل اتکا و مربوط باشد. لذا در مقاله حاضر به منظور بررسی تأثیر کیفیت اطلاعات حسابداری بر جریان نقد عملیاتی داده‌های ۱۰۵ شرکت از میان شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۵ مورد آزمون قرار گرفت. جهت بررسی ارتباط میان متغیرها، از روش تحلیل رگرسیون مبتنی بر داده‌های ترکیبی استفاده شده است. نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل داده‌ها نشان داد که کیفیت اقلام تعهدی، پایداری سود، قابلیت پیش بینی سود و هموارسازی سود بر جریان نقد عملیاتی تأثیرگذار می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: جریان نقد عملیاتی، کیفیت اقلام تعهدی، پایداری سود، قابلیت پیش‌بینی سود و هموارسازی سود

طبقه‌بندی موضوعی: G31, M41

DOI: 10.22051/jera.2018.17647.1820

* کارشناس ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد صفادشت، تهران، ایران، (aghil_farhangian@yahoo.com)

** دانشیار حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکز، تهران، ایران، (نویسنده مسئول)، (fheidarpoor@ yahoo.com)

مقدمه

یکی از مهمترین منابع اطلاعاتی بازارهای سرمایه اطلاعات حسابداری است. دولت‌ها و نهادهای تدوین کننده استاندارد برای جلب اعتماد عمومی، دست به بهبود افشاهای حسابداری زدند تا مجموعه اطلاعات در دسترس عموم را افزایش داده و سوگیری‌ها را کاهش دهند (بهبهانی نیا و ولی زاده لاریجانی؛ ۱۳۹۶). محتوی اطلاعاتی ارقام حسابداری از دیدگاه استانداردهای حسابداری به خصوصیاتی اطلاق می‌شود که اطلاعات ارائه شده در صورت‌های مالی بتواند در تصمیم‌گیری‌ها مفید واقع شود (دیدار و وکیلی؛ ۱۳۹۶). از طرفی وجود اطلاعات مالی شفاف و قابل مقایسه یکی از ارکان مهم پاسخگویی و تصمیم‌گیری‌های آگاهانه بوده و در رشد و توسعه اقتصادی اثر گذار است. اگر چه اطلاعات مالی از منابع مختلف قابل استخراج است، اما در حال حاضر صورت‌های مالی هسته اولیه منابع اطلاعات مالی را تشکیل می‌دهد (حجازی و میهمی؛ ۱۳۹۶). همچنین اطلاعات سودمند در صورت‌های مالی دارای اهمیت به سزایی می‌باشد به گونه‌ای که وجود اطلاعات مفید، سودمند و مناسب به منظور ایجاد سهولت در امر تصمیم‌گیری یکی از اهداف حسابداری و تهیه صورت‌های مالی است. از جلوه‌های این سودمندی، توان پیش بینی اقلام صورت‌های مالی است (حقیقت و همکاران، ۱۳۹۰، ۶۶). از عوامل موثر بر سرمایه گذاری بهینه، کیفیت اطلاعات حسابداری[1] است. علاوه بر این اطلاعات حسابداری در قالب گزارش‌های مالی درآمده و به سرمایه‌گذاران بالقوه و بالفعل اطلاعاتی ارائه می‌کند که آن‌ها را در ارزیابی مقادیر، زمان‌بندی و عدم اطمینان نسبت به دریافت‌های نقدی آتی، کمک می‌کند. به دلیل اهمیت بسزای جریانات نقدی در موفقیت واحدهای تجاری و ضرورت بقای آن‌ها، مدیران از جریان وجه نقد به ویژه جریان نقد عملیاتی در تحلیل‌های جدید مالی استفاده می‌کنند، به عبارتی جریانات نقدی به منزله یکی از اجزای لاینفک برنامه‌ریزی مالی مورد توجه خاص آنان قرار می‌گیرد. این امر چنان اهمیتی دارد که جریان نقدی در واحدهای اقتصادی را می‌توان به جریان گردش خون در بدن تشبیه کرد. از طرفی لی (۲۰۰۶) اعتقاد دارد که ادامه حیات یک شرکت یکی از اولین ملاحظات است و وجه نقد یکی از مهمترین عوامل بقای هر شرکت را تشکیل می‌دهد. فقط شرکت‌هایی می‌توانند به بقای خود ادامه دهند که سودآور بوده و بتوانند نیازهای نقدی خود را تأمین نمایند. درک قدرت پرداخت شرکت یکی از ضروریات می‌باشد و سود این اطلاعات را به

وضـوح تأمین نمی‌نماید در حالیکه صـورت جریان وجوه نقد چنین عملی را انجام می‌دهد. از آنجایی که واکنش بازار سـرمایه با واکنش سـرمایه‌گذاران ارتباط دارد، می‌توان بیان کرد که ارائه اطلاعات فاقد محتوای اطلاعاتی، توان تأثیرگذاری بر بازار سـرمایه را ندارد و موجب تحریک بازار سرمایه نمی‌شود (نیکومرام و همکاران، ۱۳۹۳، ۲). از سوی دیگر، سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان برای اتخاذ تصـمیمات مدیریتی خود به جریانات نقدی واحد اقتصـادی علاقه‌مند هستند و از دید برون سازمانی اطلاعات مربوط به جریان‌های نقدی به ویژه جریان‌های نقدی عملیاتی مبنای مناسبی برای تصمیم‌گیری اقتصادی گروه‌های دینفع برای سازمان فراهم می‌آورد (جبارزاده و همکاران، ۱۳۹۳، ۷۵).

از نقش‌های اصلی و مهم حسابرسی و حسابداری به منظور تعیین قیمت اوراق بهادار و سهام و همچنین جهت گرفتن تصـمیمات درسـت و آگاهانه در سـرمایه‌گذاری، گزارش اطلاعات مناسـب و سـودمند برای اسـتفاده‌کنندگان و سـرمایه‌گذاران می‌باشـد. واژه کیفیت اطلاعات، نخستین بار توسط گراهام و داد (۱۹۳۴) در تحلیل مدل ارزشگذاری سهام وال استریت به کار گرفته شد. اگلوا بعدها در سال ۱۹۸۷ در کتابی که صورت‌های مالی را به گونه‌ای عمل محور تحلیل می‌کرد (با عنوان کیفیت سود) به معرفی مجدد این واژه پرداخت. یکی از سوالات مهم که توجه بسیاری از متخصصان را به خود جلب نموده است، موجودیت و چگونگی اثرگذاری کیفیت اطلاعات حسـابداری بر جریان نقدی عملیاتی اسـت (اثنی عشـری و همکاران، ۱۳۹۲، ۷۷). بر مبنای ادبیات مالی و حسـابداری، گزارشـگری مالی از جمله منابع اطلاعاتی مهم و قابل توجه بازارهای سرمایه هستند. پیامد کیفیت ضعیف اطلاعات حسابداری شامل: کاهش کیفیت محیط اطلاعاتی شـرکت، افزایش اصـطکاک بازار در قالب عدم تقارن اطلاعاتی، اطلاعات ناقص و کاهش نقدشوندگی است. بنابراین، کیفیت اطلاعات مالی از مهمترین مباحث مطرح در حسابداری و دغدغه همیشگی آن بوده است (رحمانی و همکاران، ۱۳۹۱، ۱۳۷).

اطلاعات حسابداری با ایجاد اثر متقابل بین سیستم حسابداری داخلی شرکت‌ها و سیستم گزارشگری خارجی، بر وضعیت مالی و عملکرد تجاری اشاره دارد و نقش قابل ملاحظه‌ای در کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و تضاد نماینده مدیر دارد. علاوه بر این اطلاعات حسابداری یکی از مهمترین منابع اطلاعاتی برای سـرمایه‌گذاران به حسـاب می‌آید و سـرمایه‌گذاران با احتمال بیشـتری به اطلاعات حسـابداری مالی اتکا می‌کنند تا به شـرایط اقتصـادی عملیات شـرکت‌ها

پی‌ببرند (ثقفی و همکاران، ۱۳۹۰). اطلاعات حسابداری با کیفیت بالا می‌تواند منجر به افزایش کارایی سرمایه‌گذاری از طریق کاهش عدم تقارن اطلاعاتی گردد که این عدم تقارن اطلاعاتی در صورت وجود، می‌تواند مشکلات اقتصادی هم چون مخاطرات اخلاقی و گزینش نادرست را به همراه داشته باشد (گایو و همکاران، ۲۰۱۱، ۴۷۳). از این رو کیفیت اطلاعات حسابداری برای تحلیل‌گران و استفاده‌کنندگان از دیدگاه گزار شگری مالی مطرح است. به این معنی که اگر صورت‌های مالی، استفاده‌کنندگان را در پیش‌بینی گمراه سازد از کیفیت پایینی برخوردار است (یو سفی، ۱۳۸۹). تحقیق حاضر تلاش می‌کند تا با استفاده از روش‌های تحقیق کیفی به این سؤال پاسخ دهد که "آیا کیفیت اطلاعات حسابداری بر جریان نقد عملیاتی مؤثر است؟"

در مقاله حاضر کیفیت اطلاعات حسابداری در برگیرنده چهار متغیر فرعی می‌باشد، بنابراین سوالات دیگری مانند "۱. آیا کیفیت اقلام تعهدی بر جریان نقد عملیاتی مؤثر است؟ ۲. آیا پایداری سود بر جریان نقد عملیاتی مؤثر است؟ ۳. آیا قابلیت پیش بینی سود بر جریان نقد عملیاتی مؤثر است؟ ۴. آیا هموارسازی سود بر جریان نقد عملیاتی مؤثر است؟" مطرح می‌گردد.

نگاه بسیار از افراد و کارشناسان به علت به وجود آمدن بحران‌ها و اختلافات مالی در سطح جهان، به سمت حرفه حسابرسی و حسابداری جلب شده است به نحوی که اطلاعات حسابداری به عنوان یکی از قابل اعتمادترین منابع اطلاعاتی در نظر گرفته می‌شود. چنین نگرشی به اطلاعات حسابداری موجب اهمیت کیفیت اطلاعات حسابداری در بین حسابداران شده است (اعتمادی و همکاران، ۱۳۹۱). لذا با توجه تأثیر کیفیت اطلاعات حسابداری بر جریان نقد عملیاتی پژوهش حاضر از این جهت دارای اهمیت است که نتایج آن باعث شناسایی رابطه بین تأثیر کیفیت اطلاعات حسابداری بر جریان نقد عملیاتی می‌شود و همچنین راهکارهای ارائه شده در این پژوهش می‌تواند جهت بررسی و کنترل تأثیرات کیفیت اطلاعات حسابداری بر جریان نقد عملیاتی موثر واقع شود. در این راستا بر اساس مطالب فوق می‌توان گفت که ضرورت پژوهش حاضر احساس می‌شود.

پیشینه تحقیق

بهبهانی‌نیا و لاریجانی (۱۳۹۶) در پژوهش خود به بررسی نقش اطلاعات حسابداری در واکنش سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران با هدف سنجش اثر افشای سودهای میان‌دوره‌ای بر واکنش سرمایه‌گذاران بین سال‌های ۱۳۸۳ الی ۱۳۹۴ پرداختند و نتایج تحقیق نشانگر بهبود مدل واکنش به سود و معناداری هم‌زمان سودهای پیش بینی شده بود. دیدار و وکیلی (۱۳۹۶) به بررسی محتوای اطلاعاتی صورت‌های مالی تلفیقی در برابر صورت‌های مالی شرکت اصلی با تأکید بر نقش استانداردهای بین بین المللی گزارشگری مالی در بازه زمانی ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۳ پرداختند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان داد که صورت‌های مالی در بازار سرمایه سنگاپور محتوای اطلاعاتی بیشتری نسبت به صورت‌های مالی در بازار سرمایه ایران دارند. کردستانی و همکاران (۱۳۹۵) در پژوهشی با عنوان بررسی ارتباط بین کیفیت اطلاعات حسابداری و حسابداری محافظه کارانه با ریسک سقوط قیمت سهام بیان می‌کنند که تمایل مدیران به افشای نامتقارن اخبار، منجر به ایجاد ریسک آتی سقوط قیمت سهام می شود. حساس یگانه و همکاران (۱۳۹۳) در پژوهشی با عنوان رابطه کیفیت اطلاعات حسابداری، تاخیر واکنش قیمت و بازدهی آتی سهام با بررسی رابطه کیفیت اطلاعات حسابداری، تاخیر واکنش قیمت و بازدهی آتی سهام بیان نمودند که در این تحقیق رابطه شاخص‌های کیفیت اطلاعات حسابداری و تأخیر واکنش قیمت سهام در قالب گروه فرضیه‌های اول و در گروه فرضیه دوم رابطه تأخیر واکنش قیمت سهام و بازدهی آتی سهام بررسی شده است. نیکومرام و همکاران (۱۳۹۲) در پژوهشی با عنوان بررسی رابطه بین کیفیت اطلاعات حسابداری و انتخاب نوع حسابرس در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به بررسی رابطه بین کیفیت اطلاعات حسابداری و انتخاب نوع حسابرس پرداختند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که کیفیت اطلاعات حسابداری، اندازه شرکت و نوع مالکیت از مهمترین عوامل موثر در انتخاب مو سسات بزرگ حسابر سی می‌با شند. ثقفی و همکاران (۱۳۹۰) در پژوهشی با عنوان کیفیت اطلاعات حسابداری، سرمایه گذاری بیش از حد و جریان نقد آزاد بیان می‌کنند که پژوهش به مطالعه‌ی رابطه‌ی بین کیفیت اطلاعات حسابداری، سرمایه‌گذاری بیش از حد و جریان نقد آزاد، در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۸۰ تا پایان ۱۳۸۹ می‌پردازد. نتایج به دست آمده حاکی از آن است که هر چه کیفیت اطلاعات

حسابداری شرکت‌ها بیش از حد، کمتر به وجود می‌آید و این رابطه در شرکت‌هایی با جریان‌های نقد آزاد بالا بیشتر رخ می‌دهد و تأثیر کاهش سرمایه‌گذاری بیش از حد از طریق کیفیت اطلاعات حسابداری در این شرکت‌ها به مراتب بیشتر است. یوسفی (۱۳۸۹) در پژوهشی با عنوان بررسی اثر کیفیت اطلاعات حسابداری بر نگهداشت وجه نقد به بررسی اثر کیفیت اطلاعات حسابداری بر نگهداشت وجه نقد پرداخت. تحلیل شواهد نشان می‌دهد که کیفیت اقلام تعهدی رابطه معنی‌داری با نگهداشت وجه نقد شرکت‌ها دارد.

وانگ (۲۰۱۷) به بررسی کیفیت حسابداری و عدم تقارن اطلاعات شرکت های سرمایه گذاری خارجی در تایوان پرداخت. نتایج نشان داد که با ورود شرکت های سرمایه‌گذاری خارجی مدیریت سود و ریسک غیر سیستماتیک افزایش می‌یابد که با مدیریت داخلی می‌توان این ناکارآمدی را کاهش داد. سراینا و آندریانوس (۲۰۱۷) در پژوهشی با عنوان کیفیت حسابداری، ریسک اطلاعات و ساختار نوسانات ضمنی گزارش سود پرداخته و نتایج حاکی از آن است که کیفیت حسابداری پایین‌تر به طور قابل توجهی با تغییرات در شیب منحنی ساختار نوسانات ضمنی در گزارش سود سه ماهه ارتباط دارد. یافته نشان می‌دهد عدم اطمینان کوتاه مدت نسبت به بلند مدت در شرکت‌هایی که دارای ریسک اطلاعاتی هستند دارای اختلاف بیشتری است. زینبو و همکاران (۲۰۱۶) در پژوهشی با عنوان کیفیت اطلاعات حسابداری، کارایی اداری و انتخاب سرمایه گذاری رابطه بین کیفیت اطلاعات حسابداری و انتخاب سرمایه گذاری سرمایه از منظر اطلاعات حسابداری را بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد کیفیت اطلاعات می‌تواند انتخاب سرمایه گذاری سرمایه را با تکمیل و تقویت عملکرد حکمرانی شرکت‌ها بهینه سازی کند. سانچزو همکاران (۲۰۱۵) در پژوهشی به بررسی تأثیر کیفیت اطلاعات ناشی از مقررات حسابداری در شرکت‌های ثبت شده در مکزیک پرداخت. نتایج حاکی از آن است که ارزش اطلاعات و گزارشگری مالی که بر مبنای استانداردهای بین المللی گزارشگری مالی تهیه شده‌اند نسبت به اطلاعات و گزارشگری مالی که بر مبنای استانداردهای داخلی تهیه شده‌اند برای سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی قابل اعتمادتر است. آنتونی و همکاران (۲۰۱۵) در پژوهشی با عنوان به رابطه بین کیفیت اطلاعات حسابداری با اعتبار تجاری در کشور فرانسه بررسی رابطه بین کیفیت اطلاعات حسابداری با اعتبار تجاری در کشور فرانسه پرداختند. شواهد حاکی از آن است که بین کیفیت اطلاعات حسابداری و

اعتبار تجاری رابطه مثبت وجود دارد و اعتباردهندگان به مشـــتریانی که کیفیت اقلام تعهدی آن‌ها پایین می‌با شد، اعتبار کمتری می‌دهند. کالن و همکاران در سال (۲۰۱۱) به برر سی تأثیر کیفیت اطلاعات حسـابداری بر روی تأخیر واکنش قیمت سـهام و همچنین تأثیر تأخیر واکنش قیمت سـهام بر روی بازده آتی سـهام پرداخته‌اند. یافته تحقیقات وی نشـان می‌دهد که افزایش کیفیت اطلاعات حسابداری سبب کاهش تأخیر واکنش قیمت سهام می گردد، همچنین کاهش تأخیرواکنش قیمت ســـبب کاهش بازده آتی دیمیترو و همکاران (۲۰۰۸) محتوای اطلاعات تغییرات اهرم مالی را در خصوص عملکرد عملیاتی شرکت‌ها (که با جریان وجوه نقد عملیاتی ارزیابی می‌شـــد) مورد آزمون قرار دادند و در نهایت، به این نتیجه دســـت یافتند که این متغیر دارای ارزش مربوطی بیش از سود، جریانات نقدی عملیاتی و اقلام تعهدی حسابداری شرکت برای تشریح بازده سهام است. همچنین، آنان به این نتیجه رسیدند که بین تغییرات اهرم مالی با تغییرات در سـود و تغییرات در جریان وجوه نقد عملیات ارتباط قوی منفی و معنی‌داری وجود دارد. می شود. وردی در سال (۲۰۰۶) پژوهشی با عنوان رابطه بین کیفیت گزار شگری مالی و کارایی ســـرمایه‌گذاری منتشـــر کرد. نتایج مطالعات او نشـــان می‌دهد که شـــاخص کیفیت گزار شگری مالی که کیفیت اقلام تعهدی نامیده می شود، بطور منفی با سرمایه‌گذاری کمتر از حد و سرمایه‌گذاری بیشتر از حد همبستگی دارد.

فرضیات تحقیق

بر اساس مبانی تحقیق در حوزه کیفیت اطلاعات حسابداری و در راستای دست‌یابی به هدف تحقیق، فرضات زیر تدوین شدند:

فرضیه اصلی:

کیفیت اطلاعات حسابداری بر جریان نقد عملیاتی مؤثر است.

فرضیات فرعی:

کیفیت اقلام تعهدی بر جریان نقد عملیاتی مؤثر است.

پایداری سود بر جریان نقد عملیاتی مؤثر است.

قابلیت پیش بینی سود بر جریان نقد عملیاتی مؤثر است.

هموار سازی سود بر جریان نقد عملیاتی مؤثر است.

روش پژوهش

این تحقیق از نظر روش گردآوری داده‌ها، تحقیق توصیفی و مبتنی بر تحلیل رگرسیون با استفاده از داده‌های تابلویی است و از نظر هدف، تحقیق کاربردی تلقی می‌شود. به همین منظور اطلاعات و داده‌های کمی مورد نیاز (از قبیل اطلاعیه‌های مالی و...) از سایت بورس اوراق بهادار تهران (کدال) و صورت‌های‌مالی شرکت‌های مورد مطالعه و سایر گزارشات مالی آن‌ها و همچنین نرم‌افزارهای ره‌آورد نوین (جزئیات داده‌های مالی مورد نیاز) استخراج شده است.

با توجه به مبانی نظری و پیشینه، متغیرهای اصلی به ترتیب کیفیت اقلام تعهدی، پایداری سود، قابلیت پیش بینی سود و هموار سازی سود و متغیر وابسته این پژوهش جریان نقد عملیاتی می‌باشد. مدل آزمون فرضیه اصلی به صورت زیر خواهد بود:

$$= \beta_0 + \beta_1 \mathrm{AQ_{it}} + \beta_2 \mathrm{EPERS_{it}} + \beta_3 \mathrm{EPRED_{it}} + \beta_4 \mathrm{ES_{it}} + \varepsilon_{it} CFO_{it}$$

که در آن:

CFO_{it}= جریان نقد عملیاتی

$\mathrm{AQ_{it}}$ = کیفیت اقلام تعهدی

$\mathrm{EPERS_{it}}$ = پایداری سود

$\mathrm{EPRED_{it}}$ = قابلیت پیش بینی سود

$\mathrm{ES_{it}}$ = هموارسازی سود

۱. جریان نقد عملیاتی

شامل جریان‌های ورودی و خروجی ناشی از فعالیت‌های عملیاتی (فعالیت اصلی و مستمر مولد درآمد عملیاتی) و نیز آن دسته‌ایی از جریان‌های نقدی است که ماهیتاً به طور مستقیم قابل ارتباط با سایر طبقات جریان‌های نقدی صورت جریان وجوه نقد نباشد (خدادادی و کارگرپور، ۱۳۸۸).

۲. کیفیت اقلام تعهدی

نزدیکی سود حسابداری به وجه نقد به عنوان یکی از عمومی ترین و ساده‌ترین مفاهیم کیفیت اقلام تعهدی از نظر سرمایه‌گذاران است (یوسفی، ۱۳۸۹). کیفیت اقلام تعهدی، تفاوت بین سود حسابداری شرکت (سودی که بر مبنای حسابداری تعهدی محاسبه می‌شود) و جریان نقدی آن را نشان می‌دهد. در این تحقیق برای محاسبه کیفیت اقلام تعهدی از مدل دچو و دیچو (۲۰۰۲) به صورت زیر استفاده می‌کنیم:

$$AQ = b_0 + b_1 CFO_{t-1} + b_2 CFO_{it} + b_3 CFO_{t+1} + \varepsilon_t$$

که در آن:

AQ = کیفیت اقلام تعهدی جاری شرکت i در پایان سال t

CFO_{t-1} = جریان نقدی شرکت i در پایان سال t-1

CFO_{it} = جریان نقدی شرکت i در پایان سال t

CFO_{t+1} = جریان نقدی شرکت i در پایان سال t+1

ε_{it} = باقی مانده در رابطه بالا که معیار تعیین کیفیت اقلام تعهدی می‌باشد.

۳. پایداری (تداوم) سود

پایداری سود، تداوم و ثبات سود از یک دوره به دوره بعد را ارزیابی می‌کند. ثبات و تکرارپذیری، از عوامل مهم مؤثر بر کیفیت سود است. کیفیت سود در شرکت‌های دارای سود منظم و با ثبات، از شرکت‌های دارای سود نامنظم و پرنوسان بالاتر است زیرا سود منظم و تکرار پذیر، با احتمال بیشتری منعکس کننده فرایندهای ایجاد سود عملیاتی پایدار شرکت هستند (اسچیپر و وینسنت، ۲۰۰۳، ۱۰۲). در این تحقیق جهت محاسبه متغیر پایداری سود از مدل لو (۱۹۸۳) و علی و زاروین (۱۹۹۲) استفاده شده است.

$$EPERS_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ROA_{t-1} + \varepsilon_{it}$$

که در آن:

α_0 =نشان دهنده سطح تداوم سود می‌باشد که α_1 نشان دهنده تداوم سود بالاتر است.

ROA_{it} = نشان دهنده بازگشت سرمایه و دارایی در سال t

ε_{it} = باقی مانده در رابطه بالا که معیار تعیین پایداری سود می‌باشد.

۴. قابلیت پیش بینی سود

با توجه به سود فعلی، توانایی شرکت در پیش بینی سود آینده را نشان می‌دهد (حقیقت و معتمد، ۱۳۹۰، ۷۲). در این تحقیق جهت محاسبه متغیر از مدل فرفیلد و همکاران (۱۹۹۶) استفاده شده است. هر اندازه R^2 حاصل از رگرسیون سودهای آتی و سودهای تاریخی گزارش شده بالاتر باشد قابلیت پیش بینی سود و در نتیجه کیفیت سود بالاتر است (ثقفی و کردستانی، ۱۳۸۳).

$$EPRED_{it} = \beta_0 + \beta_1 PROF_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در آن:

β_0 = نشان دهنده سطح قابلیت سود می‌باشد.

$PROF_{it}$ = سود سالانه قبل از اقلام غیرعادی شرکت j برای سال t.

ε_{it} = باقی مانده در رابطه بالا که معیار تعیین قابلیت پیش‌بینی سود می‌باشد.

۵. هموارسازی سود

هموارسازی سود نشان‌دهنده اقدام‌های مدیریت برای کنترل و تأثیرگذاری بر رویدادهای اقتصادی است (نوروش و همکاران، ۱۳۸۹، ۵۲). هموار سازی سود اقدامی آگاهانه و عامدانه جهت کاهش نوسان‌های سود گزارش شده در طول دوره‌های متوالی در حول سطحی از سود که سطح عادی (نرمال) سود شرکت نامیده می شود تعریف شده است (ملانظری و همکاران، ۱۳۸۶، ۸۵). در این تحقیق مطابق با پژوهش های لی اوز و همکاران (۲۰۰۳) و فرانسیز و همکاران (۲۰۰۸)، هموارسازی سود با تقسیم انحراف معیار سود خالص بر انحراف معیار جریان‌های نقدی عملیاتی اندازه گیری شده است.

$$ES_{it} = \frac{\text{SD net income}}{\text{SD CFO}}$$

که در آن:

ES_{it} = هموار سازی سود

SD net income= انحراف معیار سود خالص

SD CFO= انحراف معیار جریان‌های نقدی عملیاتی

بدین ترتیب هر چه قدر میزان متغیر ES بالاتر باشد، نشان‌گر این مطلب می‌باشد که درآمدهای عملیاتی شرکت دارای نوسانات بالاتری است.

از آنجا که روش مورد استفاده ما در این تحقیق، روش رگرسیون می‌باشد و این روش نرمال بودن توزیع را به عنوان یک پیش شرط می‌پذیرد، ابتدا لازم است که نرمال بودن داده‌ها آزمون شود. به منظور بررسی نرمال بودن داده‌ها از آماره جارکو برا استفاده می‌شود و سپس با استفاده از نرم افزار Eviews9 فرضیات تجزیه و تحلیل شده است. برای اینکه بتوان مشخص نمود که آیا داده‌های پانل جهت برآورد تابع مورد نظر کارآمدتر خواهد بود یا نه فرضیه‌ای را آزمون می‌کنیم که در آن کلیه عبارات ثابت برآورد با یکدیگر برابر هستند. در این آزمون فرضیه یعنی یکسان بودن عرض از مبداءها در مقابل فرضیه یعنی ناهمسانی عرض از مبداءها قرار می‌گیرد. در صورتی که فرضیه پذیرفته شود به معنی یکسان بودن شیب‌ها برای مقاطع مختلف بوده و قابلیت ترکیب شدن داده‌ها و استفاده از مدل رگرسیون ترکیب شده مورد تأیید آماری قرار می‌گیرد. اما در صورت رد فرضیه روش داده‌های پانل پذیرفته می‌شود و می‌توان از روش داده‌های پانل استفاده کرد که برای این کار از آزمون چاو[۲] استفاده می‌شود. به منظور اینکه مشخص گردد کدام روش (اثرات ثابت و یا اثرات تصادفی) جهت برآورد مناسب‌تر است (تشخیص ثابت یا تصادفی بودن تفاوت‌های واحدهای مقطعی) از آزمون هاسمن[۳] استفاده می‌شود. برای بررسی معنادار بودن مدل رگرسیون از آماره F و برای بررسی معنادار بودن ضرایب متغیرهای مستقل در هر مدل از آماره t استفاده شده است. در این مطالعه برای بررسی عدم وجود همخطی (عدم وجود ارتباط معنادار بین متغیرهای مستقل) از آماره همبستگی پیرسون[۴] استفاده می‌شود. در صورتی که میزان همبستگی میان متغیرهای مستقل قوی (بیشتر از ۰/۸) نباشد می‌توان نتیجه گرفت که مشکل هم‌خطی بین متغیرهای توضیحی وجود نداشته و می‌توانند همزمان وارد مدل تحقیق شوند. برای بررسی استقلال باقیمانده‌ها از آماره دوربین-

واتسون استفاده شده است. جهت بررسی رابطه بین بازده غیرعادی و هر یک از متغیرهای مستقل از مقدار مربع ضریب همبستگی (R^2) برای انتخاب قویترین رابطه استفاده شده است. جامعه آماری پژوهش کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در یک بازه زمانی ده ساله از سال ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۵جامعه آماری تحقیق می‌باشند. و به منظور انتخاب یک نمونه مناسب که نماینده جامعه باشد از روش غربال‌گری (حذفی) استفاده شده است. شرکت‌های مورد بررسی شامل ۱۰۵ شرکت می‌باشند که همه شرایط زیر را دارند:

۱. اطلاعات مالی شرکت برای دوره زمانی پژوهش موجود باشد.
۲. در طی دوره پژوهش (۱۳۸۶ تا ۱۳۹۵) در بورس حضور داشته باشد.
۳. سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفند ماه باشد.
۴. در دوره مورد بررسی توقف معامله یا تغییر دوره مالی نداشته باشد.
۵. جزء شرکت‌های سرمایه گذاری و موسسات مالی نباشند.
۶. داده‌های مورد نظر آن‌ها در دسترس باشد.
۷. توقف عمده نداشته باشد.

یافته‌های پژوهش

پژوهشگر برای پاسخگویی به مسأله تدوین شده یا تصمیم‌گیری در مورد رد یا تایید فرضیه یا فرضیاتی که برای تحقیق در نظرگرفته است از روش‌های مختلف تجزیه و تحلیل استفاده می‌کند. با توجه به طرح مسئله این مطالعه ابتدا به بررسی آماره‌های توصیفی متغیرهای مورد مطالعه در این تحقیق پرداخته شد و سپس با توجه به فرضیات موجود در این مطالعه به بررسی فرضیات پرداخته خواهد شد.

نگاره (۱): آزمون نرمال بودن

	جریان نقد عملیاتی	کیفیت اقلام تعهدی	پایداری سود	قابلیت پیش‌بینی‌سود	هموارسازی سود
آماره جارکیوبرا	۹۹/۱۹	۳۳۸/۲	۲۵/۷۸	۱۱۴	۹۷/۵
سطح معناداری	۰/۰۵۸	۰/۰۵۸	۰/۰۷۸	۰/۰۷۵	۰/۰۷۹
وضعیت	نرمال	نرمال	نرمال	نرمال	نرمال

منبع: یافته‌های پژوهشگر

همانطور که در نگاره (۱) مشاهده می شود توزیع داده‌های متغیرهای وابسته پژوهش به علت سطح معناداری بالاتر از ۰/۰۵ نرمال می‌باشند.

نگاره (۲): آمار توصیفی

نام متغیر	تعداد	حداقل	حداکثر	میانگین	میانه	انحراف معیار
کیفیت اقلام تعهدی	۱۰۵۰	۱/۰۱	۱۱/۰۹	۱/۳۵	۱/۶۰	۰/۷۳
پایداری سود	۱۰۵۰	۰/۲۵	۲/۴۳	۱/۴۶	۱/۷۹	۰/۷۴
قابلیت پیش‌بینی سود	۱۰۵۰	۰/۲۵	۰/۹۶	۰/۶۷	۰/۴۹	۰/۶۶
هموارسازی سود	۱۰۵۰	۰/۰۰	۱/۹۹	۱/۳۱	۰/۸۹	۱/۰۳

منبع: یافته‌های پژوهشگر

نتایج آمار توصیفی در نگاره (۲) نشان دهنده پراکنش اکثریت داده‌ها می‌باشد و به بیانی دیگر پراکنش اکثریت داده‌ها در مقدار میانگین به علاوه و منهای انحراف معیار می‌باشد و به طور کلی پراکنش نرمال داده‌ها تایید می‌شود.

نگاره (۳): آزمون همخطی متغیرها

	جریان نقد عملیاتی	کیفیت اقلام تعهدی	پایداری سود	قابلیت پیش‌بینی‌سود	هموارسازی سود
جریان نقد عملیاتی	۱	۰	۰	۰	۰
کیفیت اقلام تعهدی	-۰/۲۹۲	۱	۰	۰	۰
پایداری سود	-۰/۰۳۰۵	۰/۰۲۶	۱	۰	۰
قابلیت پیش‌بینی سود	۰/۴۹۷	-۰/۵۴۰	-۰/۰۴۰۲	۱	۰
هموارسازی سود	۰/۲۷۷	۰/۳۲۲	-۰/۰۱۰۳	۰/۱۳۲۰	۱

منبع: یافته‌های پژوهشگر

همانطور که نتایج حاصل از آزمون هم خطی (نگاره شماره ۳) نشان می‌دهد بین متغیرها هم خطی شدید وجود ندارد که بتواند در تخمین‌های مربوط به فرضیات مشکلی ایجاد نماید. بنابراین می‌توان برای انجام آزمون‌ها از این متغیرها استفاده نمود.

نگاره (۴): نتایج آزمون چاو

نام متغیر	آماره F	سطح معناداری	درجه آزادی	نتیجه آزمون
کیفیت اقلام تعهدی	۴/۷۷۹	۰/۰۰۰	۱۰۴	داده تابلویی
پایداری سود	۳/۰۸۹	۰/۰۱۲	۱۰۴	داده تابلویی
قابلیت پیش‌بینی سود	۱۵/۸۰۱	۰/۰۰۰	۱۰۴	داده تابلویی
هموارسازی سود	۷/۰۲۳	۰/۰۴۱	۱۰۴	داده تابلویی

منبع: یافته‌های پژوهشگر

نگاره شماره (۴) نتایج حاصله از آزمون چاو را نشان می‌دهد. با توجه به اینکه سطح معناداری که کوچکتر از ۰/۰۵ است، در نتیجه روش داده‌های تابلویی پذیرفته می‌شود. در روش داده‌های تابلویی جهت انتخاب بین روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی از آزمون هاسمن استفاده شده است.

نگاره (۵): نتایج آزمون هاسمن

نام متغیر	آماره کای‌دو	سطح معناداری	درجه آزادی	نتیجه آزمون
کیفیت اقلام تعهدی	۰/۱۹۵	۰/۶۵۸	۱	روش اثرات تصادفی
پایداری سود	۰/۳۴۱	۰/۰۶۳	۱	روش اثرات تصادفی
قابلیت پیش‌بینی سود	۰/۵۶۱	۰/۱۰۷	۱	روش اثرات تصادفی
هموارسازی سود	۰/۹۷۱	۰/۰۹۸	۱	روش اثرات تصادفی

منبع: یافته‌های پژوهشگر

نتایج آزمون هاسمن درنگاره شماره (۵) نشان می‌دهد که آماره کای دو بدست آمده از انجام محاسبات، بالاتر از صفر است و سطح معناداری بزرگتر از ۰/۰۵ می‌باشد. لذا فرض صفر مبنی بر استفاده از روش‌های ثابت با احتمال پیش از ۹۵٪ رد می‌شود و در نتیجه روش اثرات تصادفی پذیرفته می‌شود.

نگاره (۶): نتایج آزمون فرضیات

نام متغیر	ضریب R^2	آماره دوربین واتسون	آماره t	آماره F	سطح معنا داری
کیفیت اقلام تعهدی	۰/۱۰۱	۲/۳۴	۳۶ .۲	۱/۸۵	۰/۰۰۳۱
پایداری سود	۰/۱۰۰	۲/۳۴	۲/۳۳	۰/۱۱	۰/۰۳۷۴
قابلیت پیش‌بینی سود	۰/۲۰۳	۲/۳۴	۲/۱۹	۲/۰۳	۰/۰۴۸۴
هموارسازی سود	۰/۱۹۸	۲/۳۴	۲/۳۶	۲/۰۳	۰/۰۱۶۷

منبع: یافته‌های پژوهشگر

سطح معناداری برای هریک از متغیرها (مطابق با نگاره ۶) کمتر از ۰/۰۵ است. آماره آزمون دارای توزیع t (نرمال برای این داده‌ها) است. بنابراین فرض صفر در سطح اطمینان ۹۵در صد رد می‌شود. لذا فرضیه‌های این پژوهش تایید می‌گردند. مقدار آماره F معنی دار بودن کلی رگرسیون و بعبارت دیگر اثر معنی دار بودن متغیر را نشان می‌دهد. آماره دوربین واتسون که برای شناسایی استقلال خطاها از آن استفاده می‌شود، حاکی از عدم وجود خود همبستگی بین جزء خطاها می‌باشد.

نتیجه‌گیری

در این تحقیق تأثیر کیفیت اطلاعات حسابداری بر جریان نقد عملیاتی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره ۱۳۸۶ الی ۱۳۹۵ بر اساس اطلاعات ۱۰۵ شرکت مورد بررسی قرار گرفت. به منظور بررسی متغیرها با توجه به اینکه داده‌های پژوهش از نوع ترکیبی می‌باشند ابتدا با استفاده از آزمون چاو و هاسمن نوع داده‌ها و نوع مدل پژوهش بر اساس اینکه تصادفی و یا ثابت هستند، مشخص گردید سپس با استفاده از آزمون همبستگی پیرسون و رگرسیون فرضیه اول مورد آزمون قرار گرفت. نتایج مربوط به بررسی تأثیرکیفیت اقلام تعهدی بر جریان نقد عملیاتی نشان داد با توجه به اینکه سطح معناداری آزمون فرضیه اول کمتر ۰/۰۵ می‌باشد، لذا فرضیه اول مورد تایید است و متغیر مستقل بر متغیر وابسته تأثیرگذار بوده و همچنین فرض صفر مبنی بر عدم رابطه بین کیفیت اقلام تعهدی بر جریان نقد عملیاتی رد و فرض مخالف آن تایید می‌شود. لذا کیفیت اقلام تعهدی بر جریان نقد عملیاتی مؤثر است. از طرفی با استفاده از رگرسیون سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ حاصل شده است، لذا فرضیه اول مورد تایید است. نتایج حاصله با نتایج مطالعات نیکومرام و همکاران (۱۳۹۲)،

یوسفی (۱۳۸۹) و آنتونی و همکاران (۲۰۱۵) همسو می‌باشد. با توجه به فرضیه فوق پیشنهاد می‌گردد که مدیران شرکت‌ها، کیفیت اقلام تعهدی را به عنوان عاملی جهت ارزیابی جریان‌های نقدی عملیاتی به‌کار برند. نتایج مربوط به بررسی تأثیرپایداری سود بر جریان نقد عملیاتی نشان داد با توجه به اینکه سطح معناداری آزمون فرضیه دوم کمتر ۰/۰۵ می‌باشد، لذا فرضیه دوم مورد تایید است و متغیر مستقل بر متغیر وابسته تأثیرگذار بوده و همچنین فرض صفر مبنی بر عدم رابطه بین پایداری سود بر جریان نقد عملیاتی رد و فرض مخالف آن تایید می شود. لذا پایداری سود بر جریان نقد عملیاتی مؤثر است. از طرفی با استفاده از رگرسیون سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ حاصل شده است، لذا فرضیه دوم مورد تایید است. نتایج بدست آمده با نتایج مطالعات نیکومرام و همکاران (۱۳۹۲) و حساس یگانه و همکاران (۱۳۹۳) همسو می‌باشد. با توجه به فرضیه فوق پیشنهاد می‌گردد که از پایداری سود جهت ارزیابی جریان‌های نقدی عملیاتی استفاده شود. نتایج مربوط به بررسی تأثیر قابلیت پیش بینی سود بر جریان نقد عملیاتی نشان داد با توجه به اینکه سطح معناداری آزمون فرضیه سوم کمتر ۰/۰۵ می‌باشد، لذا فرضیه سوم مورد تایید است و متغیر مستقل بر متغیر وابسته تأثیرگذار بوده و همچنین فرض صفر مبنی بر عدم رابطه بین قابلیت پیش بینی سود بر جریان نقد عملیاتی رد و فرض مخالف آن تایید می‌شود. لذا قابلیت پیش بینی سود بر جریان نقد عملیاتی مؤثر است. از طرفی با استفاده از رگرسیون سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ حاصل شده است، لذا فرضیه سوم مورد تایید است. نتایج حاصله با نتایج مطالعات حقیقت و معتمد (۱۳۹۰) و ثقفی و همکاران (۱۳۹۰) همسو می‌باشد. از آنجا که از آنجا که قابلیت پیش‌بینی سود به عنوان یکی از متغیرهای اصلی حسابداری دارای نقش مهمی در تصمیم‌گیری می‌باشد نوسان پذیری یکی از عواملی است که باعث کاهش قابلیت پیش‌بینی سود می‌گردد، لذا توجه به عوامل مؤثر بر نوسان‌پذیری سود به استفاده‌کنندگان توصیه می‌گردد. نتایج مربوط به بررسی تأثیر هموارسازی سود بر جریان نقد عملیاتی نشان داد با توجه به اینکه سطح معناداری آزمون فرضیه چهارم کمتر ۰/۰۵ می‌باشد، لذا فرضیه چهارم مورد تایید است و متغیر مستقل بر متغیر وابسته تأثیرگذار بوده و همچنین فرض صفر مبنی بر عدم رابطه بین هموارسازی سود بر جریان نقد عملیاتی رد و فرض مخالف آن تایید می‌شود. بنابراین هموارسازی سود بر جریان نقد عملیاتی مؤثر است. از طرفی با استفاده از رگرسیون سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ حاصل شده است، لذا فرضیه چهارم مورد

تایید است. نتایج این پژوهش با نتایج مطالعات هاشمی و همکاران (۱۳۹۳)، اثنی عشری و همکاران (۱۳۹۳) همسو می‌باشد. با توجه به فرضیه فوق پیشنهاد می گردد که در صورت سود و زیان و صورت جریان وجوه نقد یا یادداشت‌هاییو ست صورت‌های مالی، اقلام تعهدی سود نیز افشاء گردد. جهت پژوهش‌های آتی پیشنهاد می شود که از سایر متغیرها همچون شفافیت حسابداری، ضریب واکنش به سود برای اندازه‌گیری کیفیت اطلاعات حسابداری در پژوهش های آتی استفاده شود. همچنین رابطه بین ساختار مالکیت و کیفیت اطلاعات حسابداری در پژوهش‌های آتی بررسی شود و پژوهش حاضر به تفکیک صنایع مختلف موجود در بورس اوراق بهادار تهران انجام شود.

پی نوشت

۱ Operating Cash Flow
۲ Chow test
۳ Hausman Test
۴ Pearson Correlation Coefficient

منابع

اثنی‌عشری، حمیده، حجازی، رضوان، مجتهدزاده، ویدا، (۱۳۹۲). طراحی مدل سنجش کیفیت اطلاعات حسابداری، *مجله پژوهش‌های حسابداری مالی: ۶ (۲). ۷۵-۹۴.*

اعتمادی، حسین، مودب، هیوا، (۱۳۹۱). اهمیت کیفیت اطلاعات حسابداری در زمان بروز بحران‌های مالی، اولین همایش ملی حسابداری و مدیریت.

بهبهانی‌نیا، پریسا سادات، ولی زاده لاریجانی، اعظم. (۱۳۹۶). نقش اطلاعات حسابداری در واکنش سرمایه گذاران بورس اوراق بهادار تهران؛ مطالعه سودهای پیش بینی شده. *مجله پژوهش‌های تجربی حسابداری دانشگاه الزهرا: ۶ (۲۴)*. ۲۰۳-۲۱۷.

ثقفی، علی و کردستانی، غلامرضا؛ (۱۳۸۳). بررسی و تبیین رابطه بین کیفیت سود و واکنش بازار به تغییرات سود نقدی، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*: ۱۱ (۳۷) ۷۲- ۵۱.

ثقفی، علی، بولو، قاسم، محمدیان، محمد، (۱۳۹۰). کیفیت اطلاعات حسابداری، سرمایه‌گذاری بیش از حد و جریان نقد آزاد، *مجله‌ی پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز:۳ (۲)*. ۶۳- ۳۷.

جبارزاده کنگراوئی، سعید، منفرد، منصور، متوسل، مرتضی، (۱۳۹۳). تأثیر جریان وجوه نقد عملیاتی بر تعدیلات اهرم مالی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *مجله راهبرد مدیریت مالی: ۲ (۱). ۷۵-۹۳.*

حجازی، رضوان، میهمی، شیدا. (۱۳۹۶). بررسی دیدگاه‌های متفاوت در تأثیر پذیرش استاندارد حسابداری ارزش منصفانه بر سود حسابداری. *مجله پژوهش‌های تجربی حسابداری دانشگاه الزهرا: ۶ (۴)*. ۱۲۷-۱۵۰.

حساس یگانه، یحیی، امیدی، الهام، (۱۳۹۳). رابطه‌ی کیفیت اطلاعات حسابداری، تاخیر واکنش قیمت و بازدهی آتی سهام، *فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی: ۱۱ (۴۲)*. ۳۱-۵۷.

حقیقت، حمید، معتمد، محمد. (۱۳۹۰). بررسی رابطه‌ی بین نوسان‌پذیری و قابلیت پیش‌بینی سود. *مجله‌ی پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز: ۳ (۲)*. ۸۷- ۶۵.

خدادادی، ولی و کارگر پور، خاطره. (۱۳۸۸). بررسی رابطه بین جریان نقد عملیاتی و نسبت‌های نقدینگی با بازده سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی: ۱ (۱)*، ۷۵- ۶۰.

دیدار، حمزه، وکیلی، سونیا. (۱۳۹۶). بررسی محتوای اطلاعاتی صورت‌های مالی تلفیقی در برابر صورت‌های مالی شرکت اصلی با تأکید بر نقش استانداردهای بین المللی گزارشگری مالی (شواهد حاصل از دو بازار سرمایه ایران و سنگاپور). *مجله پژوهش‌های تجربی حسابداری دانشگاه الزهرا: ۶ (۴)*. ۲۵-۴۶.

رحمانی، علی، یوسفی، فرزانه، رباط میلی، مژگان، (۱۳۹۱). کیفیت اطلاعات حسابداری، تاخیر در تعدیل قیمت سهم قابلیت پیش بینی بازده‌های آتی، *فصلنامه بورس اوراق بهادار تهران: ۲۰ (۵)*. ۱۵۸-۱۳۷.

سلیمیان، معصومعلی، جمشیدی، حمدالله، (۱۳۸۴). روش تحقیق و کاربرد آن در مدیریت، *انتشارات آینده‌سازان*.

کردستانی، غلامرضا، خاتمی، زینت، (۱۳۹۵). بررسی ارتباط بین کیفیت اطلاعات حسابداری و حسابداری محافظه‌کارانه با ریسک سقوط قیمت سهام، *مجله علمی- پژوهشی دانش حسابداری مالی: ۳ (۲)*. ۱۳۰- ۱۰۹.

ملانظری، مهناز، کریمی زند، ساناز، (۱۳۸۶). بررسی ارتباط بین هموارسازی سود با اندازه شرکت و نوع صنعت در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *مجله بررسی‌های حسابداری و حسابرسی: ۱۴ (۴۷)*. ۱۰۰- ۸۳.

نوروش، ایرج، ذاکری، حامد، (۱۳۸۹). بررسی هموارسازی سود از طریق فروش دارایی‌های شرکت، *مجله پژوهش‌های حسابداری مالی: ۳ (۸)*. ۶۲- ۵۱.

نیکومرام، هاشم، احمدزاده، حمید، (۱۳۹۲)، بررسی رابطه بین کیفیت اطلاعات حسابداری و انتخاب نوع حسابرس در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامه مطالعات کمی در مدیریت: ۴ (۴)*. ۱۵۴- ۱۳۵.

نیکومرام، هاشم، تقوی، مهدی، احمدزاده، حمید، (۱۳۹۳). پیامدهای اقتصادی کیفیت اطلاعات حسابداری با تمرکز بر متغیر پایداری سود، *مجله حسابداری:. ۲۱. ۱۶-۱.*

یوسفی، فلورا، ۱۳۸۹، بررسی اثر کیفیت اطلاعات حسابداری بر نگهداشت وجه نقد، *پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه الزهرا.*

Anthony, D, Eric, Severin and VigneronT, Ludovic (2015). Does Accounting Information Quality Matter For SMES Use of trade credit? University of valenciennes.

Ali, A, & Zarowin, P. (1992a). Permanent versus transitory components of annual earnings and estimation error in earnings response coefficients. Journal of Accounting and Economics, 15 (2). 249-263.

Callen, J. , Khan, M. (2011). Accountig Quality, Stock Price delay, and Future Stock Returns. Contemporary Accounting Research: 30 (1). 269-295.

Dimitrov, V, and Prem. ,C. J. (2008). The Value-Relevance of Change in Financial Leverage Beyond Growth Assets and GAAP Earning, Journal of Accounting, Auditing and Finance: 23 (2). 191-223.

Dichow, P. and I. Dichev. (2002). The Quality of Accruals and Earnings: the Role of Accrual Estimation Errors. The Accounting Review,: 77. 35-59

Ferfelid, R. , Owen, D. , & Adams, C. (1996). Accounting & accountability: changes and challenges in corporate social and environmental reporting. Prentice Hall.

Feransis,g. Deegan, Craig. Financial accounting theory. McGraw-Hill Education Australia.

Gaio, C. , and C. Raposo (2011). Earnings Quality and Firm Valuation: International Evidence, Accounting and Finance: 51 (2) , 467–499.

Graham & Dad and J. Wild (1934). Accounting Recognition and the Relevance of Earnings as an Explanatory Variable for Returns. Accounting Review, 67 (4) , 821-842.

Héctor Horacio Garza ,Sánchez, Klender Aimer Cortez Alejandro, Alma Berenice Méndez Sáenz, Martha del Pilar Rodríguez García. 2015. Contaduría y Administración: 62, 761-774.

Li-Hsun ,Wang. (2017). Research in International Business and Finance,: 42,950-958.

Lie, Q, (2006) , Cash distribution and retun , University of Michigan, 1-32.

Lev, B. , 1983. Some economic determinants of the time-series properties of earnings. J. Account. Econ. 5, 31–48.

Seraina C. Anagnostopoulou Andrianos E. Tsekrekos. (2017). Research in International Business and Finance: 41,445-460.

Schipper, K, L. Vincent, (2003) , Earnings quality, Accounting Horizons, supplement: 97–110, [Online] (www. digitallibraryplus. com).

Zinbo Zhai, Rob, Dave Owen, and Carol Adams. (2016). Accounting & accountability: changes and challenges in corporate social and environmental reporting.

Asna Ashari, H & Other, (2014). Designing a Quality Measurement Model for Accounting Information. Journal of Financial Accounting Research,: 6 (2). 75-94.

Etemadi, H, Moadab, H, (2013). Importance of accounting information quality in times of financial crisis. First National Conference on Accounting and Management. (In Persian).

Behbahani, P, Vali Zadeh, A, (2018). The role of accounting information in the reaction of investors in Tehran Stock Exchange; the study of expected profits. Journal of Empirical Research of Alzahra University: 6 (24) ,203-217. (In Persian).

Saghafi, A & Other, (2012). The quality of accounting information, over-investment and free cash flow. Journal of Accounting Progress of Shiraz University, Third period: 3 (2) ,37-63. (In Persian).

Saghafi, A, Kordestani, GH, (2005). Exploring and explaining the relationship between earnings quality and market response to cash flow changes. Journal of Accounting and Auditing: 11 (37) ,51-72. (In Persian).

Jabar Zadeh Kangaraveie & Othet, (2015). Effect of cash flow on financial leverage adjustments in listed companies in Tehran Stock Exchange. Journal of Financial Management Strategy: 2 (1). 75-93. (In Persian).

Hejazi, R, Meyhami, SH, (2018). Examining different views on the effect of adopting the fair value accounting standard on accounting profit. Journal of Empirical Research of Alzahra University: 6 (4). 127-150. (In Persian).

Hasas Yeganeh, Y, Omidi, E, (2015). The relationship between the quality of accounting information, the delayed reaction of prices and return on equity. Quarterly Journal of Empirical Financial Accounting Studies, Eleventh year,11 (42) ,31-58. (In Persian).

Haghighat, H, Motamed, M, (2012). Investigate the relationship between volatility and profitability predictability. Journal of Accounting Progress of Shiraz University, Third period, second issue: 3 (2). 65-87. (In Persian).

Khodadadi, V, Kargar Pour, KH, (2010). Investigating the relationship between operating cash flow and liquidity ratios with stock returns in companies admitted to Tehran Stock Exchange. Journal of Financial Accounting: 1 (1) ,60-75. (In Persian).

Didar, H, Vakili, S, (2018). Investigation of the Information Content of Financial Statements Consolidated against the Financial Statements of the Main Company with an Emphasis on the Role of International Financial Reporting Standards (Evidence from Two Capital Markets in Iran and Singapore). Journal of Empirical Accounting Research, Al-Zahra University: 6 (4). 25-46. (In Persian).

Rahmani, A, Yousefi, F, Robat Mili, M, (2013). The quality of accounting information, delays in price adjustment, the ability to predict future returns. Quarterly Journal of Tehran Stock Exchange: 20 (5) ,137-158. (In Persian).

Salimian, M, Jamshidi, H, (2006). Research method and its application in Management. Future Sazan Publications. (In Persian).

Kordestani, Gh, Khatami, Z, (2017). Study of the relationship between the quality of accounting information and conservative accounting with the risk of falling stock prices. Journal of Financial Accounting Knowledge,: 3 (2) ,109-130. (In Persian).

Molanazari, M, Karimi Zand, S, (2008). Investigating the relationship between profit smoothing and company size and type of industry in companies admitted to Tehran Stock Exchange. Journal of Accounting and Auditing: 14 (47) ,83-100. (In Persian).

Noravesh, E, Zakeri, H, (2011). Earn smoothing through the sale of company assets. Journal of Financial Accounting Research: 3 (8) ,51-62. (In Persian).

Nikomaram, H, Taghavi, M, (2015). Economic Consequences of Quality of Accounting Information Focusing on the Stability Reserve. Accounting Management Magazine: 21. 1-16/ (In Persian).

Nikomaram, H, Ahmadzadeh, H, (2014). Investigating the relationship between the quality of accounting information and the choice of auditor type in companies admitted to the Tehran Stock Exchange. Quarterly Quantitative Studies in Management: 4 (4). 135-154. (In Persian).

Yousefi, F, (2011) , The effect of accounting information quality on cash holdings. Master's Thesis Alzahra University. (In Persian).

پژوهش‌های تجربی حسابداری
سال هشتم، شماره ۳۲، تابستان ۱۳۹۸، صص ۱۴۳- ۱۵۹

اثر تعدیل کنندگی مراحل چرخه عمر شرکت‌ها بر رابطه بین سرمایه‌گذاری در منابع انسانی و سیستم کنترل‌های داخلی (مطالعه موردی: شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران)

رضوان حجازی *، مهرداد صالحی **

تاریخ دریافت: ۹۴/۰۷/۱۹
تاریخ پذیرش: ۹۴/۱۱/۰۷

چکیده

به طور یقین رفتار شرکت‌ها در هر یک از مراحل چرخه عمری تأثیر بسزایی در ارزش شرکت‌ها خواهند داشت. منابع موجود در سازمان، جهت رسیدن به اهداف کوتاه مدت وبلندمدت سازمان است. نیروی انسانی به عنوان یک منابع سرمایه‌ای مورد توجه مدیران تمامی واحدهای اقتصادی و نهادهای اجتماعی درجهت ارتقای سطح عملکرد و افزایش بازدهی آنان قرار گرفته است. در این مقاله با بهره گیری از عوامل تعیین کننده سرمایه‌گذاری منابع انسانی، اثرات ایجاد شده بر کنترل‌های داخلی ۹۰ نمونه از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۵ در چارچوب چرخه عمر شرکت‌ها مورد بررسی قرار گرفته است. برای بررسی عوامل تعیین کننده منابع انسانی در کنترل‌های داخلی، تعداد پرسنل در بخش کنترل داخلی را به عنوان یک تابع از ویژگی‌های شرکت‌های ذکر شده در نظر گرفته شده است. در این مطالعه به علت نوع داده‌های مورد مطالعه، روش داده‌های تابلویی مورد استفاده قرار می‌گیرد. نتایج حاکی از اثرگذاری متغییرهایی همچون اندازه شرکت، عمر شرکت، پیچیدگی فعالیت‌ها، بحران مالی، صادرات و مالکیت دولتی و خصوصی بر تعداد پرسنل در بخش کنترل داخلی می‌باشد. به طوری کلی تمام متغیرهای ذکر شده به استثنای بحران‌های مالی و مالکیت خصوصی تأثیر مثبت معناداری بر افزایش تعداد کارکنان شرکت و افزایش کنترل داخلی این شرکت‌ها دارند. همچنین یافته‌ها نشان می‌دهد که شرکت‌های که در مرحله بلوغ به سر می‌برند؛ نسبت به مرحله رشد و افول دارای قدرت توضیح دهندگی بیشتری برای رابطه بین سرمایه گذاری در منابع انسانی و سیستم‌های کنترل‌های داخلی دارند.

واژه‌های کلیدی: چرخه عمر شرکت، منابع انسانی، سیستم کنترل‌های داخلی.
طبقه‌بندی موضوعی: M۴۱، B۲۶، G۳۳

DOI: 10.22051/jera.2018.6955.1035

*استاد گروه حسابداری، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران، (hejazi33@gmail.com).
**استادیار گروه حسابداری، واحد نورآباد ممسنی، دانشگاه آزاد اسلامی، نورآباد ممسنی، ایران، (نویسنده مسئول)، (salehifinance@gmail.com).

مقدمه

مفهوم چرخه عمر در دهه‌های اخیر واژه‌ای شناخته شده در ادبیات حسابداری است. تمامی موجودات زنده از جمله نباتات، جانوران و انسان‌ها همگی از منحنی عمر یا چرخه‌ی عمر پیروی می‌کنند. این‌گونه موجودات متولد می‌شوند، رشد می‌کنند، به پیری می‌رسند و در نهایت می‌میرند. تئوری چرخه عمر چنین فرض می‌کند که شرکت‌ها و بنگاه‌های اقتصادی همچون تمامی موجودات زنده که متولد می‌شوند، رشد می‌کنند و می‌میرند دارای منحنی عمر یا چرخه عمر هستند .

در حوزه حسابداری برخی از محققان سه مرحله رشد، بلوغ و افول را برای توصیف عمر شرکت‌ها تبیین نموده اند که در هر یک از این مراحل به نسبت خصوصیات هر دوره، نسبت اهمیت دارایی‌های نامشهود به مشهود می‌تواند متفاوت باشد. (بلک، ۱۹۹۸). به طور یقین رفتار شرکت‌ها در هر یک از مراحل چرخه عمری تأثیر بسزایی در ارزش شرکت‌ها خواهند داشت.

امروزه سرمایه انسانی عامل کلیدی در بازارگرایی و سودآوری بشمار می‌رود. با توجه به گسترش رقابت بین سازمان‌ها و افزایش اهمیت موفقیت آن‌ها در این عرصه، سازمان‌ها را به سوی استفاده از یکی از مهمترین منابع خود یعنی دانش و سرمایه انسانی سوق داده است. دانش به عنوان مهم ترین سرمایه، جایگزین سرمایه‌های مادی به ویژه در محیط رقابتی و فناوری شده است. لذا مفهوم سرمایه انسانی، کاربردی مهم و گسترده یافته است. (طالبی پور و خشنود، ۱۳۹۲).

همچنین بسیاری از شرکت‌ها بر آموزش کارکنان، تحقیق و توسعه، روابط با مشتری، سیستم‌های اداری و رایانه‌ای سرمایه‌گذاری می‌کنند. این سرمایه‌گذاری‌ها که اغلب به عنوان سرمایه‌گذاری بر منابع انسانی تلقی می‌شوند، در حال رشد می‌باشند و در برخی از کشورها با میزان سرمایه‌گذاری در سرمایه مالی و فیزیکی رقابت می‌کنند که اهمیت این موضوع را در کنترل‌های داخلی شرکت‌ها هم به چشم می‌خورد (رهنمای رودپشتی و همکاران، ۱۳۹۲)

بنابراین کنترل داخلی ابزاری برای مدیریت و به‌طور مستقیم مرتبط با هدف‌های سازمان است. با اینکه مدیریت رکن اصلی کنترل داخلی است، اما همه کارکنان سازمان نقش‌های مهمی در ایجاد واجرای آن دارند. کارکنان افرادی هستند که کنترل‌های داخلی را به اجرا در

می‌آورند؛ پس سیستم کنترل داخلی زمانی در تمامی بخش‌ها می‌تواند اثربخش باشد که در استقرار آن به رفتار اخلاقی و شایستگی‌های فنی کارکنان توجه شود. بنابراین دستیابی به کنترل داخلی مناسب، مستلزم وجود کارکنان متعهد و درستکار و دارای ارزش‌های اخلاقی قوی است که می‌توان آن را در منابع انسانی به وضوح دید. وجود کنترل‌های درونی باعث بهبود عملکرد سازمان‌ها و حتی باعث بهبود گزارشگری مالی می‌شود. تحقیقات نشان می‌دهد وقتی سازمان‌ها بر روی کنترل‌های درونی متمرکز شوند، بهتر نتیجه گرفته و باعث کاهش هزینه‌های کنترل داخلی در سازمان‌ها می‌شوند؛ به این دلیل که کنترل‌های درونی یک خودکنترلی در افراد سازمان‌ها به‌وجود می‌آورد (کوکس، ۲۰۰۷) .

به همین منظور محقق به دنبال بررسی اثر تعدیل کنندگی مراحل چرخه عمر شرکت‌ها بر رابطه بین سرمایه گذاری در منابع انسانی و سیستم کنترل‌های داخلی است.

پیشینه تحقیق

یکی از فاکتورهای مهم در تعیین ساختار دارایی‌های شرکت (ترکیب دارایی‌های مشهود و نامشهود) چرخه عمر شرکت می‌باشد. در حوزه حسابداری برخی از محققان چهار مرحله تولد (ظهور)، رشد، بلوغ و افول را برای توصیف عمر شرکت‌ها تبیین نموده‌اند که در هر یک از این مراحل به نسبت خصوصیات هر دوره رفتارهای متفاوتی خواهند داشت. که به اختصار در ذیل بیان شده‌اند.

مرحله تولد یا ظهور[1]: در این مرحله نقدینگی منفی است و شرکت دارای فرصت‌های رشد بالائی است، بنابراین شرکت‌ها دارای استقراض کمتری در مقایسه با شرکت‌های در مرحله بلوغ هستند. همچنین در این مرحله میزان دارایی‌ها (اندازه شرکت) در سطح نازلی قرار دارد، جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های عملیاتی و سودآوری در سطح پایین است و شرکت‌ها برای تأمین مالی و تحقق فرصت‌های رشد به نقدینگی بالایی نیاز دارند. نسبت سود تقسیمی در این شرکت‌ها معمولاً صفر یا حداکثر ۱۰٪ است و بازده سرمایه‌گذاری یا بازده سرمایه‌گذاری تعدیل شده در قیاس با نرخ موزون تأمین مالی بعضاً ناچیز است (همان منبع).

مرحله رشد[2]: در مرحله رشد سریع، شرکت‌ها دارای محصولات قابل توجهی (چشمگیری) هستند و پس از این مرحله رقبای شرکت در بازار افزایش می‌یابند و نرخ سهام در بازار ثابت

می‌شود و شرکت وارد مرحله ثابتی از رشد می‌شود (بلک ۱۹۹۸). در مرحله رشد ثابت به علت کمبود منابع مالی شرکت نیاز به سرمایه‌گذاری بیشتری دارد. در این مرحله تکنولوژی‌های جدید به تدریج تکامل می‌یابد و محصولات جدید به تدریج توسط بازار پذیرفته می‌شوند و ریسک شرکت به علت افزایش در فروش کاهش می‌یابد.

در این مرحله اندازه شرکت بیش از اندازه شرکت‌ها در مرحله ظهور بوده و رشد فروش و درآمدها نیز نسبت به مرحله ظهور بیشتر است. منابع مالی بیشتر در دارایی‌های مولد سرمایه‌گذاری شده و شرکت از انعطاف پذیری بیشتری در شاخص‌های نقدینگی برخوردار است. نسبت سود تقسیمی در این طیف از شرکت‌ها معمولاً بین ۱۰٪ تا ۵۰٪ در نوسان است. بازده سرمایه‌گذاری یا بازده سرمایه‌گذاری تعدیل شده نیز در اغلب موارد بر نرخ موزون هزینه تأمین سرمایه فزونی دارد (همان منبع).

مرحله بلوغ: شرکت‌ها در این مرحله با سابقه‌تر، با ثبات‌تر و با سودآوری و نقدینگی بالا می‌باشند. مدیریت از نظر عملیاتی و مالی به صورت موفقیت آمیزی عمل می‌کند. سهام بازار و نرخ سود در این مرحله ثابت می‌باشد (همان منبع). همچنین در این مرحله شرکت‌ها فروش با ثبات و متعادلی را تجربه نموده و نیاز به وجه نقد در اکثر موارد از طریق منابع داخلی تأمین می‌شود. اندازه‌ی دارایی‌های این شرکت‌ها نیز به تناسب بیشتر از اندازه‌ی دارایی‌های شرکت‌های در مرحله رشد بوده و نسبت سود تقسیمی در این شرکت‌ها معمولاً بین ۵۰٪ تا ۱۰۰٪ در نوسان است. به دلیل وفور نقدینگی و کاهش اتکا به سیاست تأمین مالی از خارج، عموماً بازده سرمایه‌گذاری‌ها بازده سرمایه‌گذاری تعدیل شده معادل یا بیش از نرخ تأمین سرمایه است (همان منبع).

این مرحله به دو دسته بلوغ زودرس و بلوغ بعدی تقسیم می‌شود.

مرحله بلوغ زودرس به علت انجام کارآمد عملیات در ارتباط با رشد و سود به عنوان بهترین مرحله از چرخه عمر محسوب می‌شود. مرحله بلوغ بعدی به دلیل تکامل شرکت و شکل گیری بخش‌های حرفه‌ای و کاربردی جز مهم‌ترین مرحله از چرخه عمر است (همان منبع).

در این مرحله شرکت چون دارای یک سابقه طولانی‌تری نسبت به مرحله رشد است و از لحاظ عملکرد مالی بهتر از مراحل دیگر عمل می‌کند و دارای فرصت‌های رشد کمتری هستند

لذا می‌تواند با اعتبار کسب شده از بدهی بیشتری جهت تأمین مالی استفاده کند. ولی از یک طرف چون شرکت دارای نقدینگی بالایی است، ترجیحاً شرکت‌ها باید سعی در استفاده بیشتر از منابع داخلی جهت تأمین مالی داشته باشند.

مرحله افول: در این مرحله شرکت در واقع رو به فنا و نابودی می‌باشد و در تولید منابع کافی جهت حفظ بقای خود ناتوان است و به طرف یک ورشکستگی کامل لغزیده می‌شود. آن‌ها به جای اینکه توسط نیروهای بازار به فعالیت خود ادامه دهند توسط مداخله گرهای مصنوعی سعی در ادامه حیات خود دارند که در نهایت هم توسط رقبا بلعیده می‌شود. در این مرحله سود شرکت کاهش می‌یابد و چون عرضه بیشتر از تقاضاست شرکت‌ها از لحاظ مالی در وضعیت بحرانی به سر می‌برند، در چنین شرایطی آن‌ها از بدهی کمتری جهت تأمین مالی استفاده می‌کنند. طبیعی به نظر می‌رسد که نحوه بررسی دارایی‌های یک شرکت و اهمیت ارزش هر یک از آن‌ها در مراحل مختلف چرخه عمر شرکت‌ها می‌تواند اثر گذاری زیادی در اندازه کنترل‌های داخلی داشته باشد.

نخستین هدف سیستم کنترل داخلی سازمان، ارائه اطمینان معقول از اطلاعات مالی صحیح و قابل اعتماد، انطباق با راهکارها با سیاست‌ها، نقشه‌ها، رویه‌ها، قوانین و مقررات و قراردادها، محافظت از دارایی‌ها در برابر خسارت و سرقت‌ها، اثربخشی و مقرون به صرفه بودن منابع در راستای اهداف سازمان‌ها می‌باشد. در همین راستا تحقیق‌های گستره به شرح اقدام گرفته است:

بدری آذرین و همکاران ۱۳۹۱، در پژوهشی به منظور بررسی رابطهٔ مدیریت دانش و اجزای آن با عملکرد منابع انسانی طی نتایج حاصل از تحلیل رگرسیون چندگانه به این نتیجه رسیدند که معادلهٔ پیش بینی عملکرد منابع انسانی برابر با ۵۹/۶۹، تسهیم دانش۰/۰۱۶، تحصیل دانش ۰/۴۲۸ و تشخیص دانش ۰/۲۰۱ بهدست آمد .نبود دیگر متغیرها در مدل به معنی این است که بقیه‌ی متغیرها به‌طور معنادار در مدل نقش ندارند. بین سه متغیر بیشترین تأثیر را در پیش‌بینی میزان عملکرد منابع انسانی در ادارهٔ کل تربیت بدنی استان «تحصیل دانش » در مدل، متغیر آذربایجان شرقی دارد.

محمود آبادی و همکاران (۱۳۹۲) در تحقیقی با عنوان بررسی آثار سرمایه فکری در بهبود کیفیت گزار شگری مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی دوره

زمانی ۱۳۸۲ الی ۱۳۸۸ یافتند که بین ضریب کارایی سرمایه ساختاری و ضریب کارایی سرمایه انسانی با کیفیت گزارشگری مالی رابطه مستقیم و معناداری وجود دارد.

همچنین نمازی و همکاران (۱۳۹۳) در تحقیقی با عنوان بررسی رابطه سرمایه فکری و اجزای آن با خطر ورشکستگی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی دوره زمانی ۱۳۸۳ الی ۱۳۹۰ دریافتند که که رابطه منفی معناداری بین سرمایه فکری و ریسک ورشکستگی شرکت‌ها وجود دارد؛ هم‌چنین اجزای سرمایه فکری در مدل پالیک (شامل کارایی سرمایه به‌کار گرفته شده، کارایی سرمایه انسانی و کارایی سرمایه ساختاری) بر ریسک ورشکستگی به‌گونه‌ای منفی تأثیرگذارند. نتیجه‌گیری و اصالت و افزوده پژوهش به دانش: با توجه به رابطه منفی بین سرمایه فکری و اجزای آن با ریسک ورشکستگی شرکت‌ها نتیجه‌گیری می‌شود که سرمایه فکری می‌تواند ضمن بهبود عملکرد شرکت‌ها، از ورشکستگی آن‌ها نیز جلوگیری کند و بدین ترتیب از پیامدهای اقتصادی، اجتماعی و سیاسی این رویداد ناگوار بکاهد.

مرادی و همکاران (۱۳۹۳) در تحقیقی با عنوان مربوط بودن دارایی‌های نامشهود در هریک از مراحل چرخه عمر برای دوره زمانی دوره ۱۳۸۲ الی ۱۳۹۱ در بورس اوراق بهادار تهران نشان دادند که که از بین مراحل مختلف چرخه عمر شرکت، دارایی‌های نامشهود در مرحله بلوغ و افول بیشتر مربوط هستند.

فنگ و همکارانش (۲۰۰۹) با بررسی رابطه بین کنترل‌های داخلی و دقت کنترل مدیریت نتیجه گرفته اند که کیفیت کنترل داخلی منجر به خطای کمتر در گزارش مدیریت داخلی می‌شود. مطالعات دیگر استدلال می‌کنند که سیستم کنترل داخلی می‌تواند به وسیله مکانیسم‌های نظارت در محل، مانند هیئت مدیره مستقل از مدیران یا اقدام حسابرسی تحت تأثیر قرار گیرد (کریشنان، ۲۰۰۵؛ هوگان و ویلکینز، ۲۰۰۸)، مکانیسم‌های نظارت ضعیف منجر به ضعف کنترل داخلی می‌شوند.

چوی و همکارانش (۲۰۱۳) با بررسی اثر کیفیت سیستم کنترل داخلی بر نقاط ضعف کنترل داخلی نشان می‌دهند که نسبت پرسنل رابطه معکوسی با وجود نقاط ضعف کنترل داخلی، در سطوح شرکت و بخش‌ها دارند. این یافته با مطالعات گی و ماک وی (۲۰۰۵) که نتیجه گرفته

اند، کنترل‌های داخلی ضعیف می‌توانند به نبود پرسنل حسابداری واجد شرایط نسبت داده شوند مطابقت دارد. مطالعه دیگری که از داده‌های کارکنان استفاده می‌کند، لی و همکارانش (۲۰۱۰) است که اثر کیفیت کنترل داخلی بر هزینه‌های حسابرسی را مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها به یک رابطه مثبت و معنی داری بین تعداد کارکنان و هزینه حسابرسی پی بردند. این یافته‌ها نشان می‌دهند که شرکت‌هایی با تعداد بیشتری پرسنل نیازمند یک حسابرسی دقیق تر می‌باشند. در نتیجه، حسابرسان سطح تلاش خود را افزایش داده اند (به عنوان مثال، افزایش ساعت حسابرسی)، که در حق الزحمه خدمات بالاتر منعکس شده است.

فرضیه‌های پژوهش

این تحقیق به بررسی اثر تعدیل کنندگی مراحل چرخه عمر شرکت‌ها بر رابطه بین سرمایه گذاری در منابع انسانی و سیستم کنترل‌های داخلی می‌پردازد. انتظار می‌رود حسابداری و گزار شگری مالی به عنوان یک سیستم اطلاعاتی، ابزارهای اطلاعاتی لازم برای تصمیم‌گیری را در اختیار استفاده‌کنندگان قرار دهد. در این میان، اهمیت منابع انسانی بویژه در برخی شرکت‌های وابسته به فناوری‌های اختصاصی، بر کسی پوشیده نیست و انتظار می‌رود در ارزیابی این قبیل شرکت‌ها توسط بازار، دارای اثری بااهمیت باشد. (مرادی و همکاران، ۱۳۹۳).

بنابراین فرضیه‌های تحقیق به شرح زیر مطرح گردیده است:

فرضیه اول: اندازه شرکت بر تعداد پرسنل در بخش کنترل داخلی اثرگذار می‌باشد.

فرضیه دوم: افزایش در پیچیدگی‌ها باعث افزایش در تعداد پرسنل خواهد شد.

فرضیه سوم: افزایش عمر شرکت‌ها باعث افزایش در تعداد پرسنل آن شرکت‌ها دارد.

فرضیه چهارم: بحران‌های مالی باعث افزایش در تعداد پرسنل شرکت‌ها می‌شود.

فرضیه پنجم: صادرات شرکت‌ها باعث افزایش در تعداد پرسنل شرکت‌ها می‌شود.

فرضیه ششم: افزایش در مالکیت خصوصی باعث افزایش در تعداد پرسنل شرکت‌ها می‌شود.

فرضیه هفتم: شرکت‌های که در مرحله بلوغ به سر می‌برند؛ نسبت به مرحله رشد و افول دارای قدرت توضیح دهندگی بیشتری برای رابطه بین سرمایه گذاری در منابع انسانی و سیستم‌های کنترل‌های داخلی می‌باشند.

روش تحقیق

تحقیق حاضر، به لحاظ هدف یک تحقیق کاربردی است‌واز لحاظ روش تحقیق از نوع همبستگی است. جامعه آماری تحقیق، کل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد که از بین آن‌ها ۹۰ شرکت به عنوان نمونه برای دوره زمانی ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۵ انتخاب گردیده است. داده‌های مورد نیاز برای محاسبه متغیرهای تحقیق از بانک‌های اطلاعاتی ره‌آورد نوین، سایت ر سمی بورس اوراق بهادار تهران و آمارهای ر سمی منتشر شده تو سط بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش کتابخانه‌ای کسب شده است. در این مطالعه به علت نوع داده‌های مورد مطالعه، روش داده‌های تابلویی استفاده می شود. برای تحقق اهداف مورد نظر در این مطالعه از نرم افزارهای E-views، استفاده شده است.

تصریح مدل

با توجه به ادبیات نظری مربوط به بررسی اثر تعدیل کنندگی مراحل چرخه عمر شرکت‌ها بر رابطه بین سرمایه گذاری در منابع انسانی و سیستم کنترل‌های داخلی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران مشخص و مدل مورد استفاده به صورت زیر ارائه می‌گردد :

$$LOGIC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D1,D2,D3LOGSIZE_{it} + \alpha_2 D1,D2,D3LOGCURR_{it} + \alpha_3 D1,D2,D3LOGAGE_{it} + \alpha_4 D1,D2,D3FD_{it} + \alpha_5 D1,D2,D3LOGEXPORT_{it} + \alpha_6 D1,D2,D3LOGS_{it} + \alpha_7 D1,D2,D3LOGOP_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در آن؛

D1, D2, D3: متغیرهای مصنوعی هستند که به ترتیب به ازای مراحل رشد، بلوغ و افول برابر با یک و در غیراین صورت، صفر در نظر گرفته شده است.

LOGIC: لگاریتم مجموع تعداد پرسنل در بخش کنترل داخلی

LOGSIZE: لگاریتم اندازه شرکت

LOGCURR: لگاریتم پیچیدگی فعالیت‌ها و عملیات شرکت

LOGAGE: لگاریتم عمر شرکت

FD: بحران مالی

LOGEXPORT: لگاریتم صادرات

LOGOS: لگاریتم مالکیت دولتی

LOGOP: لگاریتم مالکیت خصوصی

متغیر تعدیل گر: مراحل چرخه عمر شرکت‌ها می‌با شد برای طبقه‌بندی شرکت‌ها در مراحل مختلف چرخه عمر، نخست، مقدار هر یک از متغیرهای رشد فروش، مخارج سرمایه‌ای، نسبت سود تقسیمی و سن (عمر) شرکت برای هر سال-شرکت محا سبه می شود .سال شرکت‌ها بر اساس هر یک از چهارمتغیرمذکور وب ا استفاده از پنجک‌های آماری در هر صنعت به پنج طبقه تقسیم می‌شوند که با توجه به قرار گرفتن در پنجک (طبقه) مورد نظر طبق جدول زیر نمره‌ای بین ۱ تا ۵ می‌گیرند. سپس برای هر سال- شرکت، نمره‌ای مرکب به د ست می‌آید که با توجه به شرایط زیر در یکی از مراحل رشد، بلوغ و افول طبقه‌بندی می‌شود:

الف) در صورتی‌که مجموع نمرات بین ۱۶ و ۲۰ باشد، در مرحله رشد قرار دارد.

ب) در صورتی که مجموع نمرات بین ۹ و ۱۵ باشد، در مرحله بلوغ قرار دارد.

ج) در صورتی که مجموع نمرات بین ۴ و ۸ باشد، در مرحله افول قرار دارد (کرمی و عمرانی، ۱۳۸۹).

نگاره (۱): نحوه طبقه‌بندی شرکت‌ها در مراحل چرخه عمر

پنجک‌ها	AGE	SG	CE	DPS %
پنجک اول	۵	۱	۱	۵
پنجک دوم	۴	۲	۲	۴
پنجک سوم	۳	۳	۳	۳
پنجکچهارم	۲	۴	۴	۳
پنجک پنجم	۱	۵	۵	۳

نحوه محاسبه متغیرهای فوق به شرح ذیل است:

$SG_{it} = [SALEit/SALE_{it-1} - 1] * 100$

$DPR = (DPS_{it} / EPS_{it}) *100$

CE_{it} = (ارزش بازار شرکت/اضافات (کاهش) دارایی ثابت طی دوره) *۱۰۰

SALE: درآمد فروش

DPS: سود تقسیمی هر سهم

EPS: سود هر سهم

آزمون پایایی متغیرها

پیش از برآورد رابطه میان سرمایه گذاری منابع انسانی در کنترل‌های داخلی و متغیرهای توضیحی لازم است پایایی تمامی متغیرهای مورد استفاده در تخمین مورد آزمون قرار گیرند، زیرا ناپایایی متغیرها باعث بروز مشکل تخمین رگرسیون کاذب می‌شود. به منظور اطمینان از پایایی داده‌ها از آزمون‌های فیشر و لوین لین چو استفاده شده و بر اساس نتایج حاصل، پایایی متغیرهای مورد استفاده در سطح اطمینان ۹۵ درصد تایید شده است.

آزمون F لیمر

قبل از هر چیز باید نوع داده‌ها از جهت پانل و یا پولین بودن مشخص گردد، که برای این منظور از آزمون لیمر استفاده خواهد شد که دارای آماره F می‌باشد. در این جا دو حالت وجود دارد یا داده‌های ما از نوع پولینگ می‌باشند که باید با استفاده از روش اثرات مشترک تخمین زده شوند، و یا داده‌ها از نوع پانل هستند که باید با استفاده از یکی از دو روش اثرات ثابت و یا اثرات متغیر که در ادامه ارائه شده اند تخمین زده شوند.

همانطور که در نگاره (۲) مشاهده می‌شود، نتایج حاصل از آزمون لیمر نشان دهنده رد فرضیه صفر و تخمین مدل به صورت پانل می‌باشد.

نگاره (۲): نتایج مربوط به آزمون لیمر*

	آماره آزمون	احتمال
آزمون لیمر	۱۲۴/۷	۰/۰۰۰

*منبع: نتایج تحقیق

آزمون هاسمن

برای آنکه بتوانیم بین مدل‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی از نظر قدرت توضیح دهندگی متغیر وابسته مقایسه ای انجام دهیم، از آزمونی به نام آزمون‌هاسمن استفاده می‌کنیم. از آنجا که برای انجام مقایسه بین این دو مدل باید وجود همبستگی بین اثرات تصادفی(α_i) و رگرسورها را مورد آزمون قرار دهیم، لذا در آزمون هاسمن فرضیه صفر این است که هیچ همبستگی میان اثرات تصادفی و رگرسورها وجود ندارد.

نتایج حاصل از آزمون هاسمن در نگاره (۳) نشان داده شده است. با توجه به صفر شدن احتمال آزمون فرضیه صفر مبنی بر استفاده از روش اثرات تصادفی رد و تخمین مدل با روش اثرات ثابت صورت می‌گیرد.

نگاره (۳): نتایج مربوط به آزمون هاسمن*

	آماره آزمون	احتمال
آزمون هاسمن	۸۷۲/۹	۰/۰۰۰

*منبع: نتایج تحقیق

نتایج تخمین مدل

نگاره (۴): نتایج تخمین مدل*

روش / متغیر	روش داده های تابلویی –اثرات ثابت		
	ضریب	tآماره	احتمال
C	۸/۸۲۰۴۷	۱۸/۵۷۳۵	۰/۰۰۱
LOGSIZE	۰/۰۹۴۴۶	۱۱/۱۹۹۳	۰/۰۰۱۵
LOGCURR	۰/۰۹۵۱	۱۰/۹۲۴۲	۰/۰۰۲
LOGAGE	۰/۱۲۸۷۳	۱۳/۳۷۱۰	۰/۰۲۱
FD	–۰/۱۸۰۰۶	–۱۵/۸۵۴۷	۰/۰۰۱
LOGEXPORT	۰/۱۴۵۲۴	۷/۷۸۶۶	۰/۰۰۰
LOGOS	۰/۱۳۳۸۹	۹/۴۱۴۴	۰/۰۰۲
LOGOP	–۰/۰۴۸۴۰	–۱۳/۸۲۳۴	۰/۰۱۳
R-squared (R^2)	۰/۹۴		
Durbin-Watson	۱/۸۳		
Prob. F	۰/۰۰۰		

نگاره (۵): آزمون والد

متغیرها	آماره z	خطای استاندارد	سطح معناداری
α (4) - α (5)	–۴۰/۲۲۳	۲۴/۱۷۰	۰/۰۳
α (4) - α (6)	–۶۰/۳۲۲	۲۹/۴۹۴	۰/۰۳۱
α (5) - α (6)	۲/۵۴۵	۲۶/۳۷۱	۰/۰۲۵
ضریب منابع انسانی در مرحله رشد	۱۹/۷۹۶		
ضریب منابع انسانی در مرحله بلوغ	۶۳/۷۷۲		
ضریب منابع انسانی در مرحله افول	۵۴/۳۱۲		

*منبع: نتایج تحقیق

نتایج حاصل از تخمین مدل در نگاره (۴) حاکی از اثر گذاری مثبت و معنادار اندازه شرکت بر تعداد پر سنل در بخش کنترل داخلی می‌با شد، به عبارت دیگر با یک در صد افزایش اندازه شرکت، تعداد پرسنل به میزان ۰/۰۹ درصد افزایش خواهد یافت. متغیر پیچیدگی‌های فعالیت و عملیات معنادار و دارای ضریب مثبت ۰/۱۰ می‌باشد، این ضریب بیان می‌دارد که با یک واحد افزایش در پیچیدگی‌ها، تعداد پرسنل به میزان ۰/۱۰ درصد افزایش خواهد یافت. متغیر عمر شرکت نیز معنادار و دارای ضریب مثبت می‌باشد، به عبارت دیگر با یک واحد افزایش عمر شرکت، تعداد پرسنل میزان ۰/۱۳ درصد افزایش خواهد یافت. اثر متغیر بحران مالی بر تعداد پرسنل منفی و معنی دار می‌باشد و مقدار این ضریب معادل ۰/۱۸- برآورد شده است. به عبارت دیگر در مورد شرکت‌های مورد بررسی، افزایش بحران مالی منجر به کاهش تعداد پر سنل شده ا ست. متغیر صادرات شرکت نیز معنادار و دارای ضریب مورد انتظار مثبت بوده ا ست. به عبارت دیگر با یک در صد افزایش در این متغیر، تعداد پر سنل به میزان ۰/۱۴ در صد افزایش خواهد یافت. متغیر مالکیت دولتی معنادار و دارای ضریب مثبت ۰/۱۳ می‌باشد، این ضریب بیان می‌دارد که با یک واحد افزایش در مالکیت دولتی، تعداد پرسنل به میزان ۰/۱۳ درصد افزایش خواهد یافت. متغیر مالکیت خصوصی معنادار و دارای ضریب منفی ۰/۰۵ می‌باشد، این ضریب بیان می‌دارد که با یک واحد افزایش در مالکیت خصوصی، تعداد پرسنل به میزان ۰/۰۵ درصد کاهش خواهد یافت .

ضریب تعیین، معرف میزان تغییرپذیری (انحراف) در متغیر وابسته است که به وسیله رگر سیون تو ضیح داده می شود. این مقدار برای مدل مورد نظر برابر ۹۴ در صد ا ست. مقدار احتمال آماره F برابر ۰/۰۰۰ ا ست. چون این مقدار کمتر از سطح خطای ا ستاندارد یعنی ۰/۰۵ است، بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم معنی دار بودن ارتباط بین تعداد پرسنل و متغیرهای مستقل آن، رد میشود، لذا می‌توان گفت مدل برآوردی در سطح خطای ۵ درصد معنی دار است. مقدار آماره دوربین ـــ واتسون برابر ۱/۸۳ است، لذا نشان دهنده عدم وجود خود همبستگی در مدل می باشد یعنی ارتباطی بین جملات خطا در مشاهدات مختلف وجود ندارد. آماره t و احتمال آن برای هر متغیر مستقل، که حاکی از تاثیر متغیرهای مستقل در متغیر وابسته است، نشان می‌دهد تمام متغیرها بر متغیر وابسته یعنی تعداد پرسنل موثر هستند.

با توجه به نگاره شماره (۵) نتایج تحقیق نشان داد که دارایی‌های منابع انسانی در تعیین ارزش شرکت نقش با اهمیتی را ایفا می‌کنند و اطلاعات مربوطی فراهم می‌آورند. همچنین نتایج نشان داد که چرخه عمر شرکت‌ها می‌تواند بر میزان مربوط بودن منابع انسانی مؤثر باشد و منابع انسانی در مراحل مختلف چرخه عمر شرکت اختلاف معناداری دارد؛ بدین ترتیب که حساسیت ارزش شرکت به ارزش منابع انسانی در مراحل بلوغ و افول نسبت به مرحله رشد بالاتر است و تغییرات این طبقه از دارایی‌ها ، در مراحل مذکور دارای تأثیر بیشتری بر ارزش شرکت است.

نتیجه‌گیری

منابع انسانی محرک‌های ارزش در اقتصاد کنونی می‌باشند. بنابراین چنین توصیه شده است که حرفه حسابداری باید به میزان کافی این محرک‌ها را به حساب آورد (گوتری، ۲۰۰۱). به علاوه، شرکت‌های سنتی‌تر، جهت تولید ارزش، در حال تکیه به منابع انسانی می‌باشند (اسکینر، ۲۰۰۸). همان طوری که قبلاً ذکر شد، شرکت‌های اقتصادی جدید، در فرآیند ارزش سازی، در مقایسه با دارایی‌های مشهود و مالی، وابستگی بیشتری به منابع انسانی دارند (مارتینز، ۲۰۰۳). با توجه به اثر گذاری اندازه شرکت‌ها بر کنترل داخلی می‌توان گفت اگر شرکت‌هایی که دارای زیرساخت کوچک تر و جوان تر هستند، بخواهند تعداد کارکنان خود را افزایش دهند، از نظر مالی دچار مشکل خواهند شد. نکته مهم این است که ضعف شرکت‌ها در کنترل‌های داخلی می‌تواند ناشی از نبود آموزش کافی، کمبود فرآیندها و روندهای مناسب، عدم تفکیک وظایف و سازگاری نامناسب باشد. مشکل اصلی می‌تواند به طور قابل توجهی با داشتن "کارکنان حسابداری واجد شرایط"کاهش یابد. نتایج ما نشان می‌دهند که سیستم‌های کنترل داخلی با کیفیت بالا به احتمال زیاد متعلق به شرکت‌های بزرگتری (مرحله بلوغ) است که از نظر مجموع دارایی‌ها و تعداد کارکنان بالاتر می‌باشند. شرکت‌هایی با منابع و زیر ساخت‌های کافی و عمر بالا دارای توانایی سرمایه گذاری بالا در سیستم‌های کنترل داخلی خود می‌باشند در حالی که شرکت‌های در حال رشد با کنترل گزارش مالی خود در مواجه با کمبود منابع و محیط کسب و کار در حال تغییر، درگیر می‌باشند. پیچیدگی و تخصصی شدن عملیات شرکت‌ها حاکی از اهمیت دادن به نقش منابع انسانی در کنترل‌های داخلی می‌باشد. با این حال در دوره‌های که شرکت‌ها با بحران‌های مالی مواجه هستند با هدف کاهش هزینه‌ها به کاهش

تعداد کارکنان و اخراج آن‌ها متوسل شده‌اند. که این امر تأثیر بسزای در کاهش کنترل‌های داخلی یک شرکت‌ها دارد. همچنین یافته‌ها نشان می‌دهد که شرکت‌های که در مرحله بلوغ به سر می‌برند؛ نسبت به مرحله رشد و افول دارای قدرت توضیح دهندگی بیشتری برای رابطه بین سرمایه گذاری در منابع انسانی و سیستم‌های کنترل‌های داخلی دارند.

پیشنهادهای آتی

۱- مطالعه و بررسی معیارهای دیگر در اندازه گیری سرمایه انسانی و تأثیر آن‌ها بر سیستم‌های کنترل داخلی شرکت‌ها با توجه به شرایط فرهنگی و اجتماعی در ایران به صورت مطالعات دانشگاهی و یا تحقیقات خاص سازمانی.

۲- می‌توان این پژوهش را برای شرکت‌های غیر بورسی انجام داد.

۳- می‌توان این پژوهش رای به تفکیک صنعت های مختلف انجام داد و اهمیت در نظر گرفتن تأثیر منابع انسانی را آن‌ها مقایسه و تحلیل کرد.

پی نوشت

۱ Birth ۲ Growth

منابع

بدری آزین، یعقوب، سید عامری، میرحسین و علی ایمان پور. (۱۳۹۱). تحلیل رگرسیونی رابطه بین اجزای مدیریت دانش و عملکرد منابع انسانی، *فصلنامه مدیریت ورزشی ۴: (۱۵)* ۳۵-۵۰ .

تالانه، عبدالرضا و امیر پوریا نسب. (۱۳۷۳). حسابداری منابع انسانی، *نشریه بررسی‌های حسابداری*: ۲ *(۸)*. ۴۵-۷۰.

طالبی پور، علی، خشنود، امین. (۱۳۹۲). بررسی رابطه بین آموزش الکترونیکی و مدیریت دانش (مطالعه موردی: سازمان آموزش فنی و حرفه ای کشور)، سایت مرجه دانش، دومین کنفرانس بین المللی مدیریت، کارآفرینی و توسعه اقتصادی.

رهنمای رودپشتی، فریدون، روانا، احسان. (۱۳۹۲). بررسی رابطه ساختار و فرایندهای هیات مدیره با ریسک در بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد در رشته مدیریا بازرگانی – مالی دانشگاه ازاد تهران مرکزی، دانشکده مدیریت.

کرمی، غلامرضا و عمرانی، حامد، (۱۳۸۹). تأثیر چرخه عمر شرکت و محافظه کاری بر ارزش شرکت، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی: ۱۷ (۵۹)*. ۷۹-۹۶.

مرادی، جواد، ولی پور، هاشم و مهرداد صالحی، (۱۳۹۳)، مربوط بودن دارایی‌های نامشهود در هریک از مراحل چرخه عمر شرکت‌ها، *مجله پژوهش‌های تجربی حسابداری: ۱۱ (۲)*. ۲۳۷-۲۵۰.

محمودآبادی، حمید، رضایی، غلامرضا و ابوالفضل گرگانی فیروزجاه، (۱۳۹۲). بررسی آثار سرمایه فکری در بهبود کیفیت گزارشگری مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *مجله پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز: ۳ (۶۵)*. ۷۵-۹۹.

نمازی، محمد و محمد حسین قدیریان آرانی، (۱۳۹۳). بررسی رابطه سرمایه فکری و اجزای آن با خطر ورشکستگی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله پژوهش‌های تجربی حسابداری*:۳ *(۳) ۱۱۵-۱۴۱* .

Badri Azin, Ya'qub, Sayyed Ameri, Mirhossein and Ali Imanpour. (2012). Regression analysis of the relationship between knowledge management components and HR performance, *Quarterly Journal of Sport Management:* 4 (15). 35-50. (in Persian)

Black, E. L. (1998). Life-Cycle Impacts on the Incremental Value-Relevance of Earnings and Cash Flow Measures. *Journal of Financial Statement Analysis 4*,40-56.

Choi, J. -H. , Choi, S. , Hogan, C. , Lee, J. (2013). The effect of human resource investment in internal control on the existence of internalcontrol weaknesses. *Auditing: A Journal of Practice and Theory*: *32 (4)*. 169-199.

Choi, J. Handet al. (2013). Determinants of human resource investment in internal controls, *china journal of accounting research*: *6 (3)* , 167-185.

Cox C. (2007). Testimony Concerning Reporting on the Internal Controls of Small Businesses Under Section 404 of the Sarbanes-Oxley Act of 2002, Washington DC. , www. sec. gov.

Feng, M. ,Li ,C. , McVay, S. (2009). Internalcontrol and management guidance. *Journal of Accounting and Ecxnomics 48 (2-3)* ,190–209.

Ge, W. , McVay, S. (2005). The disclosure of material weaknesses in internal control after the sarbanes-oxley. Act. Accounting Horizons *19 (3)* , 137-158.

Hogan, CE. , Wilkins, MS. (2008). Evidenceon the audit risk model: do auditors increase audit fees in the presence of internal control deficient?, *contemporary accounting research*: *25 (1*) , 219-242.

Karami, Gholamreza and Omrani, Hamed. (2010). The Impact of Company Life Cycle and Conservatism on Company Value, Accounting and Audit: *17 (59)*. 96-79. (in Persian)

Krishan, j. (2005). Audit committee quality and internal control: an empirical analysis. The accounting review. *80 (2)* ,649-675.

Lee, J. I. , Choi, S. , Choi, J. H. (2010). The association between human resource investment in internal control and audit fee. *Korean accounting and auditing research: 24 (1-2)*. 249-271.

Mahmoud Abadi, Hamid, Rezaei, Gholamreza and Abolfazl Gorgani Firoozjah. (2013). The study of the effects of intellectual capital on improving the financial reporting quality of listed companies in Tehran Stock Exchange, *Journal of Accounting Progress of Shiraz University*: *3 (65)*. 75-99. (in Persian)

Moradi, Javad, Valipour, Hashem and Mehrdad Salehi (2014) , The Relation of Intangible Assets in Each Step of the Company's Life-cycle, *Journal of Empirical Accounting Research*: 2 (11). 237-250. (in Persian)

Namazi, Mohammad and Mohammad Hossein Ghadirian Arani (2014). Investigating the relationship between intellectual capital and its components with the risk of bankruptcy of companies admitted to Tehran Stock Exchange. *Journal of Empirical Accounting Research*: 3 (3) ,115-141. (in Persian)

Rowdposhti Rahnama, Fereydoun, Runa, Ehsan. (2013). Investigating the relationship between the risk management board structure and processes in the Tehran Stock Exchange, Master's thesis in the managerial department of financial and commercial affairs, Azad University of Tehran, Faculty of Management. (in Persian)

Talaneh, Abdolreza and Amir Pourianasab. (1994). Human Resource Accounting, *Journal Accounting Accountin*g, Second: 2 (8). 45-70. (in Persian)

Talebipour, Ali, Khoshnood, Amin. (2013). The Study of the Relationship between E-Learning and Knowledge Management (Case Study: Organization of Technical and Vocational Training) , Marjaneh Knowledge Site, Second International Management Conference, Entrepreneurship and Economic Development. (in Persian)

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال هشتم، شماره ۳۲، تابستان ۱۳۹۸، صص ۱۶۱ - ۱۹۳

بررسی رابطهٔ بین هزینه‌های سیاسی و شکاف مالیاتی: شواهدی تجربی از بورس اوراق بهادار تهران

بهمن قادری *، حمزه دیدار **، مهدی کفعمی ***

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۷/۲۷

تاریخ پذیرش: ۹۵/۱۱/۱۸

چکیده

در این پژوهش، رابطهٔ بین هزینه‌های سیاسی و شکاف مالیاتی با رویکرد الگوسازی معادلات ساختاری در بورس اوراق بهادار تهران مورد مطالعه قرار گرفته است. بدین منظور، اطلاعات مورد نیاز برای یک دورهٔ هشت ساله بر اساس صورت‌های مالی حسابرسی شده طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۲ جمع‌آوری گردید. هزینه‌های سیاسی به کمک متغیرهای مشاهده‌پذیر ریسک، تراکم سرمایه‌گذاری، اندازهٔ شرکت، نسبت تمرکز و تراکم کارکنان اندازه‌گیری می‌شود و سنجش شکاف مالیاتی نیز با استفاده از تفاوت مالیات تعیینی و مالیات ابراز شده انجام می‌گیرد. همچنین، متغیرهای سودآوری و نسبت اهرمی به عنوان متغیرهای کنترلی وارد الگوی پژوهش شده‌اند. پس از اطمینان یافتن از برازش قابل قبول الگوهای اندازه‌گیری و ساختاری پژوهش، یافته‌ها نشان داد، رابطهٔ معنی‌داری بین هزینه‌های سیاسی و شکاف مالیاتی وجود ندارد. از این‌رو، شواهدی تجربی در خصوص فرضیهٔ سیاسی و ارتباط آن با شکاف مالیاتی در بورس اوراق بهادار تهران یافت نشد.

واژه‌های کلیدی: فرضیهٔ سیاسی، هزینه‌های سیاسی، فرارمالیاتی، اجتناب مالیاتی، شکاف مالیاتی

طبقه‌بندی موضوعی: H26, M41

DOI: 10. 22051/jera. 2017. 12227. 1475

* کارشناسی ارشد حسابداری، دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ایران، (نویسندهٔ مسئول)، (bahman.ghaderi67@yahoo.com).

** استادیار، گروه حسابداری، دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ایران، (h.didar@urmia.ac.ir).

*** کارشناسی ارشد حسابداری، دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ایران، (mehdiacnt@yahoo.com).

مقدمه

اقتصاد سیاسی حوزهٔ مهمی در مطالعهٔ علمی پدیده‌های اجتماعی است. این روش، شکل‌گیری پدیده‌های اجتماعی را ناشی از مؤلفه‌های سیاسی و اقتصادی می‌داند. بر اساس نظریهٔ اقتصاد سیاسی، در اکثر جوامع اقتصادی بازار محور، واحدهای تجاری کانون کنش‌های متقابل اقتصادی، اجتماعی و سیاسی میان گروه‌های مختلف هستند. بنابراین شناخت روابط بین گروه‌های اقتصادی، اجتماعی و سیاسی به منظور درک ویژگی‌های در حال تغییر واحدهای تجاری لازم و ضروری است. بر پایهٔ نظریهٔ مزبور، اطلاعات حسابداری تنها به‌منظور حمایت از گروه‌های صاحب نفوذ در حوزه‌های اجتماعی، سیاسی و اقتصادی تهیه می‌شود. اطلاعاتی که به کمک آن، صاحبان قدرت می‌توانند به نفع شخصی خود از آن اطلاعات استفاده و عمل نمایند (نیکومرام و همکاران، ۱۳۹۲). مطالعات تجربی حسابداری نشان داده است که ساختارهای اقتصادی و سیاسی نظیر نظام حقوقی- قضایی، قوانین تجاری و مالیاتی، عرف، فرهنگ و نظام سیاسی در کنار فشار بازار سرمایه، رفتار مدیران، حسابرسان، سرمایه‌گذاران، تدوین‌کنندگان قوانین و مقررات و دیگر فعالان بازار سرمایه را نسبت به گزارشگری مالی تحت تأثیر قرار می‌دهد (بوشمن و پیتروسکی، ۲۰۰۶).

بیان مسئله

در کشورهای در حال توسعه که نظام اقتصادی آن‌ها به طور غالب مبتنی بر روابط است، مدیران و مالکان شرکت‌ها به دلیل دولتی بودن شرکت‌ها تحت تأثیر نظام اقتصادی دولتی حاکم بر کشور هستند. کشور ما (ایران) از جمله کشورهایی است که حضور دولت در صنایع مختلف آن مشهود است و بسیاری از صنایع علی‌رغم تلاش‌های صورت گرفته در راستای خصوصی‌سازی، کماکان زیر نظر دولت هستند و اعمال کنترل‌های دولت بر سیاست‌های مالی و عملیاتی آن‌ها دیده می‌شود (خواجوی و حسینی، ۱۳۸۹). بر این اساس، این احتمال وجود دارد که شرکت‌ها با تکیه بر روابط ایجاد شده، مالیات کم‌تری را پرداخت نمایند. مبنای این استدلال، ریشه در نظریهٔ اقتصاد سیاسی و نظریهٔ قدرت سیاسی دارد. فرضیهٔ بنیانی در نظریهٔ اقتصاد سیاسی این است که در قلمرو سیاست نیز همانند اقتصاد، افراد و واحدهای تصمیم‌گیرنده، به دنبال حداکثر کردن توابع هدف (حداکثرسازی منافع شخصی) خود با توجه

به محدودیت‌ها می‌باشند (مهدی‌فرد و رویائی، ۱۳۹۴). از طرف دیگر، شرکت‌ها تمایل زیادی به برقراری ارتباط نزدیک با دولت و سیاستمداران دارند. زیرا، این روابط منافع زیادی نظیر امتیاز دسترسی به بازار، تخفیف‌های مالیاتی، دسترسی به اعتبارات و یارانه‌های دولتی در پی دارد (سجاتی، ۲۰۰۹). نظریهٔ قدرت سیاسی که توسط سالامون و سیگفرید (۱۹۷۷) مطرح گردید بیان می‌دارد، شرکت‌های با روابط سیاسی، قدرت سیاسی و اقتصادی ممتازی نسبت به سایر شرکت‌ها دارند. این شرکت‌ها با استفاده از قدرت اقتصادی و زد و بندهای سیاسی، می‌توانند در طرح‌ها و پروژه‌های مالیات‌کاه، سرمایه‌گذاری کرده و مالیات خود را مدیریت نمایند. همچنین، با توجه به فرضیهٔ سیاسی، کیم و ژانگ (۲۰۱۶) معتقدند، شرکت‌های دارای روابط سیاسی به دلیل پایین بودن هزینه‌های مورد انتظار عدم رعایت قوانین و مقررات مالیاتی، دارا بودن مزیت اطلاعاتی در خصوص قوانین مالیاتی و اجرایی، پایین بودن تقاضای بازار سرمایه برای شفافیت اطلاعاتی این قبیل شرکت‌ها، سیاست‌های مالیاتی متهورانه‌تری دارند. از این‌رو، احتمال این‌که شرکت‌های مزبور، مالیات ابرازی خود را به درستی ارائه نکند، بیش‌تر است و انتظار می‌رود شکاف مالیاتی در آن‌ها بیش‌تر باشد.

بر اساس ادبیات پژوهشی موجود در رابطه با فرضیهٔ سیاسی، افزایش ارتباطات سیاسی منجر به تضعیف سازوکارهای نظام راهبری و عملکرد شرکت (شلیف و ویشنی، ۱۹۹۴؛ یه و همکاران، ۲۰۱۳)، ضعیف سازوکارهای نظام راهبری منجر به کاهش کیفیت گزارشگری مالی (محمد و همکاران، ۲۰۱۱) و کاهش کیفیت گزارشگری و شفافیت اطلاعاتی منجر به افزایش عدم تقارن اطلاعاتی و تشدید تعارض‌های نمایندگی می‌گردد (ستایش و کاظم‌نژاد، ۱۳۸۹). این در حالی است که وانگ (۲۰۱۰) معتقد است که هزینه‌های نمایندگی یکی از انگیزه‌ها و دلایل مربوط به فعالیت‌های اجتناب از پرداخت مالیات است. وی معتقد است که فعالیت‌های اجتناب از پرداخت مالیات، ممکن است در انحراف منافع به سمت خود مدیران نقش داشته باشد که دامنهٔ آن از دستکاری و سرقت سود شرکت تا پاداش بیش از اندازهٔ مدیران در شکل‌های مختلف، متغیر است.

کیم و ژانگ (۲۰۱۶) بیان می‌دارند، ارتباطات سیاسی انگیزهٔ مدیران در ارتباط با گزارشگری مالی را تحت تأثیر قرار می‌دهد، به گونه‌ای که کیفیت گزارشگری مالی در شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی تفاوت قابل ملاحظه‌ای نسبت به شرکت‌های بدون ارتباطات سیاسی است

(کیفیت گزارشگری پایین‌تر است). بنابراین، می‌توان انتظار داشت مالیاتی که مبنای محاسبه و اخذ آن، صورت‌های مالی باشد که از جنبهٔ خصوصیات کیفی مورد تردید واقع است، با مالیاتی که مبنای آن صورت‌های مالی صادقانه است، تفاوت خواهد داشت.

بر اساس فرضیهٔ سیاسی، سیاستمداران و افراد وابسته به دولت، در پی حفظ و بیش‌تر نمودن نفوذ خود در جامعه و اجتماع می‌باشند (سجاتی، ۲۰۰۹؛ مهدی‌فرد و رویائی، ۱۳۹۴). کیان و همکاران (۲۰۱۱) نیز در خصوص فرضیهٔ سیاسی معتقدند، مدیران ممکن است از روابط سیاسی، مانند ابزاری برای انتقال ثروت یا سود از شرکت به نفع خود استفاده کنند و این موضوع موجب تضییع حقوق سهامداران می شود (رضایی و ویسی‌حصار، ۱۳۹۳). در نتیجه شرکت‌هایی که از نظر سیاسی حساس‌ترند، بیش‌تر در کانون توجه آن‌ها قرار می‌گیرند. از سوی دیگر، مدیران این قبیل شرکت‌ها، برای مقابله با این موضوع، روش‌ها و راه‌کارهایی را انتخاب می‌نمایند که سود (مبنای محاسبه مالیات و به عنوان مهم‌ترین و قابل توجه‌ترین رقم در سطح صورت‌های مالی) را به تعویق بیاندازند که این امر، شفافیت اطلاعات افشا شده توسط واحدهای تجاری را تقلیل می‌دهد و می‌تواند یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر در افزایش شکاف مالیاتی باشد. در این خصوص، پورحیدری و همکاران (۱۳۹۳) معتقدند، فعالیت‌های اجتناب از پرداخت مالیات مستلزم پنهان کردن حقایق و معاملات پیچیده است که بر محیط اطلاعاتی شرکت تأثیر منفی می‌گذارد و باعث کاهش شفافیت گزارشگری مالی شرکتی می‌شود. چن و همکاران (۲۰۰۹) بیان می‌دارند، هر چه میزان اجتناب از پرداخت مالیات بیش‌تر باشد، میزان ابهام در آن شرکت بیش‌تر است. بالاکریشنان و همکاران (۲۰۱۱) عنوان داشتند که برنامه‌ریزی مالیاتی، ابهام پیرامون محیط اطلاعاتی شرکت را افزایش می‌دهد. چنی و همکاران (۲۰۱۰) نیز معتقدند، در شرکت‌های دارای روابط سیاسی، به دلیل فقدان نفوذ بازار بر آن‌ها برای افزایش کیفیت اطلاعات حسابداری، اطلاعات حسابداری را با کیفیت پایین‌تری ارائه می‌نمایند. همچنین، از آنجایی که تهیهٔ صورت‌های مالی به عهدهٔ مدیریت واحد تجاری است ممکن است به دلایل مختلف اقدام به مدیریت سود کند (رحمانی و اربابی‌بهار، ۱۳۹۳). که یکی از این دلایل می‌تواند برنامه‌ریزی‌های مالیاتی باشد. با در نظرگرفتن این موضوع که شرکت‌ها در خصوص انتخاب سطح کیفیت گزارشگری مالی خود بر اساس هزینه- فایدهٔ افشای اطلاعات با کیفیت، تصمیم می‌گیرند. ممکن است تصور بر این باشد که شرکت‌ها، فراهم کردن

اطلاعات با حداکثر کیفیت ممکن را بدون توجه به هزینه‌های افشـــای چنین اطلاعاتی انتخاب می‌نمایند. اما در واقعیت این قضیه رخ نمی‌دهد، زیرا افشای اطلاعات هزینه‌هایی را بر شرکت تحمیل می‌کند. با توجه به این هزینه‌هاست که شرکت‌ها راهبردهای داخلی را برای تعیین سطح کیفیت گزارشـگری مالی خود انتخاب می‌کنند (کردسـتانی و رحیمی، ۱۳۹۰) و طبق مطالعات تجربی صورت پذیرفته (مراجعه شود به پیشینهٔ تجربی پژوهش)، هزینه‌های سیاسی از عوامل مؤثر بر کیفیت گزارشگری مالی است.

با توجه به جمیع مطالب پیش‌گفته و نیز ازآن‌جا که جامعه، ســیاســت و اقتصـــاد اجزای تفکیک‌ناپذیر هستند و بررسی و تفسیر مسائل اقتصادی در غیاب ملاحظات مربوط به عوامل سیاسی، اجتماعی و سازمانی به نتیجه روشنی نمی‌انجامد (حیدری و همکاران، ۱۳۹۴) به عنوان هدف پژوهش حاضر، با استفاده از نظریهٔ اقتصاد سیاسی، رابطهٔ بین هزینه‌های سیاسی و شکاف مالیاتی مورد مطالعه قرار گرفته است. لذا، پژوهش حاضر به منظور پاسخ‌گویی به سؤال ذیل بنا گردیده است:

سؤال: آیا بین هزینه‌های سیاسی و شکاف مالیاتی ارتباط معناداری وجود دارد؟

از این‌رو، بر اسـاس سـؤال مطرح شـده انتظار می‌رود؛ (۱) نتایج پژوهش بتواند موجب بسـط مبانی نظری پژوهش های گذشـــته در ارتباط با عوامل مؤثر بر شـــکاف مالیاتی گردد. (۲) شواهدی ارائه گردد تا ارتباط بین حرفهٔ حسابداری با محیط سیاسی و اقتصادی کشور تشریح گردد و (۳) پژوهش حاضـر موجب خلق ایده‌های نو در زمنیهٔ بررسـی عوامل مؤثر برشـکاف مالیاتی گردد.

پیشینهٔ نظری پژوهش

هزینه‌های سیاسی:

در نظریه‌های اقتصـادی مربوط به فرایند سـیاسـی فرض شـده اسـت که سـیاسـتمداران دنبال حداکثر کردن ثروت خود هسـتند (سـجاتی، ۲۰۰۹؛ مهدی‌فرد و رویائی، ۱۳۹۴). بر اسـاس این فرضیه، فرایند سیاسی، رقابت برای انتقال ثروت می‌باشد (مالیات‌ها، مقررات، تعرفه‌ها و غیره باعث جابه‌جایی ثروت می‌شـود). مشـارکت در این فرایند بدون هزینه نیسـت و مسـتلزم تقبل

هزینه کسب اطلاعات و ائتلاف است. شرکت‌ها نیز در یک محیط سیاسی فعالیت می‌کنند و الزاماً هزینه‌هایی را از طریق فرایند سیاسی متحمل می شوند. در فرایند سیاسی، عوامل زیادی دخیل هستند که شکل و نحوه عمل افراد و شرکت‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. از جمله این عوامل می‌توان به موارد ذیل اشاره نمود: (۱) هزینه اطلاعات: هر فرد دارای یک رأی بوده و به تنهایی تأثیر کمی بر نتیجه انتخابات دارد. بنابراین مزایای کسب اطلاعات، ناچیز بوده به همین دلیل افراد انگیزه کمی برای جمع آوری اطلاعات دارند. لوایح قانونی و مقررات بسیاری نزد مسئولین دولتی وجود دارد که هزینه مطلع شدن از آن‌ها و تعیین تأثیر آن بر منافع فردی بسیار زیاد است و این امر باعث می شود که گروه‌ها در اشکال مختلف آن مثل اتحادیه‌ها و اصناف تشکیل شود؛ (۲) تضاد منافع: وقتی که گروه‌های بزرگ شکل گرفت، هزینه اطلاعات کاهش می‌یابد اما همزمان تضاد منافع پیش می‌آید و بهره‌مندی گروه‌های مختلف از فرایند سیاسی یکسان نخواهد بود؛ (۳) هزینه سازمان‌دهی: گروه‌های ذی‌نفع برای این‌که بتوانند در فرایند سیاسی مؤثر باشند باید هزینه‌های سازماندهی را متحمل شوند. بنابراین، فرایند سیاسی بدون تحمل هزینه نمی‌باشد و به‌طور نظام‌مند باعث ایجاد هزینه‌هایی (هزینه‌های سیاسی) برای شرکت‌ها می‌شود (بزرگ‌اصل، ۱۳۷۳).

بر اساس فرضیهٔ سیاسی، یکی از مصادیق اصلی انتقال ثروت به خارج از شرکت، هزینه‌های سیاسی است که شرکت‌ها به دلیل وجود هزینه‌های اطلاعات، مبادلات و رایزنی از سوی گروه‌های تصمیم‌گیرنده و قانون‌گذار که اصلی‌ترین آن‌ها نهادهای دولتی می‌باشند، متحمل می‌شوند. در این فرضیه بیان می‌شود برخی از شرکت‌ها با مشخصات اقتصادی خاص، بیش‌تر در موضع قوانین سخت دولتی یا سایر گروه‌های قانون‌گذار قرارمی‌گیرند. هم‌چنین، فرضیهٔ سیاسی، احتمال وضع قوانین مالیاتی جدید را قوت می‌بخشد، که می‌تواند هزینه‌های مالیاتی سنگینی را برای شرکت‌ها به همراه داشته باشد (حیدری و همکاران، ۱۳۹۴؛ ابراهیمی کردلر و شهریاری، ۱۳۸۸). میلن (۲۰۰۱) معتقد است بر اساس فرضیهٔ سیاسی می‌توان ادعا کرد که دولت با اعمال نفوذ خود باعث می‌شود واحدهای تجاری رویه‌های را انتخاب نمایند تا سود گزارش شده کم‌تری (می‌تواند ناشی از تحریف باشد یا ناشی از بکارگیری رویه‌های حسابداری که باعث می شود بخشی از سود دورهٔ جاری در دوره‌های آتی شناسایی گردد) را

افشـــا کند. به عبارتی، ســـیاســـتمداران این توانایی را دارند که با اعمال هزینه مالیات و قوانین گوناگون بر این واحدها تأثیر بگذارند (حجازی و اوجی، ۱۳۹۱).

شکاف مالیاتی:

طبق قانون مالیات‌های مستقیم مصوب اسفند ماه ۱۳۶۶ و اصلاحیه سال ۱۳۸۰، اخذ مالیات در ایران فرآیندی اســـت که با ابراز مالیات توســـط مؤدی، از طریق اظهارنامه مالیاتی آغاز می‌شـــود و پس از طی مراحل تعیین شـــده، با وصـــول مالیات خاتمه می‌یابد. بخش عمده‌ای از مالیات‌های وصـــولی دولت از محل مالیات عملکرد اشـــخاص حقوقی تأمین می‌شـــود. در این راســـتا، دولت به عنوان یکی از ذی‌نفعان کلیدی شـــرکت‌ها، برای تشـــخیص میزان مالیات، بر اظهارنامه‌های مالیاتی که توســـط مؤدیان مالیاتی تنظیم و تســـلیم می‌گردد، تکیه می‌کند. به‌رغم تکیه دولت بر اظهارنامه‌های مؤدیان، مالیات ابراز شده با مالیات تعیینی در بیش‌تر موارد یکسان نمی‌باشد که اصطلاحاً به آن «شکاف مالیاتی» گفته می‌شود. شکاف مالیاتی از دو بخش عمده فرار مالیاتی و اجتناب مالیاتی تشکیل شده است. فرار مالیاتی زمانی رخ می‌دهد که مؤدی از گزارش درآمد مشمول مالیات مربوط به کار یا سرمایه خود خودداری می‌کند، دست به یک اقدام غیرقانونی می‌زند که وی را در معرض برخورد قانونی از جانب مراجع مالیاتی قرار می‌دهد. در مقابل، اجتناب مالیاتی در چارچوب قوانین مالیاتی انجام می‌شود و مؤدی دلیلی برای نگرانی بابت کشـــف احتمالی اقدامات خویش ندارد (دیدار و همکاران، ۱۳۹۳). پدیده فرار مالیاتی و اجتناب مالیاتی به عنوان یک ضـــد ارزش می‌توان تهدیدی جدی برای تداوم زندگی اجتماعی و تحقق رفاه اجتماعی با شد و تبعات اجتماعی و اقتصادی و اثرات متقابلی را به همراه داشته باشد. از این‌رو، شناخت عوامل بروز و تشدید این دو مقوله و ارائه راه‌کارها و پیشـــنهادهای علمی - کاربردی به ویژه در رابطه با اجتناب مالیاتی که از مجرای قانونی شـــکل می‌گیرد و کشـــف آن به مراتب دشـــوارتر از فرار مالیاتی اســـت، امری اجتناب‌ناپذیر اســـت (خواجوی و کیامهر، ۱۳۹۴؛ کرمی وهمکاران، ۱۳۹۵). به‌طور کلی، علل شـــکاف مالیاتی، می‌تواند از دو دیدگاه ارزش‌آفرینی و نظریهٔ نمایندگی مورد بررســـی قرار گیرد. دیدگاه نخســـت، به این موضـــوع اشـــاره دارد که مدیران به منظور کاهش تعهدات مالی و صـــرفه‌جویی وجوه نقد، به دنبال کاهش مالیات پرداختی هســـتند. از این‌رو، از دیدگاه ســـرمایه‌گذاران این موضوع افزایش دهندهٔ ارزش شرکت بوده و مدیران باید برای استفاده از این راه‌کارها، تشویق

شـــوند و پاداش بگیرند (پورحیدری و همکاران، ۱۳۹۳). ولی زمانی علل شـــکاف مالیاتی به عنوان یک ضـد ارزش شـناخته می‌شـود که ریشـهٔ ایجاد آن مربوط به دیدگاه دوم، یعنی نظریهٔ نمایندگی مربوط باشـد. دسـایی و دارماپالا (۲۰۰۶) بیان می‌دارند، مدیران راهبردهای پیچده‌ای برای عدم پرداخت مالیات بکار می‌گیرند. با این بهانه که پایین آوردن مالیات به نفع سهامداران است تا از این طریق بتوانند منابع شرکت را به سوی منافع شخصی منحرف کنند و این‌که تحت این پوشش، تحریف‌های انجام شده در صورت‌های مالی را پنهان کنند.

رابطه بین شماری از متغیرهای معرف هزینه‌های سیاسی با شکاف مالیاتی

اندازه شرکت:

هزینه های سیاسی تابعی از اندازه شرکت می‌باشد، چرا که شرکت‌های کوچک‌تر کم‌تر قابل مشـاهده هسـتند، بنابراین کم‌تر در موضـع توزیع‌های سـیاسـی ثروت هسـتند. با بزرگ‌تر شـدن شـرکت‌ها مسـئولیت پاسـخ‌گویی آن‌ها نیز بیش‌تر می‌شـود و مدیران شـرکت در معرض پاســخ‌گویی به طیف وســیعی از از مدعیان قرار می‌گیرند. در نتیجه، مدیران شــرکت به منظور کاهش مسئولیت پاسخ‌گویی، انگیزه و تمایل قوی‌تری جهت دستکاری در سود خواهند داشت (موزز، ۱۹۸۷). جنســن و مک‌لینگ (۱۹۷۶) ادعا می‌کنند که شــرکت‌های بزرگ‌تر بیش‌تر تحت نظارت دولت قرار می‌گیرند. واتس و زیمرمن (۱۹۸۶) نیز مدعی هستند که شرکت‌های بزرگ‌تر به دلیل داشــتن منابع بیش‌تر و عملیات وســیع‌تر، بیش‌تر در کانون توجه دولت قرار می‌گیرند و به دنبال راه‌هایی برای کاهش توجه نسبت به خود هستند. در نتیجه به احتمال زیاد مدیران این شـرکت‌ها روش‌های حسـابداری را انتخاب می‌کنند که سـود را از دوره جاری به دوره‌های بعد منتقل کنند. در نتیجه می‌توان انتظار داشــت که هر چه شــرکت بزرگ‌تر باشــد میزان شکاف مالیاتی در آن بیش‌تر باشد.

ریسک:

در حالت تعادل، بازدهی مورد انتظار ســرمایه با ریســک ســیســتماتیک رابطهٔ مثبت دارد. بنابراین، شرکت‌های با ریسک‌های سیستماتیک بالاتر، به‌طور میانگین، بازدهی‌های حسابداری بالاتر دارند. این بدان معنی است که اگر سیاستمداران سود گزارش‌شدهٔ شرکت‌ها را از لحاظ ریســک تعدیل نکنند، شــرکت‌های پرریســک‌تر به نظر ســودهای مازاد به‌دســت می‌آورند و

بنابراین مورد توجه قانون‌گذاران قرار می‌گیرند. یک عامل مرتبط با ریسک دیگری نیز وجود دارد که انتخاب حسابداری محافظه‌کارانه یا غیرمحافظه‌کارانه شرکت‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. تغییرات سودهای حسابداری شرکت‌هایی که به طور طبیعی انحرافات سود بالایی از زمانی به زمان دیگر دارند منجر به وجود آمدن این تصور می‌شود که این گونه شرکت‌ها (درسال‌هایی که انحراف سودی مثبت دارند) سودهای غیرعادی به دست می‌آورند. این مطلب چنین شرکت‌هایی را در معرض هزینه‌های سیاسی قرار می‌دهد. بنابراین، این شرکت‌ها انگیزه دارند میانگین توزیع های سود گزارش شده خود را به روش های مختلف کاهش دهند (هاگرمن و میژسکی، ۱۹۸۷؛ کردلر و شهریاری، ۱۳۸۸). بنابراین، انتظار بر این است که هرگونه تغییر در رویه‌های حسابداری که منجر به تغییر زمان شناسایی سود گردد بر شکاف مالیاتی تأثیر دارد (هر چند که در بلندمدت ممکن است تفاوت‌های مالیاتی صفر گردد). بنابراین انتظار می‌رود ریسک یکی از عوامل مؤثر بر میزان شکاف مالیاتی باشد.

تراکم سرمایه‌گذاری (شدت سرمایه‌گذاری):

مشابه بحث فوق که در خصوص اندازهٔ شرکت مطرح گردید، شرکت‌هایی که حجم بالایی از اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات را در اختیار دارند، به دلیل آن‌که هزینه‌های فرصت را در محاسبهٔ سود خالص وارد نمی‌کنند، به طور میانگین سود بالاتری نسبت به شرکت‌هایی که حجم کم‌تری از این دارایی‌ها را در اختیار دارند، گزارش می‌کنند. لذا، این شرکت‌ها بیش‌تر مورد توجه نهادهای دولتی قرار دارند. هم‌چنین، مشابه عامل اندازه، می‌توان عنوان داشت که شرکت‌های بزرگ حجم بالایی از دارایی‌های ثابت را در اختیار دارند. بنابراین، از این جنبه نیز این قبیل شرکت‌ها در کانون توجه سیاستمداران قرار می‌گیرند (هاگرمن و میژسکی، ۱۹۸۷؛ ابراهیمی‌کردلر و شهریاری؛ منصورفر و همکاران، ۱۳۹۶).

نسبت تمرکز (رقابت در صنعت):

سود حسابداری بالای گزارش شده رقابت را افزایش می‌دهد. مدیران انگیزه دارند در مقابل انتقال ثروت ایستادگی کنند، چرا که این گونه انتقال‌ها ارزش شرکت را به طور مداوم کاهش می‌دهند. به همان ترتیب آن‌ها می‌خواهند از رقابت اضافی ممانعت کنند، چرا که رقابت نیز ارزش شرکت و همین طور حقوق و مزایایی که مدیران دریافت می‌کنند را کاهش خواهد داد

(کردلر و شهریاری، ۱۳۸۸). همچنین، مدیران شرکت‌هایی که رانت‌های انحصاری به دست می‌آورند انگیزه دارند به منظور اجتناب از اقدامات ضد تراستی (اقداماتی که ممکن است منجر به تکه تکه شدن شرکت و یا اقدامات دولتی که رقابت را افزایش می‌دهد) که می‌تواند ارزش شرکت را کاهش دهد، سودهای گزارش شده حسابداری را کاهش دهند (هاگرمن و میژسکی، ۱۹۸۷). از این‌رو، انتظار می‌رود، شرکت‌هایی که از توان رقابتی بالاتری برخوردار هستند به منظور خارج شدن از کانون توجه نهادهای قدرت و حتی نهادهای همچون وزارت اقتصاد و دارایی و نیز سازمان امور مالیاتی، رویه‌های حسابداری را به‌کارگیرند که بتوانند از خروج منابع نقدی از محل مالیات، جلوگیری به عمل آورند. لذا، در صورت فرض انجام این قبیل اقدامات که منجر به ارائهٔ عدم صادقانه ارقام مندرج در صورت‌های مالی و به خصوص رقم سود خالص گردد، شکاف مالیاتی افزایش پیدا می‌کند.

تراکم کارکنان (شدت کارکنان):

یکی دیگر از شاخص‌های هزینه‌های سیاسی، تعداد کارکنان شرکت می‌باشد، زیرا کارکنان یکی از گروه‌های سیاسی برای هر شرکت هستند. نتایج پژوهش انجام شده توسط توسط داروغ و همکاران (۱۹۹۸) در زمینه ارتباط بین تعداد کارکنان و فشارهای سیاسی نشان داد شرکت‌هایی که از کارکنان بیش‌تری برخوردار هستند، فشارهای سیاسی وارده بر آن‌ها نیز بیش‌تر می‌باشد، در نتیجه مدیریت این نوع واحدها جهت کاهش فشار وارده اقدام به کاهش سود می‌نمایند .در نتیجه انتظار می‌رود شرکت‌های با تراکم کارکنان بالا، شکاف مالیاتی بیش‌تری داشته باشند.

پیشینهٔ تجربی پژوهش

با توجه به مطالعات تجربی بررسی شدهٔ مربوط به هزینه‌های سیاسی و شکاف مالیاتی (یا مدیریت مالیاتی، اجتناب مالیاتی، سیاست‌های مالیاتی متهورانه، گریز مالیاتی و سایر عناوین مشابه)، پژوهشی که به صورت جداگانه رابطهٔ بین هزینه‌های سیاسی و شکاف مالیاتی را بررسی نموده باشد توسط نگارنده مشاهده نگردید، از این‌رو، آن دسته از پژوهش‌هایی که تا اندازه‌ای ارتباط موضوعی و محتوایی با موضوع پژوهش حاضر داشتند، انتخاب که هر کدام به صورت خلاصه و تفکیک در ادامهٔ مطالب بیان شده‌اند.

گادفری و جونز (۱۹۹۹) اثر هزینه‌های سیاسی بر هموارسازی سود را مورد مطالعه قرار دادند. نتایج نشان داد، شرکت‌های فعال در بخش بانکداری، مالی، تحقیقاتی، بنیادی و خدمات شهری، هزینه‌های سیاسی بیش‌تری را متحمل می شوند. پَتن و ترامپتر (۲۰۰۳) با آزمون رابطهٔ بین افشای شرکتی و مدیریت سود، واکنش شرکت‌ها به هزینه‌های سیاسی را مورد بررسی قرار دادند. یافته‌ها بیان‌گر این مطلب بود که مدیریت واحدهای تجاری معتقدند، کاهش افشای شرکتی یکی از اقدامات مؤثر در مقابله با هزینه‌های وضع قوانین جدید می‌باشد. از این‌رو، این قبیل شرکت‌ها به منظور کاهش هزینه‌های سیاسی اقدام به مدیریت سود می‌نمایند. دونگ‌هوا و همکاران (۲۰۱۱) روابط بین عوامل کلان اقتصادی، هزینه‌های سیاسی و مدیریت سود را بررسی نمودند. یافته‌ها حاکی از آن بود که شرکت‌ها در دوران تحول اقتصادی با فشارهای سیاسی مواجه بوده‌اند و به‌منظور رهایی از زیر این فشارها، اقدام به مدیریت سود نموده‌اند. نتایج همچنین بیان‌گر این موضوع بود که مدیریت سود در شرکت‌های غیر سیاسی بیش‌تر از سایر شرکت‌ها بوده است. لی و همکاران (۲۰۱۳) به بررسی هزینه‌های سیاسی و مدیریت سود پرداختند و نشان دادند یکی از انگیزه‌های مدیریت سود بنا به ملاحظات سیاسی بوده و هدف آن، پرداخت مالیات کم‌تر است. همچنین نتایج حاکی از آن بود، در زمانی که نرخ‌های مالیاتی افزایش می‌یابد، تنها شرکت‌های دارای روابط سیاسی می‌توانند مالیات کم‌تری پرداخت کنند. سودی‌فو و جیان‌فو (۲۰۱۶) روابط بین ارتباطات سیاسی، مالکیت دولتی و اجتناب مالیاتی را مورد مطالعه قرارداند. نتایج نشان داد، شرکت‌های دارای روابط سیاسی در مقایسه با دیگر شرکت‌ها، مالیات کم‌تری پرداخت می‌کنند. کیم و ژانگ (۲۰۱۶) با بررسی رابطهٔ بین ارتباطات سیاسی و سیاست‌های مالیاتی به این نتیجه دست‌یافتند که شرکت‌های دارای ارتباط سیاسی در مقایسه با سایر شرکت‌ها، سیاست‌های مالیاتی متهورانه‌تری دارند. اَتیه و همکاران (۲۰۱۶) ارتباط بین هزینه‌های سیاسی و مدیریت سود را بررسی نمودند. نتایج نشان داد، تعامل بین مدیران سیاسی با نهادهای حکومتی، حساسیت واحدهای تجاری به فشارهای سیاسی را افزایش می‌دهد و باعث بکارگیری رویه‌های حسابداری می‌شود که منجر به مدیریت سود گردد. همچنین یافته‌ها حاکی از آن بود که چرخه‌های سیاسی (تغییر دولت) نیز بر مدیریت سود تأثیر دارد.

پورحیدری و همتی (۱۳۸۶)، اثر قراردادهای بدهی، هزینه های سیاسی، طرح پاداش و مالکیت بر مدیریت سود را مورد مطالعه قرار دادند. بخشی از نتایج حاکی از آن بود که فشارهای سیاسی بر شرکت‌های با تعداد کارکنان زیاد، بالا بوده و این قبیل شرکت‌ها، هزینه‌های سیاسی بیش‌تری را متحمل می‌شوند. در نتیجه، مدیریت این شرکت‌ها به منظور تقلیل هزینه‌های سیاسی، اقدام به مدیریت سود (کاهش سودهای گزارش شده) می‌نمایند. ابراهیمی کردلر و شهریاری (۱۳۸۸)، با برر سی رابطهٔ هزینه‌های سیا سی و محافظه‌کاری به این نتیجه رسیدند که بین اندازهٔ شرکت و شدت سرمایه‌گذاری با محافظه‌کاری، رابطهٔ منفی و بین نسبت رقابت و مالکیت دولتی با محافظه‌کاری، رابطهٔ مثبت وجود دارد. هم‌چنین نتایج نشان داد بین نرخ مؤثر مالیاتی و ریسک با محافظه‌کاری، رابطهٔ معنی‌داری وجود ندارد. یعقوب‌نژاد و جوادی (۱۳۸۸) رابطهٔ بین اندازهٔ شرکت‌ها و هزینه‌های سیاسی را مورد مطالعه قرار دادند. نتایج نشان داد، شرکت‌های بزرگ، هزینه‌های سیاسی بیش‌تری را متحمل می‌شوند. حیدری و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی رابطهٔ بین فرضیهٔ سیاسی و فرصت‌های رشد پرداختند. یافته‌ها حاکی از آن بود که، افزایش هزینه‌های سیاسی منجر به ایجاد فرصت‌های رشد بیش‌تر برای شرکت‌ها خواهد شد. جنانی و علی‌آبادی (۱۳۹۵) رابطهٔ بین هزینه‌های سیاسی و بازدهٔ غیرعادی سهام را مورد مطالعه قرار دادند. نتایج نشان داد، بین اندازهٔ شرکت و تراکم سرمایه‌گذاری با بازدهٔ غیرعادی سهام، رابطه مثبت و معنادار وجود دارد. این در حالی است که بین ریسک سیستماتیک و بازدهٔ غیرعادی رابطه منفی و معنادار برقرار بود. منصورفر و همکاران (۱۳۹۶)، رابطهٔ بین هزینه‌های سیاسی و کیفیت گزارشگری مالی را مورد مطالعه قراردادند و به این نتیجه د ست‌یافتند که با افزایش هزینه‌های سیا سی، کیفیت گزار شگری مالی شرکت‌ها کاهش پیدا می‌کند.

در مطالعات قبلی، بیش‌تر ارتباط هزینه‌های سیاسی با مدیریت سود، کیفیت گزارشگری، کیفیت افشا، بازدهٔ سهام و غیره مورد برر سی قرار گرفته است. این در حالی است که پژوهش حاضر با طرح ارتباط موضوع هزینه‌های سیاسی با شکاف مالیاتی، علاوه بر توسعه‌بخشی ادبیات نظری بحث هزینه‌های سیاسی در حسابداری، با به‌کارگیری الگوسازی معادلات ساختاری در بررسی جوانب مختلف روابط احتمالی بین مؤلفه‌های مذکور، نخستین پژوهش در این حوزه محسوب می‌گردد.

فرضیهٔ پژوهش

با توجه به مطالب عنوان شده در بخش مقدمه، ادبیات و پیشینهٔ پژوهش‌های انجام شده و نیز پاسخ به سوأل مطرح شده، فرضیهٔ پژوهش به صورت ذیل تدوین گردیده است:

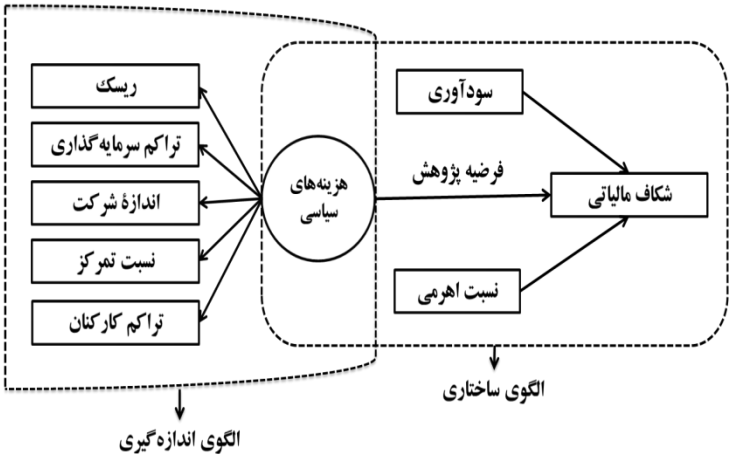
فرضیهٔ پژوهش: هزینه‌های سیاسی اثر مثبت و معنی‌داری بر شکاف مالیاتی دارد.

الگوی مفهومی پژوهش

چارچوب الگوی مفهومی پژوهش در شکل (۱) بر اساس رویکرد الگوسازی معادلات ساختاری ترسیم شده است. دلایل انتخاب این روش را می‌توان به این صورت بر شمرد: اول، در ادبیات مالی شرکتی و حسابداری، هزینه‌های سیاسی جزو متغیرهایی است که به صورت مستقیم برای پژوهش‌گر قابل مشاهده و اندازه‌گیری نیست، بنابراین، این دسته از متغیرها به عنوان متغیر پنهان با استفاده از یک سری متغیرهای مشاهده‌پذیر، که معرف رفتار آن است، اندازه‌گیری می شوند (قاسمی، ۱۳۹۲؛ ابارشی و حسینی، ۱۳۹۱). از این‌رو، بررسی رابطهٔ بین متغیرهای معرف هزینه‌های سیاسی با متغیر شکاف مالیاتی به صورت جداگانه و در قالب الگوهای رگرسیونی مجزا، تحلیل دقیقی از چگونگی رابطهٔ بین این دو متغیر در اختیار قرار نمی‌دهد. این در حالی است که در مطالعات پیشین (ابراهیمی‌کردلر و شهریاری، ۱۳۸۸؛ یعقوب‌نژاد و جوادی، ۱۳۸۸و جنانی و علی‌آبادی، ۱۳۹۵) هزینه‌های سیاسی به عنوان متغیرهای مشاهده‌پذیر و با استفاده از تحلیل رگرسیونی مورد مطالعه قرار گرفته است. لذا، پژوهش حاضر به واسطهٔ استفاده از الگوی مناسب جهت اندازه‌گیری این متغیر، از روایی بالاتری برخوردار است؛ دوم، تجزیه و تحلیل‌های رگرسیونی رایج، تا حد زیادی خطای اندازه‌گیری در متغیرهای توضیحی را نادیده می‌گیرند. در نتیجه، یافته‌های رگرسیونی ممکن است نادرست و شامل نتایج گمراه کننده باشد؛ سوم، مطالعهٔ اثرات مستقیم و غیرمستقیم متغیرهای درگیر در یک الگو برای محقق به آسانی امکان‌پذیر نیست؛ چهارم، الگوهای رگرسیونی فاقد ساختار هستند. بدین معنی که چگونگی رابطه متغیرهای مستقل با یکدیگر و هم‌چنین با متغیر وابسته مشخص نیست (ابارشی و حسینی، ۱۳۹۱).

در این الگو، به منظور اندازه‌گیری هزینه‌های سیاسی به عنوان متغیر پنهان از سنجه‌های مشاهده‌پذیر ریسک، تراکم سرمایه‌گذاری، اندازهٔ شرکت، نسبت تمرکز و تراکم کارکنان

استفاده شده است و اثر آن بر شکاف مالیاتی مورد بررسی قرار گفته است. همچنین متغیرهای سودآوری و نسبت اهرمی نیز به عنوان متغیرهای کنترلی وارد الگوی پژوهش شده‌اند (متغیرهای دایره یا بیضی معرف هزینه‌های پنهان و متغیرهای مربع یا مستطیل معرف متغیرهای مشاهده‌پذیر می‌باشند).



شکل (۱): الگوی مفهومی پژوهش

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش، یک پژوهش توصیفی از نوع پژوهش‌های پس‌رویدادی و در حوزهٔ پژوهش‌های همبستگی است، که مبتنی بر اطلاعات واقعی صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده و با روش استقرایی به کل جامعهٔ آماری قابل تعمیم است.

جامعهٔ آماری و نمونهٔ پژوهش

جامعهٔ آماری پژوهش، شامل کلیهٔ شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازهٔ زمانی سال‌های ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۲ است. معیارهای عمومی انتخاب نمونهٔ پژوهش عبارتند از:

۱. جزو شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری مالی، هلدینگ و بانک‌ها نباشند،

۲. طی سال‌های ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۲ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته‌شده باشند،

۳. طی سال‌های ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۲ تغییر فعالیت نداده باشند،

۴. طی سال‌های ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۲ تغییر سال مالی نداده باشند،

۵. پایان سالی مالی آن‌ها منتهی به آخر اسفند ماه هر سال باشد و

۶. اطلاعات مربوط به کلیهٔ متغیرهای مورد نیاز، در دسترس باشد.

با در نظر گرفتن محدودیت‌های پیش‌گفته، ۶۶ شرکت به عنوان نمونهٔ پژوهش انتخاب گردید.

ابزار گردآوری اطلاعات و روش تحلیل فرضیهٔ پژوهش

اطلاعات مربوط به مبانی نظری و ادبیات پژوهش از میان کتب و مقالات موجود در این زمینه و اطلاعات مربوط به متغیرهای پژوهش از نرم‌افزار ره‌آورد نوین، صورت‌های مالی حسابرسی شده و سایت اینترنتی شرکت خدماتی بورس اوراق بهادار تهران جمع‌آوری شده است. مرتب کردن و طبقه‌بندی اولیهٔ داده‌ها به وسیلهٔ صفحه گستردهٔ اِکسل (نسخهٔ ۲۰۱۰) و SPSS (نسخهٔ ۲۰) و تجزیه و تحلیل آماری با استفاده از نرم‌افزار AMOS (نسخهٔ ۱۶) انجام شده است. برای آزمون فرضیهٔ پژوهش، از رویکرد الگوسازی معادلات ساختاری استفاده شده است. برای این منظور، یک فرایند دو مرحله‌ای طی می‌شود. ابتدا باید از برازش قابل قبول الگوی اندازه‌گیری (هزینه‌های سیاسی) اطمینان حاصل شود و سپس برازش الگوی ساختاری (روابط بین هزینه‌های سیاسی، شکاف مالیاتی و متغیرهای کنترلی) مورد بررسی قرار گیرد. در تجزیه و تحلیل الگوسازی معادلات ساختاری، الگوی معادلهٔ ساختاری ترکیبی از الگوهای اندازه‌گیری (الگوهای عاملی تأییدی) و الگوی معادلهٔ ساختاری (الگوهای مسیر) است. تمایز بین الگوهای اندازه‌گیری و ساختاری در گام‌های بعدی فرایند الگوسازی معادلات ساختاری نقش مهمی را ایفا می‌نماید. در واقع، چنانچه الگوی اندازه‌گیری، برازش مناسبی از اندازه‌گیری متغیر پنهان را نشان دهد، برازش الگوی ساختاری با اطمینان بیش‌تری صورت خواهد گرفت. به همین دلیل، در الگوسازی معادلات ساختاری، آزمون الگوی اندازه‌گیری مقدم بر آزمون الگوی‌ساختاری است. برای رد یا عدم رد فرضیهٔ پژوهش نیز آزمون معنی‌داری هر یک از ضرایب مسیر استاندارد شدهٔ الگوی ساختاری (آزمون تی- استیودنت) استفاده شده است.

چنانچه احتمال آمارهٔ تی- استیودنت کم‌تر از ۵ درصد باشد، دلیلی برای رد فرضیهٔ پژوهش وجود ندارد.

متغیرهای پژوهش و نحوهٔ محاسبهٔ آن‌ها

شکاف مالیاتی: شکاف مالیاتی به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است. این متغیر از اختلاف بین مالیات ابرازی (اظهارشده) و مالیات تعیینی (تشخیصی، قطعی و یا نظرات نهایی شورای عالی مالیاتی)، بدست می‌آید. اولویت در انتخاب مالیات تعیینی، مالیات قطعی می‌باشد و در صورتی که مالیات هنوز قطعی نشده باشد از مالیات تشخیصی استفاده شده است. با توجه به این‌که دورهٔ پژوهش از سال ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۲ در نظرگرفته شده است و نیز به دلیل آن‌که رسیدگی به دفاتر واحدهای تجاری توسط سازمان امورمالیاتی با تأخیر حداقل یک ساله انجام می‌گردد، لذا برگ تشخیص اکثر واحدهای تجاری تا یک سال بعد پایان سال مالی و در بهترین حالت در سال ۱۳۹۳ صادر می شود، به همین دلیل، داده‌های مربوط به شکاف مالیاتی (مالیات تشخیصی یا قطعی) حداکثر تا دو سال بعد از سال ۱۳۹۲ (سال ۱۳۹۴) مورد بررسی قرار و در محاسبات لحاظ گردیده است. همچنین، در محاسبه متغیر شکاف مالیاتی این مسئله باید مور توجه قرار گیرد که شکاف مالیاتی، ناشی از دو منبع اجتناب مالیاتی و فرار مالیاتی است. در بازار سرمایه کشورهای توسعه‌یافته، اطلاعات مربوط به این دو منبع مالیاتی در دسترس پژوهش‌گران قرار دارد و پژوهش‌گران می‌توانند اثر عوامل مختلفی را به صورت مجزا بر هر یک از این متغیرها مورد مطالعه قرار دهند. اما با توجه به ضعف نظام مالیاتی کشور و عدم شفافیت مناسب آن و نیز از آن‌جا که هیچ‌گونه بانک اطلاعاتی قابل اتکایی در مورد فرار مالیاتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در کشور وجود ندارد، در مطالعهٔ پیش‌رو، به منظور بالا بردن جامعیت نسبی پژوهش، به جای بررسی عوامل مؤثر بر اجتناب مالیاتی؛ عوامل مؤثر بر شکاف مالیاتی مورد بررسی قرار گرفته است. زیرا در صورت بررسی عوامل مؤثر بر اجتناب مالیاتی، بخش مهمی از پژوهش که مربوط به فرار مالیاتی می‌شد، مورد کم‌توجهی قرار می‌گرفت که در آن صورت، روایی نتایج پژوهش با انتقادهایی همراه می‌گردید.

هزینه‌های سیاسی: در این پژوهش، هزینه‌های سیاسی به عنوان متغیر مستقل در نظر گرفته‌شده است. در ادبیات مالی و حسابداری، هزینه‌های سیاسی جزو متغیرهایی هستند که اندازه‌گیری آن به صورت مستقیم برای پژوهش‌گر قابل مشاهده نیست، از این‌رو، این متغیر به عنوان یک متغیر پنهان تعریف می‌شود. لذا، متغیر پنهان باید بر حسب نوع رفتاری که بیانگر آن متغیر است، تعریف گردد. بر اساس ادبیات پژوهش، هزینه‌های سیاسی بر اساس متغیرهای مشاهده‌پذیر ریسک، تراکم سرمایه‌گذاری، اندازهٔ شرکت، نسبت تمرکز و تراکم کارکنان تعریف گردیده است.

متغیرهای کنترلی: در پژوهش حاضر، متغیرهای سودآوری و نسبت اهرمی به عنوان متغیرهای کنترلی در نظر گفته شده‌اند. در توجیه انتخاب این دو متغیر به عنوان متغیرهای کنترلی می‌توان اظهار داشت؛ سود از جمله اطلاعات با اهمیت در تصمیمات اقتصادی به شمار می‌رود. سود به عنوان ابزار سنجش اثربخشی عملکرد مدیریت و نیز وسیلهٔ پیش‌بینی و ارزیابی تصمیم‌گیری‌ها، همواره مورد استفاده سرمایه‌گذاران، تحلیل‌گران مالی و دیگر گروه‌های ذی‌نفع بوده است. با توجه به این‌که مالیات بر مبنای درآمد مشمول مالیات محاسبه می‌شود، در نتیجه سودآوری می‌تواند عاملی مؤثر بر انگیزهٔ اجتناب و یا فرار مالیاتی شرکت‌ها و به تبع آن ایجاد شکاف مالیاتی باشد. همچنین، از آن‌جا که طرح‌های پاداش گروه مدیریت و دیگر گردانندگان واحد تجاری مبتنی بر معیارهای عملکرد مدیریت همچون سودآوری و جریان‌های نقدی است، می‌توان انتظار داشت مدیران در راستای تحقق پاداش‌های در نظر گرفته شده از جانب سهامداران برای آنان، انگیزهٔ زیادی برای کاهش مالیاتی پرداختی داشته باشند، زیرا کاهش مالیات پرداختی در نهایت منجر به افزایش سود خالص و کاهش جریان‌های نقدی خروجی ناشی از مالیات می‌گردد که این موضوع در پژوهش آرمسترانگ و همکاران (۲۰۱۲) نیز تأیید شده است. از طرف دیگر، مدیران شرکت‌هایی که اهرم مالی بالایی دارند، برای رعایت شروط قراردادهای تأمین مالی و نشان دادن عملکرد مطلوب شرکت، به دستکاری سود می‌پردازند، زیرا مدیران این قبیل شرکت‌ها برای راضی نگه داشتن اعتباردهندگان باید سوددهی مناسبی داشته باشند. بنابراین، مدیران این شرکت‌ها تمایل کم‌تری به کاهش سود شرکت‌های خود برای پرداخت مالیات کم‌تر دارند (پورحیدری و شفیعی همت آباد، ۱۳۹۲). در نگاره (۱) نحوه محاسبه متغیرهای پژوهش ارائه شده است:

نگاره (۱): نحوهٔ محاسبهٔ متغیرهای پژوهش

نحوهٔ محاسبه	متغیر
واریانس بازده بازار / کوارایانس بازده سهام و بازده بازار	(BETA) ریسک
منبع: واتز و زیمرمن (۱۹۸۶)، ژیموسکی و هاگرمن (۱۹۸۱)، ابراهیمی کردلر و شهریاری (۱۳۸۸)، حیدری و همکاران (۱۳۹۴)	
مجموع فروش شرکت / مجموع دارایی‌های ثابت شرکت	(CI) تراکم سرمایه‌گذاری
منبع: ونگ (۱۹۸۸)، بلکویی و کارپیک (۱۹۸۹)، ابراهیمی کردلر و شهریاری (۱۳۸۸)، حیدری و همکاران (۱۳۹۴)	
لگاریتم طبیعی مجموع فروش شرکت	(SIZE) اندازهٔ شرکت
منبع: واتز و زیمرمن (۱۹۸۶)، کرن و موریس (۱۹۹۱)، ابراهیمی کردلر و شهریاری (۱۳۸۸)، حیدری و همکاران (۱۳۹۴)	
مجموع فروش صنعت / مجموع فروش شرکت	(CR) نسبت تمرکز
منبع: ونگ (۱۹۸۸)، گادفری و جونز (۱۹۹۹)، ابراهیمی کردلر و شهریاری (۱۳۸۸)، حیدری و همکاران (۱۳۹۴)	
مجموع فروش شرکت / تعداد کارکنان شرکت	(EI) تراکم کارکنان
منبع: پورحیدری و همتی (۱۳۸۶)، رضایی و افروزی (۱۳۹۴)	
مجموع دارایی‌های شرکت / سود خالص شرکت	(ROA) سودآوری
منبع: دیدار و همکاران (۱۳۹۳)، قادری و همکاران (۱۳۹۵)	
مجموع دارایی‌های شرکت/ مجموع بدهی‌های شرکت	(LEV) نسبت بدهی
منبع: دیدار و همکاران (۱۳۹۳)، قادری و همکاران (۱۳۹۵)، دیدار و همکاران (۱۳۹۵)	
مجموع دارایی‌های شرکت / (مالیات ابرازی – مالیات تعیینی)	(TG) شکاف مالیاتی
منبع: دیدار و همکاران (۱۳۹۳)، قادری و همکاران (۱۳۹۵)	

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

به منظور بررسی و تجزیه و تحلیل اولیهٔ داده‌های پژوهش، آمار توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش در نگاره (۲) ارائه گردیده است. همان‌گونه که مشاهده می شود بیش‌ترین و کم‌ترین مقدار میانگین به ترتیب متعلق به متغیرهای اندازهٔ شرکت (۵/۸۰۸۹) و تراکم کارکنان (۰/۰۰۱۱) می‌باشد. بیش‌ترین و کم‌ترین مقدار انحراف معیار نیز به ترتیب متعلق به متغیرهای ریسک (۰/۸۷۷۰) و تراکم کارکنان (۰/۰۰۱۱) است. همچنین، با توجه مقادیر ارائه شده برای

متغیرهای پژوهش و با مقایسه مقادیر مربوط به میانگین و میانه متغیرها و اختلاف اندک مشاهده شده میان آن‌ها، می‌توان گفت که متغیرهای بکاررفته برای اهداف پژوهش مناسب می‌باشد.

نگاره (۲): آمار توصیفی

متغیر	نماد	میانگین	میانه	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
ریسک	BETA	۰/۵۰۴۱	۰/۴۴۳۴	۰/۸۷۷۰	-۳/۶۰۵۶	۴/۶۸۱۹
تراکم سرمایه‌گذاری	CI	۰/۴۳۵۶	۰/۲۱۴۳	۰/۸۱۷۵	۰/۰۰۴۸	۱۳/۵۱۱۴
اندازهٔ شرکت	SIZE	۵/۸۰۸۹	۵/۷۸۲۸	۰/۶۲۶۶	۳/۹۸۰۰	۷/۷۳۰۰
نسبت تمرکز	CR	۰/۰۵۷۵	۰/۰۳۰۴	۰/۰۸۸۷	۰/۰۰۰۱	۰/۸۴۶۶
تراکم کارکنان	EI	۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۸۵
سودآوری	ROA	۰/۱۳۹۶	۰/۱۱۹۳	۰/۱۲۰۸	-۰/۲۵۵۴	۰/۶۳۱۳
نسبت اهرمی	LEV	۰/۶۱۲۹	۰/۶۱۲۷	۰/۲۱۵۳	۰/۰۸۹۱	۲/۸۱۴۲
شکاف مالیاتی	TG	۰/۰۰۸۲	۰/۰۰۳۱	۰/۰۲۶۰	-۰/۰۳۶۱	۰/۵۱۴۴

بررسی شدت همبستگی بین متغیرهای پژوهش

در نگاره (۳) ضرایب همبستگی بین کلیهٔ متغیرهای پژوهش ارائه شده است. همان‌گونه که مشاهده می شود، همبستگی شدیدی بین متغیرهای پژوهش وجود ندارد. از این‌رو، تحلیل‌های آماری و تفسیر نتایج مربوط به آزمون فرضیهٔ به‌دست آمده با اطمینان بیش‌تری صورت می‌پذیرد.

نگاره (۳): ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش

	BETA	CI	SIZE	CR	EI	LEV	ROA	TG
BETA	۱							
CI	-۰/۰۴	۱						
SIZE	۰/۱۵**	-۰/۱۸*	۱					
CR	-۰/۰۷	-۰/۰۳	۰/۰۲	۱				
EI	-۰/۰۸***	۰/۲۳*	-۰/۷۰*	۰/۰۱	۱			
LEV	۰/۱۴**	-۰/۰۵	۰/۲۱*	-۰/۰۳	-۰/۱۱**	۱		
ROA	۰/۰۹**	-۰/۱۲**	۰/۰۶	۰/۰۷	-۰/۲۰*	-۰/۴۶*	۱	
TG	۰/۰۱	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۳	-۰/۰۴	۰/۰۲	۰/۰۱	۱

*معنادار در سطح ۱ درصد؛ **معنادار در سطح ۵ درصد؛ ***معنادار در سطح ۱۰ دردصد

اعتبارسنجی الگوی اندازه‌گیری پژوهش

پس از تعیین الگوی مفهومی پژوهش و گردآوری داده ها، مهم‌ترین مرحله الگوسازی معادلات ساختاری، اعتبار سنجی الگوی اندازه‌گیری است. در این مرحله، پژوهش‌گر به دنبال جواب این پرسش است که آیا الگوی مفهومی، داده‌های پژوهش را نمایندگی می‌کند؟ نتایج ضرایب رگرسیون استاندارد شدهٔ متغیرهای مشاهده‌پذیر به همراه سطح معناداری هر یک از آن‌ها که در نگاره (۴) ارائه شده است نشان می‌دهد سطح معنی‌داری ضرایب مسیر متغیرهای تراکم کارکنان، ریسک و اندازهٔ شرکت کم‌تر از ۵ درصد می‌باشد معنادار بودن برآوردهای الگو بدین معنا است که این روابط توسط الگو تأیید می شوند و باید در الگو باقی بمانند. ولی، سطح معناداری متغیر نسبت تمرکز به دلیل آن‌که بیش‌تر از ۵ درصد است، از الگو حذف و برازش الگوی اندازه‌گیری یک بار دیگر بدون این متغیر مورد بررسی قرار گرفت.

نگاره (۴): مقادیر برآورد شدهٔ الگوی اصلاح شدهٔ هزینه‌های سیاسی

متغیر	ضریب رگرسیون	معنی‌داری
هزینه‌های سیاسی ---> تراکم کارکنان	-۰/۹۵۶	۰/۰۰۰۱
هزینه‌های سیاسی ---> ریسک	۰/۲۱۱	۰/۰۰۲۰
* هزینه‌های سیاسی ---> اندازهٔ شرکت	۰/۷۳۲	-
هزینه‌های سیاسی ---> تراکم سرمایه‌گذاری	-۰/۲۴۹	۰/۰۰۰۱
هزینه‌های سیاسی ---> نسبت تمرکز	-۰/۰۱۳	۰/۷۷۶
* این مسیر روی عدد یک ثابت شده است.		

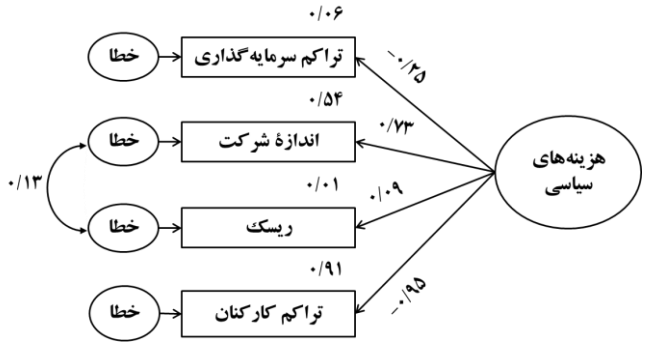
نتایج بازآزمونی اعتبار الگوی اندازه‌گیری هزینه‌های سیاسی با متغیرهای باقی‌مانده که در نگاره (۵) نشان داده شده است، حاکی از آن است که ضرایب مسیر متغیرهای مشاهده‌پذیر در سطح ۵ درصد معنادار است. بنابراین این متغیرها در الگو باقی می‌ماند و فرضیهٔ پژوهش بر اساس این الگو مورد آزمون قرار می‌گیرد.

پس از تعیین الگوی اندازه‌گیری نهایی، اعتبار یک الگو با استفاده از معیارهای نیکویی برازش مورد بررسی قرار می‌گیرد. بنابراین، در این مرحله از تجزیه و تحلیل‌های آماری انتظار می‌رود که برازش داده‌ها به الگوی مفهومی پژوهش بر اساس معیارهای علمی، قابل قبول باشد.

نگاره (۵): مقادیر برآورد شدهٔ الگوی اصلاح شدهٔ هزینه‌های سیاسی

متغیر	ضریب رگرسیون	معنی‌داری
هزینه‌های ---> تراکم کارکنان	-۰/۹۵۳	۰/۰۰۰۱
هزینه‌های سیاسی ---> ریسک	۰/۰۹۰	۰/۰۴۷۰
* هزینه‌های سیاسی ---> اندازهٔ شرکت	۰/۷۳۵	-
هزینه‌های سیاسی ---> تراکم سرمایه‌گذاری	-۰/۲۵۱	۰/۰۰۰۱
* این مسیر روی عدد یک ثابت شده است.		

شکل (۲)، الگوی اصلاح شدهٔ هزینه‌های سیاسی را به همراه بارکنش‌های مربوط به این الگو را نشان می‌دهد.



شکل (۲): الگوی اندازه‌گیری اصلاح شدهٔ نهایی هزینه‌های سیاسی

همان‌طور که در نگاره (۶) مشاهده می‌شود، پس از انجام اصلاحات مربوط به الگوی اندازه‌گیری پژوهش، مقدار احتمال آمارهٔ کای- مربع به عنوان معیار اصلی سنجش نیکویی برازش الگوی اندازه‌گیری هزینه‌های سیاسی (۰/۶۰۳) بیش‌تر از ۵ درصد است. هنگامی که سطح پوشش آماره کای- مربع بزرگ‌تر از ۵ درصد باشد، می‌توان ادعا کرد که الگوی مفروض، دارای نیکویی برازش قابل قبول است. همچنین سایر معیارهای نیکویی برازش ارائه شده در نگاره (۶) بیان می‌دارند که الگوی اندازه‌گیری هزینه‌های سیاسی از اعتبار کافی جهت انجام آزمون فرضیهٔ پژوهش برخوردار می‌باشد.

نگاره (۶): مقادیر شاخص‌های نیکویی برازش الگوی اندازه‌گیری اصلاح شدهٔ هزینه‌های سیاسی

معیار	نام شاخص	سطح شاخص به‌دست آمده	سطح برازش قابل قبول
شاخص‌های برازش مطلق	کای- مربع	۰/۶۰۳	بزرگ‌تر از ۵ درصد
	شاخص نیکویی برازش	۱/۰۰۰	بزرگ‌تر از ۹۵ درصد
	شاخص نیکویی برازش اصلاح شده	۰/۹۹۷	بزرگ‌تر از ۹۵ درصد
شاخص‌های برازش تطبیقی	شاخص برازش هنجار نشده	۱/۰۱۱	بزرگ‌تر از ۹۵ درصد
	شاخص برازش هنجار شده	۰/۹۹۹	بزرگ‌تر از ۹۵ درصد
	شاخص برازش تطبیقی	۱/۰۰۰	بزرگ‌تر از ۹۵ درصد
	شلخص برازش افزایشی	۱/۰۰۲	بزرگ‌تر از ۹۵ درصد
	شاخص برازش نسبی	۰/۹۹۶	بزرگ‌تر از ۹۵ درصد
شاخص‌های برازش مقتصد	شاخص برازش مقتصد هنجار شده	۰/۱۶۷	بزرگ‌تر از ۵۰ درصد
	ریشه میانگین مربعات خطاهای برآورد	۰/۰۰۰	کوچک‌تر از ۱۰ درصد
	کای- مربع هنجار شده به درجه آزادی	۰/۲۷۱	کوچک‌تر از ۳
سایر شاخص‌ها	شاخص هلتر (۰/۰۵)	۷۴۷۲	بزرگ‌تر از ۲۰۰

همچنین به منظور بررسی بیش‌تر برازش الگوی اندازه‌گیری هزینه‌های سیاسی، در نگاره (۷) مقادیر مربوط به ماتریس کواریانس خطای باقی‌ماندهٔ استاندارد شده ارائه شده است. این کواریانس استاندارد شده دارای توزیع z است، چنانچه مقادیر خطای باقی‌مانده در بازه ۱/۹۶- و ۱/۹۶+ باشند، می‌توان نتیجه گرفت که برازش الگو در حد قابل قبول می‌باشد. از آن‌جا که مقادیر به‌دست آمده در بازهٔ مطلوب قرار دارند، می‌توان ادعا کرد که ماتریس کواریانس ضمنی و ماتریس کواریانس نمونه از نظر آماری، تفاوت معناداری با یکدیگر ندارند.

نگاره (۷): مقادیر کواریانس باقی‌ماندهٔ استاندارد شده

	CI	Size	Beta	EI
CI	۰			
Size	-۰/۰۱۵	۰		
Beta	-۰/۴۹۸	۰	۰	
EI	۰	۰	۰/۰۱۳	۰

اعتبارسنجی الگوی ساختاری پژوهش

در مرحلهٔ ارز یابی الگوی ســـاختاری و به هنگام بررســـی روابط بین متغیر های پنهان و مشاهده‌پذیر، بارکنش‌های عامل الگوی اندازه‌گیری دوباره تخمین زده می‌شود. به این صورت که بارکنش‌های عامل و خطای اندازه‌گیری در الگوی اندازه‌گیری و ســـاختاری، آزاد در نظر گرفته شـــده و تخمین زده می‌شـــوند. مزیت این روش این اســـت که می‌توان از نیکویی برازش الگوی اندازه‌گیری به عنوان مبنایی برای مقایســـه اســـتفاده نمود و نیکویی برازش الگوی ســـاختاری را با آن محک زد. اما باید این موضـــوع را مدنظر قرار داد که مقادیر معیارهای نیکویی برازش برای الگوی اندازه‌گیری با اســـتفاده از تحلیل عاملی تأییدی و نیز الگوی ســـاختاری در اکثر موارد با یکدیگر تفاوت دارند. با این وجود، تفاوت زیاد و آشـــکار بین معیارهای برازش در الگوی اندازه‌گیری و ســـاختاری نشـــانهٔ وجود مشـــکل در الگوی مفهومی پژوهش بوده و لازم اســـت با بررســـی داده‌های الگوی اندازه‌گیری و ســـاختاری، علت آن شـــناســـایی و رفع گردد. در الگوی ســـاختاری، فرضـــیه‌های پژوهش (روابط رگرســـیونی و یا همبستگی بین متغیرها) مورد آزمون قرار می‌گیرد. شاخص‌های برازش الگوی ساختاری مربوط به آزمون فرضـــیهٔ پژوهش که در نگاره (۸) ارائه گردیده اســـت، مبین برازش قابل قبول الگوی ساختاری است.

نگاره (۸): مقادیر شاخص‌های نیکویی برازش الگوی ساختاری

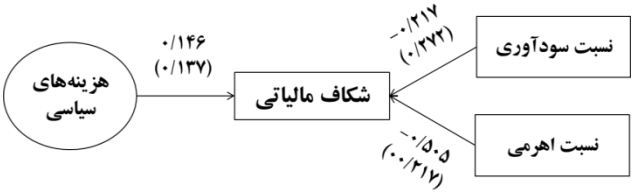
معیار	نام شاخص	سطح برازش به‌دست آمده	سطح برازش قابل قبول
شاخص‌های برازش مطلق	کای- مربع	۰/۳۷۲	بزرگ‌تر از ۵ درصد
	شاخص نیکویی برازش	۰/۹۹۹	بزرگ‌تر از ۹۵ درصد
	شاخص نیکویی برازش اصلاح شده	۰/۹۸۵	بزرگ‌تر از ۹۵ درصد
شاخص‌های برازش تطبیقی	شاخص برازش هنجار نشده	۱/۰۰۰	بزرگ‌تر از ۹۵ درصد
	شاخص برازش هنجار شده	۰/۹۹۸	بزرگ‌تر از ۹۵ درصد
	شاخص برازش تطبیقی	۱/۰۰۰	بزرگ‌تر از ۹۵ درصد
	شلخص برازش افزایشی	۱/۰۰۰	بزرگ‌تر از ۹۵ درصد
	شاخص برازش نسبی	۰/۹۹۷	بزرگ‌تر از ۹۵ درصد
شاخص‌های برازش مقتصد	شاخص برازش مقتصد هنجار شده	۰/۰۹۵	بزرگ‌تر از ۵۰ درصد
	ریشه میانگین مربعات خطاهای برآورد	۰/۰۰۰	کوچک‌تر از ۱۰ درصد
	کای- مربع هنجار شده به درجه آزادی	۰/۹۸۹	کوچک‌تر از ۳
سایر شاخص‌ها	شاخص هلتر (۰/۰۵)	۱۵۹۷	بزرگ‌تر از ۲۰۰

پس از حصول اطمینان از نیکویی برازش الگوی ساختاری و عدم وجود تفاوت قابل توجه بین معیارهای نیکویی برازش در الگوی اندازه‌گیری و ساختاری پژوهش، نوبت به بررسی فرضیهٔ پژوهش (تفسیر ضرایب برآوردی بین متغیرهای پنهان و متغیر مشاهده‌پذیر) می‌رسد. نتایج آزمون فرضیهٔ پژوهش که در نگاره (۹) ارائه گردیده است حاکی از آن است که هزینه‌های سیاسی اثر مثبت (۰/۱۴۶+) بر شکاف مالیاتی دارد هر چند که شدت آن از نظر آماری معنی‌دار نیست (سطح معناداری آماره تی – استیودنت ۰/۱۳۷ بیش‌تر از ۵ درصد است). در نتیجه، فرضیهٔ پژوهش رد می‌گردد و شواهد تجربی در خصوص ارتباط بین هزینه‌های سیاسی و شکاف مالیاتی در بورس اوراق بهادار تهران، یافت نگردید. در بررسی اثر متغیرهای کنترلی بر شکاف مالیاتی نیز نتایج بیانگر این موضوع است که متغیر سودآوری و نسبت اهرمی اثر منفی و معناداری بر شکاف مالیاتی دارند هر چند که شدت آن‌ها نیز از نظر آماری معنادار نیست.

نگاره (۹): نتایج مربوط به آزمون فرضیه‌های پژوهش

مسیر	ضریب مسیر*	نسبت بحرانی	معنی‌داری
هزینه‌های سیاسی ---> شکاف مالیاتی	۰/۱۴۶	۱/۴۸۸	۰/۱۳۷
سودآوری ---> شکاف مالیاتی	-۰/۲۱۷	-۱/۰۹۶	۰/۲۷۲
نسبت اهرمی ---> شکاف مالیاتی	-۰/۵۰۵	-۱/۲۳۵	۰/۲۱۷
*ضریب استاندارد شده			

در شکل (۳) الگوی ساختاری پژوهش به همراه ضرایب مسیر و سطح معنی‌داری هر یک از مسیرهای الگو ارائه گردیده است.



شکل (۳): الگوی ساختاری پژوهش به همراه ضرایب مسیر (سطح معناداری)

نتیجه‌گیری

از آن‌جا که سازوکارهای بازار به تنهایی نمی‌تواند تمامی وظایف اقتصادی را انجام دهد، از این‌رو، سیاست‌های دولت برای هدایت، اصلاح و تکمیل سازوکارهای بازار لازم است. اما آن‌چه در این وضعیت نقش تعیین کننده‌ای ایفا می‌نماید، میزان و حجم مداخلات دولتی است. دولت به عنوان اصلی‌ترین حامی اقتصاد هر کشور، همواره نقش قیم را برای واحدهای تجاری ایفا نموده ا ست. فارغ از مباحث مربوط به مزایا و معایبی که در این خصوص مطرح می‌گردد، باید این نکته را مورد توجه قرار گیرد که سامانهٔ گزارشگری مالی و حسابداری شرکت‌ها از این شیوهٔ نظام راهبری، متأثر می‌گردد و شرکت‌های دارای روابط خاص با دولت (اتصال سیاسی با دولت) هزینه‌های کم‌تری را از سوی دولت متحمل می‌گردند (ابراهیمی کردلر و شهریاری، ۱۳۸۸؛ محمودآبادی و نجفی، ۱۳۹۲). در شماری از پژوهش‌ها نشان داده شده است که شرکت‌های دارای روابط سیاسی از جریان‌های منابع وردی بیش‌تر بهره‌مند هستند و از طرفی به دلیل برخورداری از امتیازهای خاص و زد و بندهای سیاسی، منابع خروجی کم‌تری دارند (سالامون و سیگفرید، ۱۹۷۷، لوئیز و جی، ۲۰۰۶؛ گریس و لورتی، ۲۰۱۰؛ بوبکری و همکاران، ۲۰۱۰). همچنین، نلی و آنوگرا (۲۰۱۱) نشان دادند روابط سیاسی بین واحدهای تجاری و دولت، کاهش کیفیت گزارشگری مالی و ناکارآیی عملکرد واحدهای اقتصادی را به همراه خواهد داشت. از این‌رو، این احتمال وجود دارد که گروه مدیریت این قبیل شرکت‌ها به منظور پنهان سازی عملکرد نامناسب خود، سعی در بهتر جلوه دادن عملکرد واحد اقتصادی تحت امر خود و کاهش دادن جریانات نقدی خروجی از جمله کاهش از محل پرداخت مالیات را داشته باشند و یا این‌که در استدلال دیگر می‌توان موضوع را به این شکل مطرح نمود که واحدهای تجاری به منظور خارج شدن از کانون توجه دولت، اقدام با کاهش سودهای گزارش شده خود می‌نمایند. در این حالت نیز مالیات پرداختی با آن‌چه که باید پرداخت می‌شد تفاوت پیدا می‌نماید. در صورت پذیرش هر یک از سناریوهای فوق، رقم مالیات ابراز شده توسط شرکت‌ها تحت تأثیر سیاست‌ها و رویه‌های بکارگرفته شده از جانب واحدهای تجاری قرار می‌گیرد و بین رقم گزارش شده و آن‌چه که باید گزارش می‌شد و آن‌چه مأمورین نهادهای مالیاتی تعیین می‌نمایند، تفاوت‌هایی به وجود می‌آید. که این مسئله، بیانگر افزایش سطح شکاف مالیاتی است. نتایج پژوهش حاکی از آن است که هزینه‌های سیاسی اثر مثبت بر

شـــکاف مالیاتی دارد هر چند که شـــدت آن از نظر آماری معنادار نیســـت، به این معنی که با افزایش هزینه‌های سیا سی شکاف مالیاتی (که می‌تواند نا شی از اجتناب مالیاتی یا فرار مالیاتی باشـــد) افزایش پیدا می‌کند. نتیجه برآمده از پژوهش فعلی، با مطالب عنوان شـــده در پژوهش سالامون و سیگفرید (۱۹۷۷) و لوئیز و جی (۲۰۰۶) سازگار است.

اگر چه در پژوهش حاضـر اثر مثبت هزینه‌های سـیاسـی بر شـکاف مالیاتی مشـاهده گردیده اســـت، اما نباید یک جنبهٔ مهم از پژوهش که مربوط به مشـــخص نبودن منبع شـــکاف مالیاتی ا ست، فراموش گردد. زیرا همان‌گونه که در بخش ادبیات پژوهش عنوان شد، شکاف مالیاتی ناشی از دو منبع فعالیات‌های اجتناب مالیاتی و فرار مالیاتی است که جنبهٔ اجتناب مالیاتی آن در ســـطح قوانین موجود صـــورت می‌پذیرد ولی فرار مالیاتی ناشـــی از اقدامات غیرقانونی واحد گزارش‌گر می‌باشـــد که در پژوهش فعلی رابطهٔ هزینه‌های ســـیاســـی با هر یک از این دو منبع رو شن نیست. بنابراین به دولت‌مردان و مسئولین نهادهای مالیاتی و قانون‌گذار پیشنهاد می شود که با توجه به ســـطح نفوذ دولت در اقتصـــاد و مالکیت شـــبه دولتی اکثر صـــنایع، قوانین و ســـاز و کارهای نظارتی را اعمال نمایند که از اقدامات غیرقانونی که منجر به کاهش مالیات ابرازی و پرداختی می شود جلوگیری نمایند. این امر، علاوه بر افزایش سلامت اداری و کاهش فســـاد، منابع مالیاتی به عنوان یکی منابع جایگزین برای درآمدهای نفتی را به یکی از ابزارهای تأمین مالی دولت تبدیل می‌نماید. همچین به نهادهای دولتی و قانون‌گذار پیشـــنهاد می‌شـــود تا اقدام به ایجاد یک بانک اطلاعاتی نمایند که در آن منابع شـــکاف مالیاتی یعنی اجتناب مالیاتی و فرار مالیاتی را در خود جای دهد تا علاوه بر این که پژوهش‌گران بتوانند کارهای پژوهشـــی خود را بر مبنای آن انجام دهند، بلکه مسئولین دولتی و نهادهای مالیاتی نیز اطلاعات دقیقی در رابطه با این مو ضوع را در اختیار دا شته با شند تا در مواقع لزوم، تصمیمات لازمه و مقتضی را اتخاذ و اقدامات لازم را برای رعایت قوانین و مقررات تصویب نمایند.

منابع

ابارشی، احمد.، و حسینی، سیدیعقوب. (۱۳۹۱). مدل‌سازی معادلات ساختاری، تهران: انتشارات جامعه‌شناسان.

ابراهیمی کردلر، علی.، و شهریاری، علیرضا. (۱۳۸۸). بررسی رابطهٔ هزینه سیاسی و محافظه‌کاری (فرضیهٔ سیاسی) در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامهٔ بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، *۱۶ (۵۷)*: ۱۶-۳.

ایمانی‌برندق، محمد.، پیری، پرویز.، و قربانی، توفیق. (۱۳۹۵). بررسی عوامل مؤثر بر کیفیت مالیات در ایران با استفاده از رویکرد سلسله مراتبی. *فصلنامهٔ پژوهش‌های تجربی در حسابداری*، *۵ (۴)*، ۶۳- ۴۷.

بزرگ‌اصل، موسی. (۱۳۷۳). نقش قراردادهای استقراض، طرح‌های پاداش و فرایند سیاسی در انتخاب خط مشی حسابداری، *فصلنامهٔ بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، *۲ (۶ - ۷)*. ۲۴-۴۰.

پورحیدری، امید. و همتی، داود. (۱۳۸۶). بررسی اثر قراردادهای بدهی، هزینه‌های سیاسی، طرح‌های پاداش و مالکیت بر مدیریت سود در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامهٔ بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، *۱۱ (۳۶)*. ۴۷-۶۳.

پورحیدری، امید.، فدوی، محمدحسین.، و امینی‌نیا، میثم. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر اجتناب از پرداخت مالیات بر شفافیت گزارشگری مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامهٔ پژوهشنامهٔ اقتصادی*، *۱۴ (۵۲)*، ۶۹-۸۵.

پورحیدری، امید.، و شفیعی‌همت‌آباد، حمیده. (۱۳۹۲). بررسی تأثیر تغییر نرخ مالیاتی شرکت‌ها بر مدیریت سود: مورد مطالعه اصلاحیهٔ قانون مالیات‌های سال ۱۳۸۰، *دو فصلنامهٔ پژوهش‌های کاربردی در گزارشگری مالی*، *۲ (۲)*: ۴۴-۲۵.

جنانی، محمدحسن.، و کنعانی علی‌آبادی، ذلیخا. (۱۳۹۵). بررسی رابطهٔ بین هزینه‌های سیاسی و بازده غیرعادی سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، *مجموعه مقالات چهارمین کنفرانس ملی مدیریت، اقتصاد و حسابداری*، ۲۳ اردیبهشت ماه، دانشگاه تبریز.

حجازی، رضوان. و اوجی، محمد. (۱۳۹۱). چشم‌اندازی به تئوری حسابداری اثباتی، *فصلنامهٔ پژوهش حسابداری*، *۱ (۴)*. ۶۹-۹۶.

حیدری، مهدی.، دیدار، حمزه.، و قادری، بهمن. (۱۳۹۴). بررسی تجربی رابطهٔ بین فرضیهٔ هزینه‌های سیاسی و فرصت‌های رشد شرکت: رویکرد مدل‌سازی معادلات ساختاری، *فصلنامهٔ مطالعات تجربی حسابداری مالی*، *۱۳ (۴۷)*. ۱۴۱-۱۵۶.

خواجوی، شکرالله.، و کیامهر، محمد. (۱۳۹۴). بررسی رابطهٔ کیفیت حسابرسی و اجتناب مالیاتی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامهٔ پژوهشنامه مالیاتی، ۲۶*، ۱۰۸-۸۷.

خواجوی، شکراله.، و حسینی، سیدحسین. (۱۳۸۹). بررسی رابطهٔ حمایت سیاسی دولت و ساختار سرمایهٔ شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، *دوفصلنامهٔ پیشرفت‌های حسابداری، ۲ (۱)*. ۸۴-۶۷

دیدار، حمزه.، منصورفر، غلامرضا.، و کفعمی، مهدی. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر ساز وکارهای حاکمیت شرکتی بر شکاف مالیاتی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامهٔ بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۲۱ (۴)*. ۴۳۰-۴۰۹.

رحمانی، علی. و اربابی‌بهار، زهرا. (۱۳۹۳). رابطهٔ تفاوت مالیات تشخیصی و ابرازی با مدیریت سود. *فصلنامهٔ پژوهش‌های تجربی حسابداری، ۳ (۴)*، ۶۱-۸۳.

رضایی، فرزین. و افروزی، لیلا. (۱۳۹۵). رابطهٔ هزینهٔ بدهی با حاکمیت شرکتی در شرکت‌های دارای ارتباطات سیاسی. *فصلنامهٔ پژوهش حسابداری، ۴ (۴)*، ۸۵-۱۱۲.

قادری، بهمن.، کفعمی، مهدی. و برزگری‌صدقیانی، سمانه. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر کیفیت افشا و تعدیلات سنواتی بر شکاف مالیاتی: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران، *مجموعه مقالات چهارمین کنفرانس ملی مدیریت، اقتصاد و حسابداری*، ۲۳ اردیبهشت ماه، دانشگاه تبریز.

قاسمی، وحید. (۱۳۹۲). *مدل‌سازی معادلات ساختاری در پژوهش‌های اجتماعی با کاربرد Amos Graphics*، تهران، انتشارات جامعه شناسان.

کردستانی، غلامرضا. و رحیمی، مصطفی. (۱۳۹۰). بررسی عوامل تعیین کنندهٔ انتخاب سطح کیفیت گزارشگری مالی و اثرات اقتصادی آن در بازار سرمایه، *فصلنامهٔ دانش حسابداری مالی، ۱ (۱)*. ۹۱- ۶۷.

کرمی، شیما.، رهنمای رودپشتی، فریدون.، و دیانتی دیلمی، زهرا. (۱۳۹۵). ارزیابی اجتناب مالیاتی بر آگاهی‌بخشی سودهای گزارش‌شده شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامهٔ حسابداری مدیریت، ۹ (۲۸)*. ۱۵-۳۷.

محمودآبادی، حمید.، و نجفی، زهرا. (۱۳۹۲). نقش شفافیت اطلاعات در تبیین رابطه بین حمایت سیاسی دولتی و عملکرد شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامهٔ *حسابداری مدیریت، ۶ (۱۸)*. ۵۷-۷۱.

منصورفر، غلامرضا.، قادری، بهمن.، و دانشیار، فاطمه. (۱۳۹۶). فرضیهٔ سیاسی و کیفیت گزارشگری مالی: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامهٔ مطالعات تجربی حسابداری مالی، ۱۴ (۵۳)*، ۱۴۲-۱۱۳.

مهدی‌فرد، محمدرضا.، و رویائی، رمضانعلی. (۱۳۹۴). مدیریت سیاسی و قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران: آزمون نظریهٔ اقتصاد سیاسی. *فصلنامهٔ دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۸ (۲۵)*، ۱۹-۲۸.

نیکومرام، هاشم.، بنی‌مهد، بهمن.، رهنمای رودپشتی، فریدون.، و کیائی، علی. (۱۳۹۲). دیدگاه اقتصاد سیاسی و مدیریت سود، *فصلنامهٔ حسابداری مدیریت، ۶ (۱۸)*. ۳۱-۴۳.

یعقوب‌نژاد، احمد.، و جوادی، نعمت‌اله. (۱۳۸۸). رابطهٔ بین اندازهٔ شرکت‌ها و هزینه‌های سیاسی. *فصلنامهٔ دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۲ (۴)*، ۴۱-۶۱.

Abarashi, A. & Hosseini, S. Y. (2012). *Structural equation modeling approach*. Tehran: Jameeshenasan Publications. (*In Persian*).

Aning Sejati, Y. (2009). Political connection and earning quality: evidence from Malaysia. *PhD dissertation*, Oklahoma state university.

Armstrong, S, C. Blouin, L, J. , and Larker, F. D. (2012). The incentives for tax planning. *Journal of Accounting and Economics*. 53 (1-2) , 391-411.

Balakrishnan, K. , Blouin, J. , and Guay, W. (2011). Does tax aggressiveness reduce financial reporting transparency? *Available at www. ssrn. com.*

Belkaoui, A. , and Karpik, P. G. (1989). Determinants of the corporate decision to disclosure social information. *Accounting, Auditing and Accountability Journal, 2 (1)* , 36-51.

Bozorg Asl, M. (1995). The role of borrowing contracts, reward schemes and the political process in choosing accounting policy. *Quarterly Journal of the Accounting and Auditing Review, 2 (6-7*) ,24-40 (*In Persian*).

Bushman, R. and Piotroski, J. (2006). Financial reporting incentives for conservative accounting: the influence of legal and political institutions. *Journal of Accounting and Economics*, *42*, 107-148.

Chen, Y. , Huang, SH. , Pereira, R. and Wang, J (2009). Corporate tax avoidance and firm opacity. Discussion Paper.

Darrough, N. M. , Pourjalali, H. and Saudogaran, S. (1998). Earnings management in Japanese companies. *The International Journal of Accounting, 33 (3)* , 313-334.

Desai, M. A. , and Dharmapala, D. (2006). Corporate tax avoidance and high powered incentives. *Journal of Financial Economics, 79*, 145–179.

Didar, H. , Mansourfar, Gh. , and Kafami, M. (2015). The impact of corporate governance mechanisms on the tax gap of listed companies in Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of the Iranian Accounting and Auditing, 21 (4)* , 409-430 (*In Persian*).

Donghua, Ch. , Li, J. , Liang, Sh. , and Wang, G. (2011). Macroeconomic control, political costs and earnings management: evidence from Chinese listed real estate companies. *China Journal of Accounting Research*, *4*, 91–106.

Ebrahimi Kordlar, A. and Shahriari, A. (2010). A review of relationship between the political costs and conservatism in Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of the Iranian Accounting and Auditing Review, 16 (4)* , 3-16 (*in Persian*).

Ghasemi, V. (2013). *Structural equation modeling in social researches using Amos graphics*. Tehran: Jameeshenasan Publications. (*In Persian*).

Godfrey, J. , and Jones, K. L. (1999). Political costs influence on income smoothing via extraordinary item classification. *Journal of Accounting and Finance*, *39*, 229-254.

Hagerman R. L and zmijewski, M. (1978). Some economic determinants of accounting policy choice, *Journal of Accounting and Economics*, *1*, 141-161.

Heidari, M. , Didar, H. , Qaderi, B. (2016). The empirical investigation of relationship between political costs and growth opportunities: a structural equation modeling approach. *Empirical Studies in Financial Accounting Quarterly, 12 (47)* ,141-157 (*In Persian*).

Hejazi, R. , and Oji, M. , (2013). Positive Accounting Theory. *Journal of Accounting Research, 1 (4)* , 69-96 (*In Persian*).

Imani Barandagh, M. , Piri, P. , and Ghorbani, T. (2016). Analysis of factors affecting tax quality based on analytical hierarchy process (AHP). *Journal of Empirical Research in Accounting, 5 (4)* , 47-63 (*In Persian*).

Janani, M. H. , Kanani Aliabadi, Z. , (2016). Investigating the Relationship between political costs and abnormal returns in listed companies in Tehran Stock Exchange. *The 4th National Conference on Management, Economic and Accounting*, University of Tabriz, Tabriz, Iran (*In Persian*).

Jensen, M. C. , and Meckling, W. (1976). Theory of the firm: managerial behavior agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, *3 (4)* , 305-360.

Karami, Sh. , Rahnemay Roodposhti, F. , and Dianati. Z. (2013). Investigating impact of Tax avoidance on earning in formativeness of firms accepted in Tehran Stock Exchange. *Journal of Management Accounting, 9 (28)* , 31-43 (*In Persian*).

Kern, B. B. , and Morris, M. H. (1991). Taxes and firm size: the effect of tax legislation during the 1980s. *The Journal of the American Taxation Association*, 80–96.

Khajavi, Sh. , and Hosseini, S. H. (2010). Capital structure and political patronage in Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting Advances*, *2 (1)* , 67-84 (*In Persian*).

Khajavi, Sh. , and Kiamehr, M. (2015). The relation study of auditing quality and tax avoidance in listed companies of Tehran Stock Exchange. *Journal of Tax Research*, *23 (26*) , 87-108 (*In Persian*).

Kim, Ch. , and Zhang, L. (2016). Corporate political connections and tax aggressiveness. *Contemporary Accounting Research*, *33 (1)* , 78-114.

Kordestani, Gh. , and Rahimi, M. (2011). Investigating of the determinants of the financial reporting quality level and its effect on capital market. *A Quarterly Journal of Empirical Research of Financial Accounting*, *1 (1)* , 67-91 (*In Persian*).

Li, Ch. , Wang, Y. , Wu, L. , and Xiao, J. Z. (2013). Political connections and tax-induced earnings management: evidence from China. *The European Journal of Finance*, *19*, 413-431.

Mahdifard, M. , and Royayee. (2015). Political management and share price of the companies listed on Tehran Stock Exchange: Test of Political Economy Theory. *Journal Financial Knowledge Securities Analysis*, *8 (25).* 19-28 (*In Persian*).

Mahmoud Abadi, H. , and Njafi, Z. (2013). The role of corporate transparency in determining the relationship between government political support and the performance of the companies listed on Tehran Stock Exchange. *Journal of Management Accounting*, *6 (18)* , 57-71 (*In Persian*).

Mansourfar, Gh. , Qaderi, B. , and Daneshyar, F. (2017). Political hypotheses and financial reporting quality: empirical evidence from Tehran Stock Exchange. *Empirical Studies in Financial Accounting Quarterly*, *14 (53*) , 113-142 (*In Persian*).

Mohammed, N. F. , Ahmed, K. , and Ji, X. D. (2011) Accounting conservatism, corporate governance and government political support: evidence from Malaysia. *American Accounting Association Annual Meeting*, Denver, Colorado.

Moses, O. D. (1987). Income smoothing and incentives: empirical tests using accounting changes. *The Accounting Review*, 62 (2) , 358- 377.

Nikoomaram, H. , Banimahd, B. , Rahnemay Roodposhti, F. , Kiaei, A. (2013). Political economy perspective and earnings management. *Journal of Management Accounting*, *6 (18)* , 31-43 (*In Persian*).

Pattent, D. M. , and Trompeter, G. (2003). Corporate responses to political costs: an examination of the relation between environmental disclosure and earnings management. *Journal of Accounting and Public Policy*, *22 (1)* , 83-94.

Pourhaidari, O. , and Shafiei Hemmatabad, H. (2013). The impact of corporate tax rate change for earnings management: the case study reform taxation act in 1380. *Journal of Applied Research in Financial Reporting, 2 (2)* , 25-44 (*In Persian*).

Pourheidari, O. , Hasan Fadavi, M. , and Amininia, M. (2014). An investigation on the effect of tax avoidance on the transparency of financial reporting firms listed in Tehran Stock Exchange. *Journal of Economic Research, 14 (52)* , 69-85 (*In Persian*).

Pourheidari, O. and Hemmati, D. (2004). Survey debt treaties, political costs, gratuity plan and ownership on management profit in Tehran Stock Exchange listed companies. *Quarterly Journal of the Iranian Accounting and Auditing Review, 11 (36)* , 47-63 (*in Persian*).

Qaderi, B. , Kafami, M. , and Barzegari Sedghiani, S. (2016). Investigating the Effect of Disclosure Quality and Annual Adjustments on Tax Gap: Evidence from Tehran Stock Exchange. *The 4th National Conference on Management, Economic and Accounting*, University of Tabriz, Tabriz, Iran (*In Persian*).

Rahmani, A. , and Arbabi Bahar, Z. (2014). The association between book-tax difference and earnings management. *Journal of Empirical Research in Accounting, 3 (4)* , 61-83 (*In Persian*).

Rejeb Attia, M. B. , Lassoued, N. , and Attia, A. (2016) Political costs and earnings management: evidence from Tunisia. *Journal of Accounting in Emerging Economies, 6 (4)* , 388-407.

Rezaei, F. , and Afrouzi, L. (2015). The relation between cost of debt and corporate governance in firms with political connections. *Journal of Accounting Research, 4 (4)* , 85-112 (*In Persian*).

Rezaei, F. and Weysihesar, S. (2015). The effect of political connections with the government on the relationship between ownership concentration with quality of financial reporting and the cost of equity capital. Quarterly *Journal of the Iranian Accounting and Auditing Review, 21 (4)* , 449-47 (*in Persian*).

Salamon, L. M. and Siegfried, J. J. (1977). Economic power and political influence: the impact of industry structure on public policy. *The American Political Science Review, 71 (3)* , 1026-1043.

Shleif, A. and Vishny, R. W. (1994). Politicians and firms. *The Quarterly Journal of Economics, 109,* 995-1025.

Sudibyo, Y. A. , Jianfu, S. (2016). Political connections, state ownership enterprise and tax avoidance: evidence from Indonesia. *Corporate Ownership and Control, 13 (3*) , 279-283.

Wang, X. (2010). Corporate tax avoidance, corporate transparency and firm value. *Working Paper*. Department of Accounting MsCombs School of Business. University of Texas at Austin.

Watts, R. L. , and Zimmerman, J. L. (1986). *Positive accounting theory*. New Jersey: Prentice-Hall, Inc.

Wong, J. (1988). Economic incentives for the voluntary disclosure of current cost of financial statement. *Journal of Accounting and Economics, 10 (2)* , 151-167.

Yaghoobnezhad, A. , and Javadi, N. (2009). The relationship between the size of firms and political costs. *Journal of Financial Knowledge of Securities Analysis, 2 (4)* , 41-61 (*In Persian*).

Yeh, Y. , Shu, P. , and Chiu, Sh. (2013) Political connections, corporate governance and preferential bank loans. *Pacific-Basin Finance Journal, 21 (1)* ,1079–1101.

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال هشتم، شماره ۳۲، تابستان ۱۳۹۸، صص ۱۹۵ - ۲۱۷

تأثیر غیرخطی رقابت در بازار محصول و سودآوری بر نسبت بدهی‌ها، با درنظرگرفتن مجموع فضای کسب‌وکار ایران در اندازه‌گیری رقابت

محمدحسین قائمی *، امیر صابر **

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۸/۰۲

تاریخ پذیرش: ۹۶/۱۲/۱۴

چکیده

هدف این مقاله بررسی رابطهٔ غیرخطی بین رقابت در بازار محصول و نسبت بدهی‌ها و همچنین بین سودآوری و نسبت بدهی‌ها است. رقابت در بازار محصول، بر مبنای دو معیار شامل سهم بازار و اندازهٔ بازار اندازه‌گیری شده است. سهم بازار نشان دهندهٔ رقابت از سوی رقبای بالفعل و اندازهٔ بازار نشان دهندهٔ رقابت از سوی رقبای بالقوه است. برای اندازه‌گیری این دو معیار از رقابت در بازار محصول، مجموع فضای کسب‌وکار و همگن‌بودن تولید استفاده شده است. برای عملیاتی کردن متغیر سودآوری، سود قبل از بهره و مالیات مورد استفاده قرار گرفته است. برای آزمون فرضیه‌ها از اطلاعات ۹۱ شرکت بورس اوراق بهادار تهران در طول هشت سال (۱۳۸۷ تا ۱۳۹۴) استفاده شده است. نتایج به‌دست‌آمده با استفاده از مدل‌های رگرسیونی غیرخطی نشان‌دهندهٔ وجود رابطهٔ غیرخطی درجهٔ سه به‌صورت مکعبی شکل بین معیارهای رقابت در بازار محصول (شامل سهم بازار و اندازهٔ بازار) و نسبت بدهی‌ها و نیز رابطهٔ غیرخطی درجهٔ دو به‌صورت Uشکل بین سودآوری و نسبت بدهی‌ها است.

واژه‌های کلیدی: نسبت بدهی‌ها، رقابت در بازار محصول، سهم بازار، اندازهٔ بازار، سودآوری، رابطهٔ غیرخطی.

طبقه‌بندی موضوعی: D40، G30، G32، L60

DOI: 10.22051/jera.2018.17754.1825

*دانشیار گروه حسابداری، دانشکدهٔ علوم اجتماعی، دانشگاه بین‌المللی امام خمینی (ره)، قزوین، ایران، (ghaemi_d@yahoo.com).

**کارشناس ارشد حسابداری، دانشکدهٔ علوم اجتماعی، دانشگاه بین‌المللی امام خمینی (ره)، قزوین، ایران، (نویسندهٔ مسئول)، (amir.saber.r@gmail.com).

مقدمه

در مبانی نظری مرتبط با ساختار سرمایه تئوری‌های متعددی ارائه شده است. از جملهٔ این تئوری‌ها عبارتند از تئوری هزینه‌های نمایندگی (جنسن و مک لینگ، ۱۹۷۶)، تئوری سپر مالیاتی (مودیلیانی و میلر، ۱۹۶۳)، تئوری هزینه‌های ورشکستگی (تلسر ۱۹۶۶) و تئوری عدم تقارن اطلاعاتی (مایزر، ۱۹۷۷) که بعضی از این تئوری‌ها رابطهٔ مثبت و بعضی دیگر رابطهٔ منفی را بین نسبت بدهی‌ها و رقابت در بازار محصول پیش‌بینی می‌کنند. نتایج پژوهش‌های تجربی انجام شده نیز این‌طور بوده است؛ یعنی با توجه به پژوهش‌های انجام شده نتایج مختلفی در مورد رابطهٔ بین نسبت بدهی‌ها و رقابت در بازار محصول به‌دست آمده است. براندر و لوئیس (۱۹۸۶) با فرض اینکه هدف شرکت بیشینه‌کردن ثروت سهام‌داران است، معتقدند که در شرایط انحصاری، شرکت‌ها استراتژی افزایش تولید را در پیش می‌گیرند تا از وضعیت مناسبی در بازار برخوردار شوند و برای پیاده‌سازی این استراتژی به تأمین مالی از طریق بدهی رو می‌آورند. به نظر آن‌ها حتی اگر شرکت از وضعیت اقتصادی نامطلوبی هم برخوردار باشد، باز هم گزینهٔ تأمین مالی از طریق بدهی را نادیده نمی‌گیرد؛ چون مسئولیت سهام‌داران محدود است. این نظریه نشان‌دهندهٔ رابطهٔ مثبت بین ساختار بازار و نسبت بدهی‌ها است. در مقابل، بولتون و اسچارفستین (۱۹۹۰) این نظر را دارند که در شرایط انحصاری، شرکت‌های غیراهرمی که از وضعیت نقدینگی و سودآوری مناسبی برخوردارند، استراتژی کاهش قیمت را در پیش می‌گیرند تا رقبای خود را از بازار حذف کنند. رقبا نیز برای استمرار حضور در بازار مجبور به کاهش سطح بدهی خود خواهند بود. بنابراین طبق این نظریه رابطهٔ بین ساختار بازار و نسبت بدهی‌ها منفی در نظر گرفته شده است. پاندی (۲۰۰۴) با توجه به این نظریه‌های متفاوت، ادعا کرده است که بین رقابت در بازار محصول و نسبت بدهی‌ها رابطهٔ غیرخطی وجود دارد؛ یعنی رابطهٔ بین دو متغیر با توجه به سطوح مختلف رقابتی، متفاوت است.

پاندی (۲۰۰۴) و همچنین گانی و همکاران (۲۰۱۱) با استفاده از شاخص کیوتوبین[1] به‌عنوان معیار رقابت در بازار محصول، رابطهٔ غیرخطی بین نسبت بدهی‌ها و رقابت در بازار محصول را بررسی کرده‌اند. در ایران نیز رابطهٔ غیرخطی بین این‌دو متغیر با استفاده از شاخص کیوتوبین توسط صادقی شاهدانی و همکاران (۱۳۹۱) بررسی شده است. در کلیهٔ پژوهش‌های ذکر شده فقط از شاخص کیوتوبین به عنوان معیار رقابت در بازار محصول استفاده شده است. در این

شاخص اثر صنعت در محاسبهٔ رقابت در بازار محصول دخالت داده نمی شود، بنابراین در این مقاله به‌منظور توجه به اثر صنعت در محاسبهٔ رقابت در بازار محصول، از دو معیار دیگر رقابت شامل سهم بازار و اندازهٔ بازار استفاده شده و برای اندازگیری صحیح این دو معیار، مجموع فضای کسب‌وکار و همگن‌بودن تولید در نظر گرفته شده است. منظور از مجموع فضای کسب‌وکار این است که در اندازه‌گیری رقابت فقط به شرکت‌های فعال در بورس توجه نشده است بلکه رقابتی که از سوی شرکت‌های غیربورسی ایجاد می‌شود نیز موردتوجه قرار گرفته و در واقع رقابت به صورت صحیح محاسبه شده است؛ چون رقبای شرکت‌ها، تنها شرکت‌های فعال در بورس نیستند و در واقع برخی از رقبای شرکت‌ها در هر صنعتی، خارج از بورس حضور دارند[۲].

مشابه با رابطهٔ بین نسبت بدهی‌ها و رقابت در بازار محصول، در مورد رابطهٔ بین نسبت بدهی‌ها و سودآوری نیز تئوری‌های متعددی وجود دارد. برای نمونه با افزایش سودآوری، شرکت‌ها تمایل بیشتری برای تأمین مالی از طریق بدهی دارند؛ چون توان جبران هزینه‌های این نوع تأمین مالی را دارند (جنسن، ۱۹۸۶). با توجه به تئوری‌ها موجود در مورد رابطهٔ بین نسبت بدهی‌ها و سودآوری و همچنین پژوهش‌های انجام شده در این زمینه، پاندی (۲۰۰۴) استدلال کرده است که بین نسبت بدهی‌ها و سودآوری، رابطه‌ای غیرخطی وجود دارد؛ یعنی رابطهٔ بین دو متغیر به سطح سودآوری شرکت بستگی دارد. تاکنون در ایران تأثیر غیرخطی سودآوری بر نسبت بدهی‌ها گزارش نشده است.

بنابراین هدف این مقاله ارزیابی وجود رابطهٔ غیرخطی بین نسبت بدهی‌ها و رقابت در بازار محصول (سهم بازار و اندازهٔ بازار) و همچنین بین نسبت بدهی‌ها و سودآوری است.

یکی از نوآوری‌های این مقاله استفاده از سهم بازار و اندازهٔ بازار به‌عنوان معیار رقابت در بررسی رابطهٔ غیرخطی بین رقابت و نسبت بدهی‌ها است که بر خلاف پژوهش‌های قبلی، اثر صنعت در محاسبهٔ رقابت اعمال می شود. نوآوری دیگر، توجه به مجموع فضای کسب‌وکار ایران در اندازه‌گیری رقابت است. در نهایت، بررسی رابطهٔ غیرخطی بین سودآوری و نسبت بدهی‌ها، یکی دیگر از نوآوری‌های این مقاله است.

مبانی نظری و پیشینه

براندر و لوئیس (۱۹۸۶)، مکسیمویک (۱۹۸۸)، راوید (۱۹۸۸) و بولتون و اسچارفستین (۱۹۹۰) مبانی نظری گوناگونی را در مورد رابطهٔ بین نسبت بدهی‌ها و رقابت در بازار محصول ارائه کرده‌اند. بطور گسترده‌تری، هریس و راویو (۱۹۹۱) و فیلیپس (۱۹۹۵) مطالعاتی را هم به‌صورت نظری و هم تجربی در مورد رابطهٔ بین نسبت بدهی‌ها و رقابت در بازار محصول انجام داده‌اند.

پژوهش‌هایی که با استفاده از مدل‌های خطی در مورد رابطهٔ بین نسبت بدهی‌ها و رقابت در بازار محصول گزارش شده است، نتایج متفاوتی را نشان می‌دهند. در واقع برخی از پژوهش‌ها رابطهٔ منفی و برخی دیگر رابطهٔ مثبت را بین نسبت بدهی‌ها و رقابت در بازار محصول نشان داده‌اند. با توجه به مبانی نظری و پیشینهٔ مختلف در مورد رابطهٔ بین ساختار سرمایه و رقابت، پاندی (۲۰۰۴) ادعا می‌کند که رابطهٔ بین این دو متغیر، غیرخطی است و این ادعا را به‌صورت زیر بیان می‌کند:

شرکت‌هایی که امید به افزایش تولید و درآمد و در نتیجه استمرار حضور در بازار را دارند، در شرایط انحصار چندجانبه، «سیاست تولید تهاجمی[۳]» (افزایش تولید) و درآمد بالا را با استفاده از افزایش بدهی خود به‌کار می‌گیرند. سهامداران این شرکت‌ها در جهت افزایش ثروت، منفعت کسب می‌کنند. در شرایط نامطلوب بازار، مسئولیت محدود سهامداران از آن‌ها در مقابل تصمیم‌های عملیاتی ریسک‌دار محافظت می‌کند و اعتباردهندگان متضرر خواهند شد. این مبحث نشان‌دهندهٔ رابطهٔ مثبت بین نسبت بدهی‌ها و «توان بازار[۴]» است. از سوی دیگر، وقتی بدهی افزایش یابد، هزینه‌های قابل توجهی ناشی از افزایش احتمال ورشکستگی و فشار مالی در پی دارد. این هزینه‌ها با رفتار شرکت‌های بدون بدهی یا کم‌بدهی (شرکت‌های غیراهرمی) که دارای نقدینگی زیاد هستند تشدید می‌شود. این نوع شرکت‌ها سیاست‌های «تولید تهاجمی» و «کاهش قیمت سودجویانه[۵]» را در پیش می‌گیرند و رقبای خود را به سوی ورشکستگی هدایت می‌کنند. در نتیجه این رقبا مجبور خواهند بود سطح بدهی خود را کاهش دهند. این مبحث نشان‌دهندهٔ رابطهٔ منفی بین نسبت بدهی‌ها و توان بازار است. این دو اثر متقابل نشان‌دهندهٔ احتمال وجود رابطهٔ غیرخطی بین نسبت بدهی‌ها و توان بازار است (پاندی، ۲۰۰۴).

وقتی شـــرکتی اقدام به تســـلط بر بازار یا نفوذ در بازار می‌کند، بدهی خود را برای بالابردن تولید و درآمد افزایش می‌دهد؛ این یعنی وقتی توان بازار شـــرکت‌ها افزایش می‌یابد، بدهی بیشتری را برای پیاده‌سازی استراتژی حداکثرسازی تولید خود به‌کار می‌گیرند. این موضـوع شـــرکت‌های رقیب را به افزایش رقابت ترغیب می‌کند. در ســطح میانی تســلط بر بازار، وقتی رقابت از طریق کاهش قیمت تشدید می شود، هزینه‌های بدهی بالاتر، سودآوری شرکت‌های اهرمی را کاهش و درنتیجه احتمال فشـــار مالی و ورشـــکســـتگی آن‌ها را افزایش می‌دهد. شـــرکت های اهرمی از طریق کاهش بدهی یا افزایش تولید با اســـتفاده از «دارایی‌هـای بهســازی‌شـده[۶]» واکنش نشـان می‌دهند. با این‌همه، بعد از تحکیم موقعیتشـان، در سـطح بالاتر تســـلط بر بازار، تحت تأثیر اســـتفاده از بدهی برای افزایش تولید خود قرار خواهند گرفت. شـرکت‌هایی که در موقعیت سـودآوری مناسـب و توان بازار بالا قرار دارند و همچنین ذخیرهٔ نقدینگی مناسبی نیز دارند، می‌توانند با استراتژی «تولید با ریسک بالا و استفاده از بدهی بیشتر»، منطبق شـوند. در واقع شـرکت‌ها در سـطوح نسـبتاً پایین‌تر و بالاتر توان بازار، می‌توانند هرچه بیشـتر از بدهی اسـتفاده نمایند، درحالی‌که در سـطح میانی توان بازار، نسـبت به رفتار رقابتی رقبای خود آسیب‌پذیرترند و بدهی خود را کاهش می‌دهند (پاندی، ۲۰۰۴).

توضیحات ذکر شده نشان‌دهندهٔ وجود رابطهٔ غیرخطی درجهٔ سه به صورت «مکعبی شکل[۷]» بین نسبت بدهی‌ها و توان بازار است.

کریشـنازوامی و همکاران (۱۹۹۲) با اسـتفاده از شـاخص لرنر[۸] به‌عنوان معیار رقابت در بازار محصـول، رابطهٔ منفی را بین نسـبت بدهی‌ها و رقابت در بازار محصـول نشـان دادند. در مقابل، چوالیر (۱۹۹۳) به این نتیجه رسید که رابطهٔ مثبت بین نسبت بدهی‌ها و رقابت در بازار محصول وجود دارد. فیلیپس (۱۹۹۵) با ا ستفاده از قیمت و داده‌های کمی به اندازه‌گیری رقابت در بازار محصـول پرداخت و نشـان داد که بین نسـبت بدهی‌ها و رقابت در بازار محصـول رابطهٔ منفی وجود دارد. در پژوهشی دیگر اما در سطح بین‌المللی و با استفاده از داده‌های چهل و نه کشور، راتینازمی و همکاران (۲۰۰۰) نیز دریافتند که رابطهٔ منفی بین نســبت بدهی‌ها و رقابت در بازار محصـول وجود. در پژوهش‌های تجربی مربوط به عوامل تعیین‌کنندهٔ نسبت بدهی‌ها، شـاخص کیوتوبین به عنوان یکی از معیارهای مربوط به فرصـت‌های سـرمایه‌گذاری آتی، مورداسـتفاده قرار گرفته اسـت. این پژوهش‌ها نتایج مختلفی را نشـان داده‌اند. تعدادی از آن‌ها رابطهٔ منفی را

بین شـاخص کیوتوبین و سـاختار سـرمایه نشـان داده‌اند (تیتمن و وسـلز، ۱۹۸۸؛ بارکلی و همکاران، ۱۹۹۵؛ بارکلی و اسـمیت، ۱۹۹۶) در حالی که برخی دیگر رابطهٔ مثبت را یافته‌اند (میخالاس و همکاران، ۱۹۹۹). در مورد سایر معیارهای رقابت نیز نتایج متفاوتی به‌دست آمده است. به‌عنوان نمونه سو (۲۰۱۲) و دَنیس و همکاران (۲۰۱۴) با استفاده از شاخص هرفیندال-هیرشـمن[۹] به‌عنوان معیار معکوس رقابت در بازار محصـول، به این نتیجه رسـیدند که بین این شاخص و نسبت بدهی‌ها رابطهٔ مثبت وجود دارد، درحالی‌که میتانی (۲۰۱۳) با استفاده از سهم بازار به‌عنوان یکی دیگر از معیارهای معکوس رقابت در بازار محصـول، رابطهٔ منفی را بین این معیار و نسبت بدهی‌ها نشان داد.

علاوه بر نسبت بدهی‌ها، تأثیر رقابت بر بسیاری از متغیرهای دیگری نیز گزارش شده است. به عنوان نمونه لی و ژنگ (۲۰۱۶) به بررسـی رابطهٔ بین رقابت دربازار محصـول و چسـبندگی هزینه‌های عملیاتی پرداختند و نشـان دادند که با افزایش رقابت، چسـبندگی هزینه‌های عملیاتی افزایش می‌یابد. آن‌ها همچنین دریافتند که خوش‌بینی مدیر نسـبت به فروش آتی، رابطهٔ مثبت بین رقابت در بازار محصـول و چسـبندگی هزینه‌های عملیاتی را تقویت می‌کند. در پژوهشـی دیگر، بوباکر و همکاران (۲۰۱۷) به این نتیجه رسـیدند که با افزایش رقابت در بازار محصـول، شرکت‌ها تمایل کمتری به تأمین مالی از طریق بانک دارند. در واقع نتیجهٔ پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که افزایش رقابت موجب کاهش نسبت بدهی بانکی به جمع بدهی‌ها می‌شود.

در زمینهٔ بررسـی رابطهٔ غیرخطی بین نسـبت بدهی‌ها و رقابت، پاندی (۲۰۰۴) با اسـتفاده از شـاخص کیوتوبین به‌عنوان معیار معکوس رقابت در بازار محصـول که نشـان دهندهٔ توان بازار است، نشان داد که بین نسبت بدهی‌ها و شاخص کیوتوبین رابطهٔ غیرخطی درجهٔ سه به‌صورت مکعبی‌شـکل وجود دارد؛ یعنی در سـطوح پایین و بالای توان بازار، رابطهٔ بین دو متغیر مثبت است اما در سطح میانی توان بازار، افزایش در توان بازار موجب کاهش نسبت بدهی‌ها می‌شود. گانی و همکاران (۲۰۱۱) نیز با اسـتفاده از داده‌های شـرکت‌های چینی به نتیجه‌ای مشـابه با پاندی (۲۰۰۴) دست یافتند.

علاوه‌بر متغیر نسـبت بدهی‌ها، تأثیر غیرخطی رقابت در بازار محصـول بر متغیرهای دیگری نیز در پژوهش‌های مختلفی گزارش شده است و استدلال مشترک این پژوهش‌ها از این تأثیر غیرخطی، پیچیدگی اثرات رقابت است. به‌عنوان نمونه آگیون و همکاران (۲۰۰۵) نشـان دادند

که بین رقابت در بازار محصـــول و نوآوری رابطهٔ «U شـــکل معکوس» وجود دارد؛ یعنی در سـطح پایین رقابتی، رابطهٔ بین دو متغیر مثبت، اما در سـطح بالا منفی اسـت. در پژوهشـی دیگر گوو و همکاران (۲۰۱۵) با استفاده از معیارهای مختلف رقابت در بازار محصول و کیفیت سود به بررسی تأثیر رقابت در بازار محصول بر کیفت سود پرداختند و به این نتیجه رسیدند که بین دو متغیر رابطهٔ «U شکل معکوس» وجود دارد.

در زمینهٔ بررسی رابطهٔ خطی بین نسبت بدهی‌ها و رقابت در بازار محصول در ایران، ستایش و کارگرفرد جهرمی (۱۳۹۰) نشـــان دادند که بین نســـبت بدهی‌ها و شـــاخص‌های هرفیندال-هیرشـــمن و کیوتوبین (به‌عنوان معیارهای رقابت در بازار محصـــول) رابطهٔ مثبت و معناداری وجود دارد، اما در صـورت اسـتفاده از شـاخص نسـبت تمرکز چهار شـرکت بزرگ صـنعت (به‌عنوان یکی دیگر از معیارهای رقابت در بازار محصـــول) رابطهٔ معناداری بین دو متغیر وجود ندارد. اعتمادی و منتظری (۱۳۹۲) در پژوهشـی تقریباً مشـابه با سـتایش و کارگرفرد جهرمی به بررسی رابطهٔ بین نسبت بدهی‌ها و رقابت در بازار محصول پرداختند. آن‌ها برای بررسی رابطهٔ بین دو متغیر از دو مدل ایسـتا و پویا و برای اندازه‌گیری رقابت در بازار محصـــول از شـــاخص کیوتوبین استفاده کردند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد در هر دو مدل ایستا و پویا، شاخص کیوتوبین تأثیر مثبت و معناداری بر نسبت بدهی‌ها دارد.

در ایران هم تأثیر رقابت دربازار محصـول، علاوه‌بر نسـبت بدهی‌ها، بر متغیرهای دیگری نیز بررسی شده است. ستایش و همکاران (۱۳۹۴) با استفاده از معیارهای مختلف رقابت به بررسی تأثیر رقابت بر هزینهٔ تأمین مالی پرداختند. آن‌ها از هزینهٔ بدهی و هزینهٔ ســـرمایهٔ ســـهام عادی به‌عنوان معیارهای هزینهٔ تأمین مالی اسـتفاده کردند و نشـان دادند که به‌طورکلی بین معیارهای رقابت و معیارهای هزینهٔ تأمین مالی رابطهٔ معناداری وجود دارد. در پژوهشـی دیگر شـمس و همکاران (۱۳۹۶) تأثیر رقابت در بازار محصول بر هزینه سرمایه را بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که بین دو متغیر رابطهٔ منفی و معناداری وجود دارد. به‌عنوان نمونه‌ای دیگر، سپاسی و همکاران (۱۳۹۶) دریافتند که با افزایش رقابت در بازار محصـــول، هزینه نمایندگی و هزینهٔ سرمایه افزایش می‌یابد.

در مورد بررسی رابطهٔ غیرخطی بین نسبت بدهی‌ها و رقابت در بازار محصول در ایران، صادقی شاهدانی و همکاران (۱۳۹۱) دریافتند که بین نسبت بدهی‌ها و شاخص کیوتوبین رابطهٔ غیرخطی درجهٔ سه به‌صورت مکعبی‌شکل وجود دارد.

با توجه به معرفی پیشینهٔ موضوع در مورد رابطهٔ غیرخطی بین نسبت بدهی‌ها و رقابت در بازار محصول در ایران، مشخص است که رابطهٔ غیرخطی بین دو متغیر تنها با استفاده از شاخص کیوتوبین برر سی شده ا ست. در این شاخص اثر صنعت در محا سبهٔ رقابت در بازار محصول دخالت داده نمی شود؛ بنابراین در این مقاله برای محا سبهٔ رقابت در بازار محصول از دو معیار دیگر رقابت شامل سهم بازار و اندازهٔ بازار استفاده شده است تا به اثر صنعت هم توجه شود. همچنین برای اندازه‌گیری صحیح و منا سب معیارهای رقابت (سهم بازار و اندازهٔ بازار) مجموع فضای کسب و کار ایران و همگن‌بودن تولید در نظر گرفته شده است.

سودآوری و نسبت بدهی‌ها

بر اساس تئوری عدم‌تقارن اطلاعاتی مایرز (۱۹۷۷) و مایرز و مجلوف (۱۹۸۴)، شرکت‌ها صرف‌نظر از و ضعیت رقابتی منا سب، برای گسترش و پیشرفت خود به وجوهی که در درون خود شرکت ایجاد می‌شود وابسته‌اند؛ زیرا تأمین مالی از طریق بدهی، شامل هزینه‌های بالاتری است. این نشان می‌دهد که رابطهٔ منفی بین نسبت بدهی‌ها و سودآوری وجود دارد و نتایج تجربی این ادعا را تأیید می‌کند. اما تئوری سپر مالیاتی مودیلیانی و میلر (۱۹۶۳) رابطهٔ مثبت را بین نسبت بدهی‌ها و سودآوری پیش‌بینی می‌کند. جنسن (۱۹۸۶) و ویلیام‌سون (۱۹۸۸) بدهی را به عنوان یک سازوکار اصلاحی برای تضمین این موضوع در نظر گرفته‌اند که مدیران سودهای کسب‌شده را به جای نگهداری، پرداخت کنند. در مدل جنسن (۱۹۸۶) شرکت‌های با جریان نقد آزاد یا سودآوری بالا، بدهی بیشتری خواهند داشت. بنابراین شرکت‌های با سودآوری بالا، بدهی بیشتری را به‌کار می‌گیرند و استراتژی تولید انبوه را مورداستفاده قرار می‌دهند.

با درنظرگرفتن تئوری ها و نتایج تجربی متضاد در مورد رابطهٔ بین نسبت بدهی ها و سودآوری، پاندی (۲۰۰۴) رابطه‌ای غیرخطی را بین نسبت بدهی‌ها و سودآوری پیش‌بینی نموده ا ست؛ به این صورت که در سطح پایین سودآوری، شرکت‌ها معمولاً از وجوه داخلی

استفاده می‌کنند؛ چون تأمین مالی از طریق بدهی پرهزینه است و سپرهای مالیاتی غیربدهی (از جمله استهلاک) ممکن است مزایای مالیاتی بیشتری را برای آن‌ها داشته باشد؛ اما در سطح بالای سودآوری، شرکت‌ها سود بیشتری برای جبران «هزینه‌های تأمین مالی از طریق بدهی» دارند و همچنین می‌توانند با به‌کارگیری مؤثر دارایی‌ها تولید بیشتری داشته باشند. بنابراین با توجه به توضیحات مذکور مشخص است که پاندی (۲۰۰۴) ادعا می‌کند رابطهٔ بین نسبت بدهی‌ها و سودآوری، غیرخطی درجهٔ دو به‌صورت U شکل است؛ یعنی در سطح پایین سودآوری، رابطهٔ بین دو متغیر منفی، اما در سطح بالای سودآوری، مثبت است.

در زمینهٔ بررسی رابطهٔ بین نسبت بدهی‌ها و سودآوری، راجان و زینگالس (۱۹۹۵)، میخالاس و همکاران (۱۹۹۹)، سو (۲۰۱۲)، دَنیس و همکاران (۲۰۱۴) و اُینو و ایگبویی (۲۰۱۵) دریافتند که تأثیر سودآوری بر نسبت بدهی‌ها منفی است. در پژوهشی دیگر پاندی (۲۰۰۴) با استفاده از مدلی غیرخطی نشان داده است که بین نسبت بدهی‌ها و سودآوری رابطهٔ غیرخطی درجهٔ دو به‌صورت U شکل وجود دارد.

تاکنون در ایران رابطهٔ غیرخطی بین نسبت بدهی‌ها و سودآوری بررسی نشده است؛ اما با استفاده از مدل‌های خطی، بدری و ایمنی‌فر (۱۳۹۰)، ستایش و کارگرفرد جهرمی (۱۳۹۰) و همچنین اعتمادی و منتظری (۱۳۹۲) نشان دادند که سودآوری تأثیر منفی و معناداری بر نسبت بدهی‌ها دارد. بدری و ایمنی‌فر (۱۳۹۰) از معیار مختلفی برای اندازه‌گیری نسبت بدهی‌ها استفاده کردند و نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که رابطهٔ بین نسبت بدهی‌ها و سودآوری، تحت تأثیر معیارهای مختلف نسبت بدهی‌ها نیست و در تمامی موارد منفی است.

فرضیه‌ها

فرضیهٔ اول: بین نسبت بدهی‌ها و سهم بازار رابطهٔ غیرخطی درجهٔ سه به‌صورت مکعبی شکل وجود دارد؛ یعنی در سطوح پایین و بالای سهم بازار، رابطهٔ بین دومتغیر مثبت است، اما در سطح میانی سهم بازار، افزایش در سهم بازار موجب کاهش نسبت بدهی‌ها می‌شود.

فرضیهٔ دوم: بین نسبت بدهی‌ها و سودآوری رابطهٔ غیرخطی درجهٔ دو به‌صورت U شکل وجود دارد؛ یعنی در سطح پایین سودآوری، رابطهٔ بین دومتغیر منفی است، اما در سطح بالای سودآوری، افزایش در سودآوری موجب افزایش نسبت بدهی‌ها می‌شود.

فرضیهٔ سوم: بین نسبت بدهی‌ها و اندازهٔ بازار رابطهٔ غیرخطی درجهٔ سه به‌صورت مکعبی‌شکل وجود دارد؛ یعنی در سطوح پایین و بالای اندازهٔ بازار، رابطهٔ بین دومتغیر مثبت است، اما در سطح میانی اندازهٔ بازار، افزایش در اندازهٔ بازار موجب کاهش نسبت بدهی‌ها می‌شود.

روش‌شناسی

برای جمع‌آوری داده‌ها از سایت رسمی بورس اوراق بهادار تهران، سایت کدال، بانک اطلاعاتی ره‌آورد نوین، سایت وزارت صنعت، معدن و تجارت و سایت سازمان غذا و دارو و برای تحلیل و آزمون‌های موردنیاز از داده‌های ترکیبی در نرم‌افزار Eviews نسخهٔ ۹ استفاده شده است. دورهٔ موردمطالعه، هشت‌ساله و بر اساس صورت‌های مالی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۴ و جامعهٔ آماری، شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است (البته برای اندازه‌گیری متغیر رقابت در بازار محصول، مجموع فضای کسب‌وکار ایران در نظر گرفته شده است). برای نمونه‌گیری شرکت‌هایی انتخاب شده‌اند که سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفند هرسال باشد، جز بانک‌ها، بیمه‌ها و شرکت‌های سرمایه‌گذاری نباشند، اطلاعات لازم برای محاسبهٔ متغیر رقابت در بازار محصول با درنظرگرفتن «مجموع فضای کسب‌وکار» و «همگن بودن تولید» در دسترس باشد و اطلاعات لازم برای محاسبهٔ سایر متغیرها نیز موجود باشد.

با توجه به اینکه برای اندازه‌گیری هرچه بهتر رقابت در بازار محصول باید مجموع فضای کسب‌وکار و همگن بودن تولید در نظر گرفته شود، در این مقاله به این دو مورد توجه شده است. برای اندازه‌گیری رقابت در بازار محصول از دو معیار شامل سهم بازار و اندازهٔ بازار استفاده شده است. در این دو معیار، مجموع فروش صنعت، قسمت اصلی اندازه‌گیری است که برای محاسبهٔ مجموع فروش صنعت، علاوه بر شرکت‌های بورسی، شرکت‌های غیر بورسی نیز در نظر گرفته شده‌اند، یعنی مجموع فضای کسب‌وکار؛ زیرا رقابت در هر صنعتی تنها از سوی شرکت‌های عضو بورس ایجاد نمی‌شود و درواقع برخی از رقبای شرکت‌ها در هر صنعتی خارج از بورس فعالیت می‌کنند. منظور از اینکه گفته شده در این مقاله به همگن بودن تولید در محاسبهٔ رقابت توجه شده این است که شرکت‌هایی که محصولی یکسان تولید می‌کنند در صنعتی جداگانه طبقه‌بندی شده‌اند. در پژوهش‌های پیشین گزارش‌شده در ایران که از متغیر رقابت استفاده کرده‌اند به همگن بودن تولید توجه شده است، اما در این مقاله این مورد

به‌صورت کاملاً دقیق مورد توجه قرار گرفته است؛ یعنی با مطالعهٔ موضوع فعالیت شرکت‌ها آن‌هایی که موضوع اصلی فعالیتشان دقیقاً یکسان است در صنعتی جداگانه طبقه‌بندی شده‌اند تا رقابت در بازار محصول به شکل بهتری اندازه‌گیری شود. به‌عنوان نمونه در زمینهٔ تولید خودرو، شرکت‌های تولیدکنندهٔ خودروهای سنگین، در صنعتی جدا از شرکت‌های تولیدکنندهٔ خودروهای سبک طبقه‌بندی شده‌اند.

درنهایت با توجه به محدودیت‌های اعمال‌شده، از اطلاعات ۹۱ شرکت در طول ۸ سال (سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۴) برای آزمون فرضیه‌ها استفاده شده است.

متغیرها

در این پژوهش، متغیر وابسته نسبت بدهی‌ها است که برای اندازه‌گیری آن از نسبت مجموع بدهی‌های پایان دوره به مجموع ارزش دفتری دارایی‌های پایان دوره استفاده شده است.

همچنین متغیرهای مستقل شامل رقابت در بازار محصول و سودآوری است. برای اندازه‌گیری رقابت در بازار محصول از دو معیار شامل سهم بازار و اندازهٔ بازار استفاده شده است. سهم بازار شرکت عبارت است از نسبت درآمد فروش شرکت به درآمد فروش صنعت. توضیح اینکه عوامل غیرقابل مشاهده و غیرقابل کنترلی وجود دارند که می‌توانند بر روی سهم بازار شرکت تأثیر بگذارند و تغییر در سهم بازار شرکت، تغییر در رقابت را نشان می‌دهد (نیکل، ۱۹۹۶). سهم بازار معیاری معکوس از رقابت در بازار محصول است. معیار دیگری که برای اندازه‌گیری رقابت در بازار محصول استفاده شده است، اندازهٔ بازار است. برای محاسبهٔ این معیار، از درآمد فروش صنعت لگاریتم گرفته شده است. هرچه بازار بزرگتر باشد، نشان‌دهندهٔ رقابت کمتر از سوی رقبای بالقوه است؛ زیرا اولاً در یک بازار بزرگ معمولاً موانع بیشتری برای ورود رقبای بالقوه وجود دارد؛ چون مستلزم سرمایه‌گذاری بیشتر هم در بخش دارایی‌های ثابت (برای افزایش حجم فروش) و هم در بخش فناوری (برای افزایش قیمت فروش) است و ثانیاً در یک بازار بزرگ، برای محصولات شرکت‌های فعال در آن بازار تقاضای بالایی وجود دارد و ورود رقبای جدید مشکل خاصی برای آن‌ها ایجاد نمی‌کند (لی، ۲۰۱۰). لازم به ذکر است که اندازهٔ بازار در سطح «صنعت – سال» محاسبه می‌شود.

دومین متغیر مستقل در این مقاله سودآوری است که برای اندازه‌گیری آن، سود قبل از بهره و مالیات بر مجموع دارایی‌های پایان دوره تقسیم می‌شود.

مدل‌های آزمون فرضیه‌ها

برای آزمون فرضیه‌های اول و دوم از مدل (۱) و فرضیهٔ سوم از مدل (۲) استفاده شده است:

نمادهای استفاده‌شده در مدل‌های (۱) و (۲) به شرح زیر است:

مدل (۱)

$$TDR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 MKTSHARE_{i,t} + \alpha_2 MKTSHARE^2{}_{i,t} + \alpha_3 MKTSHARE^3{}_{i,t} + \alpha_4 EOA_{i,t} + \alpha_5 EOA^2{}_{i,t} + \alpha_6 GROWTH_{i,t} + \alpha_7 SIZE_{i,t} + \alpha_8 OWNERSHIP_{i,t} + \alpha_9 FAR_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

مدل (۲)

$$TDR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 MKTSIZE_{i,t} + \alpha_2 MKTSIZE^2{}_{i,t} + \alpha_3 MKTSIZE^3{}_{i,t} + \alpha_4 EOA_{i,t} + \alpha_5 GROWTH_{i,t} + \alpha_6 SIZE_{i,t} + \alpha_7 OWNERSHIP_{i,t} + \alpha_8 FAR_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

TDR: نسبت بدهی‌ها که به‌صورت مجموع بدهی‌های پایان دوره تقسیم بر مجموع دارایی‌های پایان دوره محاسبه شده است.

MKTSHARE: سهم بازار که به‌صورت درآمد فروش شرکت تقسیم‌بر درآمد فروش صنعت محاسبه شده است.

EOA: سودآوری که به‌صورت سود قبل از بهره و مالیات تقسیم‌بر مجموع دارایی‌های پایان دوره محاسبه شده است.

GROWTH: رشد که به صورت در صد تغییر در درآمد فروش سال t نسبت به سال t-1 محاسبه شده است.

SIZE: اندازهٔ که به‌صورت لگاریتم طبیعی مجموع دارایی‌های پایان دوره محاسبه شده است.

OWNERSHIP: مالکیت که به‌صورت لگاریتم طبیعی تعداد سهام شناور آزاد در پایان دوره محاسبه شده است.

FAR: نسبت دارایی‌های ثابت که به‌صورت دارایی‌های ثابت پایان دوره تقسیم بر مجموع دارایی‌های پایان دوره محاسبه شده است.

MKTSIZE: اندازهٔ بازار که به‌صورت لگاریتم درآمد فروش صنعت محاسبه شده است.

α_n: ضرایب مدل رگرسیون، ε: باقیماندهٔ مدل رگرسیون است. همچنین i و t به ترتیب نماد شرکت و سال می‌باشد. در مدل‌های (۱) و (۲) برای توجیه رابطهٔ غیرخطی، سهم بازار، اندازهٔ بازار و سودآوری، حسب مورد به توان دو و سه رسیده‌اند.

یافته‌ها

نگاره (۱) آمار توصیفی متغیرها را نشان می‌دهد. مقایسهٔ ضریب تغییرات متغیرها نشان می‌دهد که ضریب تغییرات متغیرهای اندازهٔ بازار، اندازه و مالکیت به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای از سایر متغیرها کمتر است و این بدین معنی است که در شرکت- سال‌های موردبررسی، این سه متغیر نسبت به سایر متغیرها از ثبات بیشتری برخوردارند.

با توجه به میانگین نسبت بدهی‌ها (۰/۶۰۱) مشخص است که در شرکت سال‌های موردبررسی به‌طور میانگین بیش از نیمی از دارایی‌های از طریق بدهی‌ها تأمین مالی شده است. این موضوع می‌تواند ناشی از عوامل مختلفی باشد. شاید بالابودن سودآوری و ذخایر نقدینگی این اجازه و اعتماد را به شرکت داده است که به تأمین مالی برون‌سازمانی نسبت به درون‌سازمانی، گرایش بیشتری داشته باشد. میانگین سهم بازار (۰/۱۹۹) نشان می‌دهد که به‌طور میانگین در شرکت-سال‌های موردبررسی، هر شرکت تقریباً ۲۰ درصد از فروش صنعت را در اختیار دارد. افزایش سهم بازار به معنی کاهش در رقابت است و بنابراین اگر سهم بازار برابر با ۱ باشد، نشان‌دهندهٔ عدم‌وجود رقابت است. میانگین سودآوری برابر با ۰/۲ است که به‌طور میانگین نشان‌دهندهٔ کسب ۰/۲ ریال سود به ازای هر ۱ ریال دارایی در شرکت-سال‌های موردبررسی است.

نگاره (۱): آمار توصیفی متغیرها

متغیر	تعداد	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	ضریب تغییرات
TDR	۶۴۶	۰/۶۰۱	۰/۶۰۵ .	۱/۰۶۷	۰/۱۹۷	۰/۱۸۶	۰/۳۰۹
MKTSHARE	۶۴۶	۰/۱۹۹	۰/۰۳۸	۰/۹۲۵	۰/۰۰۶	۰/۲۴۶	۱/۳۳۷
MKTSIZE	۶۴۶	۷/۲۷۷	۷/۴۹۰	۸/۸۳۹	۵/۰۳۳	۰/۸۱۵	۰/۱۱۲
EOA	۶۴۶	۰/۲۰۰	۰/۱۸۰	۰/۶۱۸	−۰/۰۷۹	۰/۱۳۷	۰/۶۸۵
GROWTH	۶۴۶	۰/۱۶۹	۰/۱۴۷	۱/۲۸۲	−۰/۴۹۱	۰/۳۱۱	۱/۸۴۰
SIZE	۶۴۶	۱۴/۴۱۰	۱۴/۰۵۸	۱۸/۸۳۲	۱۱/۴۹۸	۱/۵۳۰	۰/۱۰۶
OWNERSHIP	۶۴۶	۱۷/۷۰۶	۱۷/۴۷۲	۲۲/۷۰۰	۱۳/۲۱۶	۱/۸۵۲	۰/۱۰۵
FAR	۶۴۶	۰/۲۸۶	/۲۵۰	۰/۸۱۷	۰/۰۲۴	۰/۱۸۶	۰/۶۵۰

نمادهای نگاره (۱) عبارت است از:

TDR: نسبت بدهی‌ها (عبارت است از مجموع بدهی‌های پایان دوره تقسیم بر مجموع دارایی‌های پایان دوره)

MKTSHARE: سهم بازار (عبارت است از درآمد فروش شرکت تقسیم بر درآمد فروش صنعت)

MKTSIZE: اندازهٔ بازار (عبارت است از لگاریتم درآمد فروش صنعت)

EOA: سودآوری (عبارت است از سود قبل از بهره و مالیات تقسیم‌بر مجموع دارایی‌های پایان دوره)

GROWTH: رشد (عبارت است از درصد تغییر در درآمد فروش سال t نسبت به سال t-1)

SIZE: اندازه (عبارت است از لگاریتم طبیعی مجموع دارایی‌های پایان دوره)

OWNERSHIP: مالکیت (عبارت است از لگاریتم طبیعی تعداد سهام شناور آزاد در پایان دوره)

FAR: نسبت دارایی‌های ثابت (عبارت است از دارایی‌های ثابت پایان دوره تقسیم بر مجموع دارایی‌های پایان دوره)

نتایج آزمون فرضیه‌ها

نگاره (۲) نتایج آزمون فرضیه‌های اول و دوم را نشان می‌دهد (برآورد مدل ۱). با توجه به معناداری آمارهٔ آزمون F لیمر[۱۰]، مدل از نوع مقید[۱۱] است. معناداری آمارهٔ F نشان می‌دهد که مدل از نظر کلی معنادار است. با توجه به ضرایب سهم بازار (MKTSHARE)، توان دوم سهم بازار ($MKTSHARE^2$) و توان سوم سهم بازار ($MKTSHARE^3$) و همچنین معناداری هرکدام، فرضیهٔ اول پژوهش مبنی بر وجود رابطهٔ غیرخطی درجهٔ سه به‌صورت

مکعبی‌شکل بین نسبت بدهی‌ها و سهم بازار تأیید می‌شود. با توجه به ضرایب سودآوری (EOA) و توان دوم سودآوری (EOA^2) و همچنین معناداری هرکدام، فرضیهٔ دوم پژوهش مبنی بر وجود رابطهٔ غیرخطی درجهٔ دو به صورت U شکل بین نسبت بدهی‌ها و سودآوری نیز تأیید می‌شود. سایر متغیرها در سطح بسیار بالایی معنادار هستند و ضرایب آن‌ها نشان می‌دهد که رشد و اندازه رابطهٔ مثبت، اما مالکیت و نسبت دارایی‌های ثابت رابطهٔ منفی با نسبت بدهی‌ها دارند. ضریب تعیین تعدیل‌شده نشان می‌دهد که ۸۵ درصد از تغییرات نسبت بدهی‌ها توسط سهم بازار، سودآوری و متغیرهای کنترلی مدل توضیح داده می‌شود. آمارهٔ دوربین واتسون[۱۲] بین ۱/۵ و ۲/۵ است که نشان‌دهندهٔ عدم وجود خودهمبستگی مرتبهٔ اول در اجزای اخلال است. همچنین برآورد رگرسیون به‌گونه‌ای انجام شده است که مشکل واریانس ناهمسانی در اجزای اخلال در صورت وجود برطرف شود.

نگاره (۲): نتایج آزمون فرضیه‌های اول و دوم

متغیر	نماد	ضریب	خطای استاندارد	آمارهٔ t	معناداری آمارهٔ t *
عرض از مبدأ	C	۰/۹۱۲	۰/۰۳۲	۲۸/۳۴۴	۰/۰۰۰۰
سهم بازار	MKTSHARE	۰/۵۰۲	۰/۱۰۰	۵/۰۰۹	۰/۰۰۰۰
توان دوم سهم بازار	$MKTSHARE^2$	−۱/۷۰۵	۰/۳۰۶	−۵/۵۷۴	۰/۰۰۰۰
توان سوم سهم بازار	$MKTSHARE^3$	۱/۲۳۰	۰/۲۳۵	۵/۲۳۶	۰/۰۰۰۰
سودآوری	EOA	−۱/۲۴۹	۰/۰۶۷	−۱۸/۷۰۰	۰/۰۰۰۰
توان دوم سودآوری	EOA^2	۰/۵۱۹	۰/۱۲۲	۴/۲۴۲	۰/۰۰۰۰
رشد	GROWTH	۰/۰۸۱	۰/۰۱۱	۷/۲۲۰	۰/۰۰۰۰
اندازه	SIZE	۰/۰۵۵	۰/۰۰۴	۱۵/۰۶۷	۰/۰۰۰۰
مالکیت	OWNERSHIP	−۰/۰۴۸	۰/۰۰۳	−۱۵/۹۶۹	۰/۰۰۰۰
نسبت دارایی‌های ثابت	FAR	−۰/۲۰۹	۰/۰۱۶	−۱۲/۷۵۷	۰/۰۰۰۰
آمارهٔ F		۳۱۷/۴۷۴	معناداری آمارهٔ F *		۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰/۸۵	آمارهٔ دوربین واتسون		۲/۱۴۳
معناداری آمارهٔ آزمون F لیمر		۰/۶۲۲۵	نتیجهٔ آزمون F لیمر		الگوی مقید
تعداد		۶۴۶ (اطلاعات ۹۱ شرکت در طول سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۴)			

*: سطح اطمینان ۹۹ درصد

نگاره (۳) نتایج آزمون فرضیهٔ سوم را نشان می‌دهد (برآورد مدل ۲). با توجه به معناداری آمارهٔ آزمون F لیمر، مدل از نوع مقید است. معناداری آمارهٔ F نشان می‌دهد که مدل از نظر کلی معنادار است. با توجه به ضرایب اندازهٔ بازار (MKTSIZE)، توان دوم اندازهٔ بازار ($MKTSIZE^2$) و توان سوم اندازهٔ بازار ($MKTSIZE^3$) و همچنین معناداری هرکدام، فرضیهٔ سوم پژوهش مبنی بر وجود رابطهٔ غیرخطی درجهٔ سه به‌صورت مکعبی‌شکل بین نسبت بدهی‌ها و اندازهٔ بازار تأیید می شود. سایر متغیرها در سطح بسیار بالایی معنادار هستند و ضرایب آن‌ها نشان می‌دهد که رشد و اندازه رابطهٔ مثبت، اما سودآوری، مالکیت و نسبت دارایی‌های ثابت رابطهٔ منفی با نسبت بدهی‌ها دارند. ضریب تعیین تعدیل‌شده نشان می‌دهد که ۸۷ درصد از تغییرات نسبت بدهی‌ها تو سط اندازهٔ بازار و سایر متغیرهای مدل تو ضیح داده می شود. آمارهٔ دوربین واتسون بین ۱/۵ و ۲/۵ است که نشان‌دهندهٔ عدم وجود خودهمبستگی مرتبهٔ اول در اجزای اخلال است. همچنین برآورد رگرسیون به‌گونه‌ای انجام شده است که مشکل واریانس ناهمسانی در اجزای اخلال در صورت وجود برطرف شود.

نگاره (۳): نتایج آزمون فرضیهٔ سوم

متغیر	نماد	ضریب	خطای استاندارد	آمارهٔ t	معناداری آمارهٔ t
عرض از مبدأ	C	-۲/۷۶۱	۱/۰۴۴	-۲/۶۴۶	*۰/۰۰۸۴
اندازه بازار	MKTSIZE	۱/۳۴۵	۰/۴۶۶	۲/۸۸۶	*۰/۰۰۴۱
توان دوم اندازه بازار	$MKTSIZE^2$	-۰/۱۵۷	۰/۰۶۸	-۲/۳۱۲	**۰/۰۲۱۲
توان سوم اندازه بازار	$MKTSIZE^3$	۰/۰۰۶	۰/۰۰۳	۱/۸۰۰	***۰/۰۷۲۴
سودآوری	EOA	-۱/۰۱۲	۰/۰۲۵	-۴۱/۰۵۴	*۰/۰۰۰۰
رشد	GROWTH	۰/۰۸۰	۰/۰۱۱	۷/۴۷۳	*۰/۰۰۰۰
اندازه	SIZE	۰/۰۴۷	۰/۰۰۴	۱۱/۸۷۹	*۰/۰۰۰۰
مالکیت	OWNERSHIP	-۰/۰۴۴	۰/۰۰۳	-۱۵/۵۰۹	*۰/۰۰۰۰
نسبت دارایی‌های ثابت	FAR	-/۲۳۲	۰/۰۱۶	-۱۴/۹۰۱	*۰/۰۰۰۰
آمارهٔ F		۳۵۱/۰۵۸	معناداری آمارهٔ F		*۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰/۸۷	آمارهٔ دوربین واتسون		۲/۲۱۴
معناداری آمارهٔ آزمون F لیمر		۰/۶۹۲۰	نتیجهٔ آزمون F لیمر		الگوی مقید
تعداد		۶۴۶ (اطلاعات ۹۱ شرکت در طول سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۴)			

*: سطح اطمینان ۹۹ درصد، **: سطح اطمینان ۹۵ درصد، ***: سطح اطمینان ۹۰ درصد

نتیجه‌گیری

یکی از اهداف این پژوهش این بود که رابطهٔ غیرخطی بین نسبت بدهی‌ها و رقابت در بازار محصول طوری بررسی شود که در اندازه‌گیری رقابت (بر خلاف شاخص کیوتوبین) اثر صنعت دخالت داده شود و همچنین مجموع فضای کسب و کار ایران در نظر گرفته شود تا رقابت به شکل صحیح اندازه‌گیری شود. هدف دیگر این پژوهش برر سی رابطهٔ غیرخطی بین نسبت بدهی‌ها و سودآوری بود.

نتایج به‌د ست‌آمده نشان می‌دهد که بین نسبت بدهی‌ها و سهم بازار (به‌عنوان معیار معکوس رقابت از سوی رقبای بالفعل) و همچنین بین نسبت بدهی‌ها و اندازهٔ بازار (به‌عنوان معیار معکوس رقابت از سوی رقبای بالقوه) رابطهٔ غیرخطی درجهٔ سه به صورت مکعبی شکل وجود دارد؛ یعنی رابطهٔ بین معیارهای رقابت در بازار محصول و نسبت بدهی‌ها در سطوح پایین و بالای این معیارها، مثبت، اما در سطح میانی، منفی است. بنابراین می‌توان گفت در سطح بالای رقابت، شرکت‌ها با استفاده از افزایش بدهی اقدام به افزایش تولید برای کسب درآمد بیشتر می‌کنند. در واقع علت استفاده از گزینهٔ افزایش بدهی توسط شرکت، مسئولیت محدود سهام‌داران ا ست. در سطح میانی رقابت، شرکت‌های غیراهرمی که از سودآوری و نقدینگی بالایی برخوردارند سعی می‌کنند با ا ستفاده از ا ستراتژی کاهش قیمت، شرکت‌های اهرمی را به‌سوی ورشکستگی هدایت کنند. شرکت‌های اهرمی در واکنش به این فشار مالی، سطح بدهی خود را کاهش می‌دهند تا بتوانند به حضور خود در بازار ادامه دهند. اما در سطح پایین رقابت، چون شرکت از وضعیت مناسبی در بازار برخوردار است می‌تواند خود را با «استراتژی تولید با ریسک بالا و با ا ستفاده از بدهی بیشتر» وفق دهد و اقدام به افزایش بدهی می‌کند. این نتایج با ترکیب تئوری‌های مختلف در مورد رابطهٔ بین نسبت بدهی‌ها و رقابت در بازار محصول سازگار است. نتایج به‌دست‌آمده از نظر نوع رابطه با نتایج حاصل از پژوهش‌های پاندی (۲۰۰۴)، گانی و همکاران (۲۰۱۱) و صادقی شاهدانی و همکاران (۱۳۹۱) یکسان ا ست اما با توجه به معیارهای استفاده‌شده برای اندازه‌گیری رقابت در بازار محصول، با هیچ پژوهشی قابل‌مقایسه نیست؛ چون در پژوهش‌های پیشین به‌منظور بررسی رابطهٔ غیرخطی بین نسبت بدهی‌ها و رقابت در بازار محصول فقط از شاخص کیوتوبین به‌عنوان معیار رقابت استفاده شده است.

یکی دیگر از نتایج به‌دست‌آمده این است که بین نسبت بدهی‌ها و سودآوری رابطهٔ غیرخطی درجهٔ دو به صورت U شکل وجود دارد؛ یعنی رابطهٔ بین دو متغیر در سطح پایین سودآوری، منفی و در سطح بالا، مثبت است. با توجه به این نتیجه می‌توان گفت در سطح پایین سودآوری، شرکت‌ها برای تأمین مالی ترجیح می‌دهند به میزان کمتری از بدهی استفاده کنند و در واقع به تأمین مالی درون‌سازمانی تکیه می‌کنند؛ چون تأمین مالی از طریق بدهی، هزینهٔ بالاتری برای آن‌ها دارد. در مقابل و در سطح بالای سودآوری، وجود سود بیشتر، توان جبران هزینه‌های تأمین مالی از طریق بدهی را به شرکت‌ها می‌دهد و بنابراین آن‌ها را به افزایش بدهی ترغیب می‌کند. این نتیجه با ترکیب تئوری‌های مختلف موجود در مورد رابطهٔ بین نسبت بدهی‌ها و سودآوری سازگار است. نتیجهٔ به‌دست‌آمده با نتیجهٔ حاصل از پژوهش پاندی (۲۰۰۴) یکسان است. در ایران نیز تاکنون رابطهٔ غیرخطی بین سودآوری و نسبت بدهی‌ها گزارش نشده است.

با توجه به نتایج به‌دست‌آمده مبنی‌بر وجود رابطهٔ غیرخطی درجهٔ سه بین نسبت بدهی‌ها و معیارهای رقابت (شامل سهم بازار و اندازهٔ بازار) و همچنین وجود رابطهٔ غیرخطی درجهٔ دو بین نسبت بدهی‌ها و سودآوری، تحلیلگران مالی در ارزیابی نسبت بدهی‌ها می‌توانند به این موضوع توجه کنند که تأثیرپذیری نسبت بدهی‌ها از رقابت و سودآوری، به سطح رقابت و سودآوری بستگی دارد (یعنی با توجه به سطوح مختلف رقابت و سودآوری، تأثیرپذیری نسبت بدهی‌ها از این دو متغیر، متفاوت است) و تأثیرپذیری نسبت بدهی‌ها از رقابت نسبت به تأثیرپذیری آن از سودآوری، پیچیده‌تر است.

بر اساس فرضیهٔ بدهی، اعتباردهندگان به منظور جلوگیری از اقدامات فرصت‌طلبانهٔ مدیران، شروطی را در قرارداد بدهی ذکر می‌کنند که یکی از مهم‌ترین این شروط، ثابت بودن نسبت بدهی‌ها است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که اعتباردهندگان نباید افزایش در نسبت بدهی‌ها را سریعاً به‌عنوان نقض مفاد قرارداد وام تلقی کنند؛ چون ممکن است این افزایش به دلیل سودآوری بالای شرکت موردنظر باشد و در واقع تهدیدی برای اعتباردهندگان محسوب نشود. اعتباردهندگان همچنین باید به وضعیت رقابتی شرکت نیز توجه کنند. یعنی افزایش در نسبت بدهی‌ها ممکن است به دلیل بالابودن سهم بازار شرکت باشد. در واقع شرکت با توجه به بالابودن سهم بازار و سودآوری مناسب به این نتیجه رسیده است که توان مناسبی برای تأمین مالی از طریق بدهی دارد و ترجیح داده است از «استراتژی تولید بیشتر با استفاده از بدهی بیشتر»

استفاده کند. بنابراین با توجه به موارد ذکرشده به‌طورکلی می‌توان گفت اعتباردهندگان برای خوب یا بد تلقی‌کردن تغییر در نسبت بدهی‌ها باید به وضعیت رقابتی و سودآوری شرکت نیز توجه کنند.

پیشنهاد می شود رابطهٔ غیرخطی بین رقابت در بازار محصول و نسبت بدهی‌ها با استفاده از سایر معیارهای اندازه‌گیری رقابت مانند شاخص تمرکز شرکت‌های بزرگ صنعت، شاخص لرنر، شاخص لرنر تعدیل‌شده و تعداد شرکت‌های صنعت بررسی شود.

پی‌نوشت

۱ Tobin Q

۲ در بخش روش‌شناسی در مورد عبارت‌های «مجموع فضای کسب‌وکار» و «همگن‌بودن تولید» در اندازه‌گیری رقابت به‌طور مفصل توضیح داده شده است.

۳ Aggressive Production Policy

۴ منظور پاندی (۲۰۰۴) از توان بازار، شاخص کیوتوبین است که معیاری معکوس از رقابت در بازار محصول است؛ در این مقاله از «سهم بازار» و «اندازهٔ بازار» به عنوان معیارهای معکوس رقابت در بازار محصول استفاده شده است.

۵ Predatory Price Cutting

۶ Improved Assets

۷ cubic-shape

۸ Lerner

۹ Herfindahl-Hirchman

۱۰ Limier

۱۱ Pooling

۱۲ Durbin-Watson

منابع

اعتمادی، حسین و منتظری، جواد. (۱۳۹۲). بررسی عوامل موثر بر ساختار سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران با تأکید بر رقابت بازار تولید. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۰ *(۳)*، ۱-۲۶.

بدری، احمد و ایمنی‌فر، محمد. (۱۳۹۰). تحلیل واشکافانهٔ ساختار سرمایه و عوامل مؤثر بر آن: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۹ *(۳۰)*، ۳۷-۵۸.

سپاسی، سحر؛ کاظم‌پور، مرتضی و شعبانی مازوئی، منور. (۱۳۹۶). رقابت در بازار محصول و تأثیر آن بر سه معیار تصمیم‌گیری: هزینهٔ نمایندگی، ساختار سرمایه و هزینهٔ سرمایه. *پژوهش حسابداری*، ۶ *(۲۴)*، ۶۷-۸۳.

ستایش، محمدحسین و کارگرفرد جهرمی، محدثه. (۱۳۹۰). بررسی تأثیر رقابت در بازار محصول بر ساختار سرمایه. *پژوهش‌های تجربی حسابداری مالی، ۱ (۱)*، ۹-۳۱.

ستایش، محمدحسین؛ ممتازیان، علیرضا؛ زارع، مریم و حیاتی، جواد. (۱۳۹۴). بررسی اثرات رقابت در بازار محصول بر هزینهٔ تأمین مالی. *دانش حسابداری، ۶ (۲۳)*، ۷-۳۷.

شمس، شهاب‌الدین؛ یحیی‌زاده‌فر، محمود و شعبانی مازوئی، منور. (۱۳۹۶). بررسی رابطهٔ شدت رقابت در بازار محصول و مومنتوم قیمتی بر هزینهٔ سرمایه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های تجربی حسابداری، ۶ (۲۴)*، ۲۳۷-۲۵۴.

صادقی شاهدانی، مهدی؛ چاوشی، کاظم و محسنی، حسین. (۱۳۹۱). بررسی رابطهٔ میان ساختار بازار و ساختار سرمایه در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، ۹، ۲۱-۵۰.

Aghion, P. , Bloom, N. , Blundell, R. , Griffith, R. & Howitt, P. (2005). Competition and innovation: An inverted-U relationship. *Quarterly Journal of Economics, 120 (2)* , 701-728.

Badri, A. & Imanyfar, M. (2010). A decompositional analysis of capital structure and its determinants: Evidence from Tehran stock exchange. *Empirical Studies in Financial Accounting Quarterly, 8 (30)* , 37-58. (In Persian).

Barclay, M. J. & Smith, C. W. (1996). On financial architecture: leverage, maturity and priority. *Journal of Applied Corporate Finance, 8 (4*) , 4-17.

Barclay, M. J. , Smith, C. W. & Watts, R. L. (1995). The determinants of corporate leverage and dividend policies. *Journal of Applied Corporate Finance, 7 (4)* , 4-19.

Bolton, P. & Scharfstein, D. (1990). A theory of production based agency problems in financial contracting. *American Economic Review, 80 (1)* , 59-81.

Boubaker, S. , Saffar, W. & Sassi, S. (2017). Product market competition and debt choice. *Journal of Corporate Finance*, Accepted manuscript, Available at: www. sciencedirect. com.

Brander, J. A. & Lewis, T. R. (1986). Oligopoly and financial structure: the limited liability effect. *American Economic Review, 76 (5)* , 956-970.

Chevalier, J. A. (1993). Capital structure and product-market competition: empirical evidence from the supermarket industry. *American Economic Review, 85 (3)* , 415-435.

Danis, A. , Rettl, D. A. & Whited, T. M. (2014). Refinancing, profitability, and capital structure. *Journal of Financial Economics*, Available at: www. sciencedirect. com.

DeAngelo, H. & Masulis, R. W. (1980). Optimal capital structure under corporate and personal taxation. *Journal of Financial Economics*, *8 (1)* , 3-29.

Etemadi, H. & Montazeri, J. (2013). Reviewing influential factors on capital structure of firms listed in Tehran Stock exchange with emphases on production market competition, *Journal of Accounting and Auditing Review, 20 (3) ,* 1-26. (In Persian).

Guney, Y. , Li, L. & Fairchild, R. (2011). The relationship between product market competition and capital structure in Chinese listed firms. *International Review of Financial Analysis*: *20 (1)* , 41-51.

Guo, Y. , Jung, B. & Yang, S. Y. (2015). Product market competition and earnings quality: A nonlinear relationship. *American Accounting Association Annual Meeting and Conference on Teaching and Learning in Accounting.* Available at: www. ssrn. com.

Harris, M. & Raviv, A. (1991). The theory of capital structure. *Journal of Finance*, *46 (1)* , 297-355.

Jensen, M. C. (1986). Agency costs of free cash flows, corporate finance and takeovers. *American Economic Review, 76 (3)* , 323-329.

Jensen, M. C. & Heckling, W. H. (1976). Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and capital structure. *Journal of Financial Economics, 3 (4)* , 305-360.

Krishnaswamy, C. R. , Mangla, I. & Rathinasamy, R. S. (1992). An empirical analysis of the relationship between financial structure and market structure. *Journal of Financial and Strategic Decisions, 5 (3)* , 75-88.

Li, X. (2010). The impact of product market competition on the quantity and quality of voluntary disclosures. *Review of Accounting Studies, 15 (3)* , 663-711.

Li, W. L. & K. Zheng. (2016). Product market competition and cost stickiness. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Available at: www. springer. com.

Maksimovic, V. (1988). Capital structure in repeated oligopoly. *Rand Journal of Economics*, *19*, 389-407.

Michaelas, N. , Chittenden, F. & Poutziouris, P. (1999). Financial policy and capital structure choice in UK SMEs: empirical evidence from company panel data. *Small Business Economics*, *12*, 113-130.

Mitani, H. (2013). Capital structure and competitive position in product market. *International Review of Economics and Finance*, Available at: www. sciencedirect. com.

Modigliani, F. & Miller, M. H. (1963). Corporate income taxes and the cost of capital: a correction. *American Economic Review, 53 (3):* 433-443.

Myers, S. C. (1977). Determinants of corporate borrowing. *Journal of Financial Economics, 5 (2) ,* 147-175.

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

Nickell, S. J. (1996). Competition and corporate performance. *Journal of Political Economy, 104 (4) ,* 724-746.

Oino, I. & Ukaegmu. B. (2015). The impact of profitability on capital structure and speed of adjustment: An empirical examination of selected firms in Nigerian Stock Exchange. *Research in International Business and Finance, 35,* 111-121.

Pandey, I. M. (2004). Capital structure, profitability and market structure: Evidence from Malaysia. *Asia Pacific Journal of Economics and Business, 8 (2) ,* 78-91.

Phillips, G. M. (1995). Increased debt and industry markets: an empirical analysis. *Journal of Financial Economics, 37 (2) ,* 189-238.

Rajan, R. G. & Zingales, L. (1995). What do we know about capital structure? Some evidence from international data. *Journal of Finance, 50 (5) ,* 1421-1460.

Rathinasamy, R. S. , Krishnaswamy, C. R. & Mantripragada, K. G. (2000). Capital structure and product market interaction: an international perspective. *Global Business and Finance Review, 5 (2) ,* 51-63.

Ravid, S. A. (1988). On the interactions between production and financial decisions. *Journal of Financial Management, 17 (3) ,* 87-99.

Sadeghi shahdani, M. , Chavoshi, K. & Mohseni, H. (2012). Determining the relationship between market structure and capital structure in Tehran stock exchange. *Journal of Economic Modeling Research, 3 (9)* , 21-50. (In Persian).

Sepasi, S. , Kazempour, M. & Shabani Mazoei, M. (2017). Product market competition and its effect on three important criteria in decision making, agency cost, capital structure and the cost of capital. *Journal of Accounting Research, 6 (4) ,* 67-84. (In Persian).

Setayesh, M. H. & Kargarfard jahromi, M. (2011). Investigation the effect of product market competition on the capital structure. *Journal of Empirical Research in Financial Accounting, 1 (1)* , 9-31. (In Persian).

Setayesh, M. H. , Momtazian, A. , Zare, M. & Hayati, J. (2016). Effects of product market competition on financing cost. *Journal of Accounting Knowledge, 6 (23)* , 7-32. (In Persian).

Shams, Sh. , yahyazade, M. & shabani, M. (2017). Examining the effect of product market competition and return momentum on cost of equity capital of companies listed in Tehran stock exchange. *Journal of Empirical Research in Accounting, 6 (4) ,* 237-254. (In Persian).

Telser, L. G. (1966). Cutthroat competition and the long purse. *Journal of Law and Economics*, 9, 259-277.

Williamson, O. E. (1988). Corporate finance and corporate governance. *Journal of Finance, 43 (3)* , 567-591.

Xu, J. (2012). Profitability and capital structure: Evidence from import penetration. *Journal of Financial Economics, 106*, 427-446.

پژوهش‌های تجربی حسابداری
سال هشتم، شماره ۳۲، تابستان ۱۳۹۸، صص ۲۱۹ - ۲۴۵

تأثیر سرمایه فکری بر رابطه بین نظام حاکمیت شرکتی و اجتناب مالیاتی

مهدی فغانی*، سکینه دارسنج، مسلم سعیدی***، حمید زارعی*****

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۹/۲۵
تاریخ پذیرش: ۹۶/۱۲/۱۹

چکیده

عدم وجود سازوکارهای حاکمیت شرکتی مناسب، می‌تواند زمینه را برای اقدامات فرصت‌طلبانه مدیران فراهم سازد؛ یکی از این اقدامات فرصت‌طلبانه سوق دادن فعالیت‌های اجتناب مالیاتی در جهت منافع خودشان می‌باشد که می‌تواند موجب اتلاف منابع مالیاتی گردد. هدف این تحقیق، بررسی تأثیر سرمایه فکری بر رابطه میان حاکمیت شرکتی و اجتناب مالیاتی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. ازاین‌رو، داده‌های استخراج شده از ۹۴ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۴ از طریق مدل رگرسیون با استفاده از داده‌های ترکیبی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج پژوهش حاکی از آن بود که سرمایه فکری رابطه میان سازوکارهای حاکمیت شرکتی و اجتناب مالیاتی شرکت‌ها را تعدیل نمی‌نماید. به این معنی که سازوکارهای حاکمیت شرکتی به‌طور مستقیم بر روی اجتناب مالیاتی شرکت‌ها تأثیر می‌گذارند و در این میان سرمایه فکری نقشی را ایفا نمی‌نماید. به‌طور خاص، نتایج تحقیق تأکید می‌نماید که حاکمیت شرکتی قوی، منجر به بهبود کیفیت گزارشگری مالی و درنهایت نیل به اهداف شرکت‌ها در خصوص اثربخشی اقدامات مربوط به برنامه‌ریزی‌های مالیاتی می‌گردد.

واژه‌های کلیدی: اجتناب مالیاتی، حاکمیت شرکتی، سرمایه فکری.
طبقه‌بندی موضوعی: H20, G34, O34

DOI: 10.22051/jera.2018.18450.1891

* استادیار حسابداری، دانشگاه سیستان و بلوچستان، ایران، (نویسنده مسئول)، (faghani@acc.usb.ac.ir).
** کارشناس ارشد حسابداری، دانشگاه سیستان و بلوچستان، ایران، (s_darsanj66@yahoo.com).
*** مربی حسابداری، دانشگاه سیستان و بلوچستان، ایران، (moslem.saeidi@acc.usb.ac.ir).
**** کارشناس ارشد حسابداری، دانشگاه سیستان و بلوچستان، ایران، (hamidzarei@pgs.usb.ac.ir).

مقدمه

در آغاز قرن بیستم و در پی تشکیل شرکت‌های سهامی عام، تحول عظیمی در حوزهٔ اقتصاد و مدیریت به وجود آمد. این پدیده هم موجب پیشرفت صنعت و اقتصاد و هم موجب تفکیک مدیریت از مالکیت و در پی آن، بروز تضاد منافع و مشکلات نمایندگی شد، سپس حاکمیت شرکتی با یک مفهوم چند بعدی برای برقراری تعادل میان گروه‌های مختلف ذینفعان مطرح گردید (بت‌شکن و رهبری، ۱۳۸۸). رویکرد سهامداران (تئوری نمایندگی) شرکت را در خدمت مالکان خود یعنی سهامداران می‌داند؛ و رویکرد ذینفعان، سعی در توجه و برآوردن نیاز نه تنها سهامداران؛ بلکه سایر گروه‌های مدعی و حتی نسل‌های آینده دارد (حساس یگانه و همکاران، ۱۳۹۰)؛ اما صرف نظر از این موضوع، همچنان تضاد منافع بین ذینفعان با توجه به استراتژی یک شرکت برای حذف یا کاهش مالیات، می‌تواند منافعی برای سهامداران و مدیرانش فراهم نماید، اما این استراتژی به ضرر دولت و جامعه تمام شود. تحقیقات مربوط به اجتناب مالیاتی، عموماً روی موضوعاتی نظیر اعتبارات مالیاتی، سهامداران و جامعه متمرکز شده است. با توجه به مفاهیم تئوری نمایندگی باید اذعان نمود که مدیران در خصوص افزایش ارزش شرکت پاسخگو می‌باشند و مالکین نیز درصدد ارزیابی مدیران و کارگزاران هستند تا دریابند آیا آن‌ها وظایف خود را به درستی ایفا می‌نمایند یا خیر؟ علاوه بر این، آن‌ها مایلند تا بدانند مدیران چگونه و از چه طریق به اهداف تعیین شده دست می‌یابند. در این بین ممکن است از منظر سهامداران؛ فریب دولت و گریز از پرداخت مالیات، نه تنها توجیه پذیر باشد؛ بلکه مطلوب و پسندیده هم واقع شود، چراکه مبانی نظری و شواهد تجربی حاکی از آن است که اجتناب مالیاتی می‌تواند ابزاری برای ذخیرهٔ مالیات و کاهش هزینه‌های شرکت و به تبع آن، افزایش ثروت سهامداران باشد (حسینو و کلامم، ۲۰۱۲). درحالی‌که جامعه و بخش عمومی انتظار دارند شرکت‌ها شهروندان خوبی باشند و سهم مالیات خود را به درستی و به موقع پرداخت نمایند و این استراتژی شرکت از منظر سایر گروه‌ها ناپسند تلقی شود، از این رو، دولت باید درصدد افزایش درآمدهای مالیاتی خود برآید؛ و در این راستا، اهمیت مطالعات مربوط به مالیات و عوامل مؤثر بر درآمدهای مالیاتی دولت بیش از پیش نمایان می‌گردد (مشایخی و سیدی، ۱۳۹۴). لذا می‌دانیم در شرکت‌ها هزینه‌های مالیات بر درآمد از مهم‌ترین هزینه‌ها است و معمولاً شرکت‌ها آن را به‌عنوان

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 ازجمله سهامداران کاهش می‌یابد. ازاین‌رو به‌طور طبیعی این انگیزه وجود دارد تا شرکت و سهامداران آن از طریق مدیران خود اقدام به اجتناب از پرداخت مالیات نمایند (هانلون و هیتزمن، ۲۰۱۰). سهامداران ریسک گریز انتظار دارند مدیران به نمایندگی از آن‌ها بر حداکثر سازی سود تمرکز کرده، که این فراتر از بکارگیری فرصت‌های کاهش بدهی مالیاتی است، بنابراین اجتناب مالیاتی فی‌نفسه انعکاسی از مشکلات نمایندگی نیست. بااین‌حال، جدایی مالکیت و کنترل می‌تواند منجر به اتخاذ تصمیمات مالیاتی در شرکت شود که منعکس‌کننده منافع شخصی مدیر است. ازاین‌رو چالش پیش روی سهامداران و هیئت‌مدیره، یافتن ترکیبی از مکانیسم‌های کنترلی و انگیزشی به‌منظور حداقل سازی هزینه‌های نمایندگی می‌باشد (جنسن و مک لینگ، ۱۹۷۶).

همچنین ضرورت حاکمیت شرکتی، از تضاد منافع مشارکت‌کنندگان (ذینفعان) در ساختار شرکت ناشی می شود. مسئله نمایندگی (تضاد منافع) خود ناشی از دو علت عمده است؛ اول اینکه هر مشارکت‌کننده، اهداف و ترجیحات متفاوتی دارد و دیگر اینکه هر یک در مورد اقدامات، دانش و ترجیحات دیگری اطلاعات کاملی ندارد. بدیهی است این تفکیک با فرض نبود سازوکارهای مؤثر اجرایی حاکمیت شرکتی، زمینه اقدام مدیران در راستای منافع خود و نه منافع سهامداران را فراهم خواهد کرد (برل و مینز، ۱۹۹۱). در واقع در اقتصاد امروز اهمیت دارایی‌های نامشهود (مانند: مهارت نیروی انسانی) به‌طور فزاینده‌ای درحال افزایش است. دانش به‌عنوان مهم‌ترین سرمایه، جایگزین سرمایه مالی و فیزیکی شده است. در اقتصاد دانش‌محور از سرمایه فکری به‌منظور ایجاد ارزش برای سازمان استفاده می‌شود و در دنیای امروز، موفقیت هر سازمان به توانایی مدیریت این دارایی‌ها بستگی دارد. امروزه شاهد رشد اهمیت سرمایه‌های فکری، به‌عنوان یک ابزار مؤثر برای افزایش رقابت هستیم (دستگیر و محمدی، ۱۳۸۸)، چراکه سرمایه فکری می‌تواند حیات و قدرت رقابتی شرکت‌ها را حفظ نموده و توانایی سازمان را برای ایجاد ثروت را اندازه‌گیری می‌کند. این دارایی نامشهود است که از طریق به‌کارگیری دارایی‌های مرتبط با منابع انسانی، عملکرد سازمانی و روابط خارج از سازمان به دست آمده قابلیت خریدوفروش ندارد (مجتهدزاده، ۱۳۸۲). عدم وجود نظام حاکمیت شرکتی مناسب در

شـــرکت‌ها منجر به عدم توانایی در جذب و نگهداشـــت ســـرمایه فکری ســـازمان می‌گردد (صـــفی‌الدین و همکاران، ۲۰۰۹). بنابراین حاکمیت شـــرکتی قوی و مناســـب منجر به افزایش ســـرمایه فکری در ســـازمان گردد. از طرف دیگر ســـرمایه فکری از طریق کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیریت و ذینفعان، مشـــکلات و مســـائل نمایندگی را تقلیل می‌دهد. چنانچه دیدگاه تئوری نمایندگی مطرح باشد، به دلیل آنکه حاکمیت شرکتی بر شفافیت اطلاعات و از بین بردن عدم تقارن اطلاعاتی تأکید دارد، انتظار می‌رود حاکمیت شـــرکتی قوی بتواند با استفاده از مکانیسم‌های نظارتی و راهبری، سوءاستفاده مدیریت از اجتناب مالیاتی را کاهش دهد (مشایخی و علی پناه، ۱۳۹۴). لذا می‌توان انتظار داشت که سرمایه فکری رابطه بین نظام حاکمیت شرکتی و اجتناب مالیاتی را تعدیل نماید.

تاکنون مطالعات بســـیاری در مورد ارتباط حاکمیت شـــرکتی و ســـرمایه فکری با عملکرد شـــرکت‌ها (قائمی و شـــهریاری، ۱۳۸۸؛ سـعید و همکاران، ۲۰۱۵؛ تسـایی و ون، ۲۰۱۳) انجام شـده، اما مطالعه و پژوهش در مورد تأثیر سـرمایه فکری بر رابطه بین نظام حاکمیت شـرکتی و اجتناب مالیاتی ازجمله مواردی است که تاکنون پژوهشی در رابطه با آن صورت نگرفته است؛ بنابراین بررسی اثر سرمایه فکری بر رابطه بین نظام حاکمیت شرکتی و اجتناب مالیاتی می‌تواند ازجمله موضوعات بااهمیت در حوزه پژوهش باشد. در تحقیق حاضر بـه دنـبال پاسـخ بـه ایـن ســـــوال هستیم که آیا سـرمایه فکری بر رابطه میان نظام حاکمیت شـرکتی و اجتناب مالیاتی شـــرکت‌های پذیرفته‌شـــده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر دارد؟ به بیان دیگر، این تحقیق سعی دارد این مو ضوع را مورد برر سی قرار دهد که سرمایه شرکتی، چه تأثیری بر حاکمیت شـــرکتی با در نظر گرفتن اجتناب مالیاتی دارد. برای این منظور ابتدا مبانی نظری پژوهش به تبیین ارتباط حاکمیت شـرکتی و اجتناب مالیاتی، سـرمایه فکری و اجتناب مالیاتی و در نهایت حاکمیت شرکتی و سرمایه فکری می‌پردازد. سپس پیشینه و فرضیه‌های تحقیق ارائه می‌گردد. یافته‌های تحقیق در بخش چهارم ارائه و مورد تفســـیر قرار خواهند گرفت و ســـرانجام، بخش پایانی تحقیق حاضر نیز به نتیجه‌گیری اختصاص می‌یابد .

مبانی نظری پژوهش

در اکثر کشورها، بخش عمده‌ای از منابع درآمدی دولت از طریق مالیات تأمین می شود. در این میان، اجتناب و فرار مالیاتی در کشورها باعث شده است تا درآمدهای مالیاتی کشورها همواره از آنچه برآورد شده، کمتر باشد. از دیدگاه نظری، منظور از اجتناب مالیاتی، تلاش در جهت کاهش مالیات‌های پرداختی است (هانلون و هیتزمن، ۲۰۱۰). اجتناب مالیاتی نیازمند وجود برخی مهارت‌هایی است که در یک سطح خاص از آموزش می‌توان به دست آورد. بنابراین، نتایج گزارش‌شده در ارتباط بین سطح آموزشی مالیات‌دهندگان و اجتناب مالیاتی نشان از وجود روابط معنادار میان این دو متغیر دارد.

ارتباط میان حاکمیت شرکتی و اجتناب مالیاتی

برخی از پژوهشگران استدلال نمودند که حاکمیت شرکتی عاملی مؤثر بر نوع واکنش شرکت نسبت به تغییرات نرخ مالیات شرکت‌ها است. هنگامی‌که دولت ضعیف باشد، افزایش نرخ مالیاتی منجر به این می‌شود که شرکت‌ها تدابیری بیندیشند که مالیات بنگاه را کاهش دهند. شرکت‌ها این کار را از طرق مختلفی مانند نقض و تخطی از قوانین و استفاده از خلأهای قانونی و غیره انجام می‌دهند. در حالی که اگر حاکمیت شرکتی قوی باشد، افزایش نرخ مالیاتی بنگاه می‌تواند زمینه کسب بازدهی بیشتری را برای شرکت فراهم نماید. پژوهش‌های تجربی حاکی از آن است که فعالیت‌های اجتناب مالیاتی می‌تواند هزینه‌های غیرمالیاتی مستقیم و غیرمستقیمی برای شرکت به وجود آورد (هانلون و هیتزمن، ۲۰۱۰). از طرف دیگر مکانیسم‌های حاکمیت شرکتی باید بتواند فعالیت‌های اجتناب مالیاتی را در راستای حداکثر کردن ثروت فعالان بازار سرمایه هدایت کند. با توجه به اینکه از یک‌سو، تمرکز حاکمیت شرکتی روی هیئت‌مدیره بوده و وظیفه هیئت‌مدیره، حداکثر کردن ثروت سهامداران است و از سوی دیگر این دیدگاه وجود دارد که اجتناب مالیاتی می‌تواند ابزاری برای افزایش ثروت سهامداران باشد، انتظار می‌رود هر چه مکانیسم‌های حاکمیت شرکتی قوی‌تر باشد، اجتناب مالیاتی بیشتری انجام گیرد؛ اما از طرفی چنانچه دیدگاه تئوری نمایندگی مطرح باشد، به دلیل آنکه حاکمیت شرکتی بر شفافیت اطلاعات و از بین بردن عدم تقارن اطلاعاتی تأکید دارد، انتظار می‌رود حاکمیت شرکتی قوی بتواند با استفاده از مکانیسم‌های نظارتی و راهبری،

سوءاستفاده مدیریت از اجتناب مالیاتی را کاهش دهد (مشایخی و علی پناه، ۱۳۹۴). بنابراین بر اساس دیدگاه اول در خصوص رابطه میان حاکمیت شرکتی و اجتناب مالیاتی، فرضیه اول تحقیق به شرح ذیل تدوین گردیده است:

فرضیه اول: حاکمیت شرکتی بر اجتناب مالیاتی شرکت‌ها تأثیر مستقیم دارد.

ارتباط میان سرمایه فکری و اجتناب مالیاتی

اجتناب مالیاتی نیازمند وجود برخی مهارت‌هایی است که در یک سطح خاص از آموزش می‌توان به دست آورد. بنابراین، نتایج گزارش‌شده در ارتباط بین سطح آموزشی مالیات‌دهندگان و اجتناب مالیاتی نشان از وجود روابط معنادار میان این دو متغیر دارد. به‌عنوان‌مثال آورباخ و همکاران (۲۰۰۲) طی پژوهشی نشان دادند که موضوع اجتناب مالیاتی به این دلیل که مالیات‌دهندگان تکنیک‌های مناسبی را جهت دستیابی به پناهگاه‌های مالیاتی آموخته‌اند، در طول زمان افزایش یافته است. مورفی (۲۰۰۶) نیز دریافت که سطح سواد مالیات‌دهندگان درگیر مسائل برنامه‌ریزی مالیاتی متهورانه به‌طور قابل‌توجهی بیشتر از سطح سواد مالیات‌دهندگان عام می‌باشد. بااین‌حال، تجزیه‌وتحلیل رفتار اجتناب مالیاتی شرکت‌ها نشان می‌دهد که نتایج به دست آمده در خصوص ارتباط میان سرمایه فکری و اجتناب مالیاتی شرکت‌ها همیشه قطعی نیست. به‌عنوان‌مثال، هایت (۱۹۹۷، به نقل از فریرسرن و مارتی، ۲۰۱۳) دریافت که سطح آموزش بیشتر، اولویت تقلب و فساد را کاهش می‌دهد. علاوه بر این، برخی دیگر از محققین همچون جکسون و میلیرون (۱۹۸۶، به نقل از فریرسرن و مارتی، ۲۰۱۳) به نتایج متضادی پی برده‌اند. آنان دریافتند که سطح تحصیلات کارکنان می‌تواند به افزایش یا کاهش رفتار فرار و اجتناب مالیاتی شرکت‌ها منجر گردد. بنابراین، بر اساس استدلال نظری هایت، فرضیه دوم تحقیق به شرح ذیل تدوین گردیده است:

فرضیه دوم: سرمایه فکری بر اجتناب مالیاتی شرکت‌ها تأثیر معکوس دارد.

ارتباط میان حاکمیت شرکتی و سرمایه فکری

نتایج پژوهش‌های صورت گرفته توسط لی و همکاران (۲۰۰۸) نشان داد که هرچه تعداد اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره به‌عنوان یکی از سازوکارهای اصلی حاکمیت شرکتی افزایش

یابد، اثربخشی هیئت‌مدیره افزایش، هزینه‌های نمایندگی و عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیران و مالکان کاهش می‌یابد و منجر به عملکرد بهتر سرمایه فکری می شود. نتایج تحقیق ابر و بیکپی (۲۰۰۷) نیز رابطه مثبتی را بین عملکرد شرکت و سطح و درصد مالکیت سهامدار عمده در شرکت‌ها نشان داد. به‌عبارتی‌دیگر، وجود سهامداران نهادی به‌عنوان یکی از معیارهای حاکمیت شرکتی موجب گرایش شرکت به فعالیت‌های مولد ارزش که منافع رقابتی بلندمدت شرکت را به دنبال دارد، می‌گردد؛ بنابراین، این فعالیت‌ها در عملکرد بالای سرمایه فکری نمود خواهد داشت. از سوی دیگر قدرت تصمیم‌گیری متمرکز درنتیجه دوگانگی وظیفه مدیرعامل ممکن است موجب کاهش استقلال هیئت‌مدیره و کاهش گرایش طبیعی آنان برای افشای اختیاری گردد. یافته‌های پژوهش‌های چتوورو و همکاران (۲۰۰۱) بیانگر این مطلب است که بین سرمایه فکری و عدم وجود مدیرعامل به‌عنوان رئیس هیئت‌مدیره که یکی از سازوکارهای حاکمیت شرکتی نیز می باشد، رابطه مثبتی وجود دارد. علاوه بر موارد مذکور نتایج پژوهش‌های مختلف نشان می‌دهد که حسابرسان داخلی در هر دو جنبه راهبردی و نظارتی حاکمیت شرکتی مشارکت می‌کنند. ایفای هر دو نقش مذکور در نهایت منجر به بهبود کیفیت گزارشگری مالی و عملکرد بهتر سرمایه فکری می‌شود (جلیلی و همتی، ۱۳۹۰). بنابراین، بر اساس استدلال نظری فوق فرضیه سوم تحقیق به شرح ذیل تدوین گردیده است:

فرضیه سوم: حاکمیت شرکتی بر سرمایه فکری شرکت‌ها تأثیر مستقیم دارد.

تأثیر سرمایه فکری بر رابطه بین نظام حاکمیت شرکتی و اجتناب مالیاتی

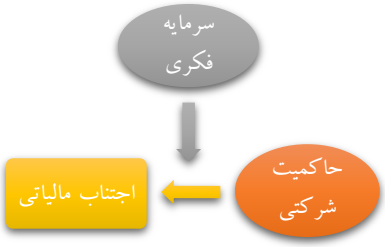
عدم وجود نظام حاکمیت شرکتی مناسب در شرکت‌ها منجر به عدم توانایی در جذب و نگهداشت سرمایه فکری سازمان می‌گردد (صفی‌الدین و همکاران، ۲۰۰۹). بنابراین حاکمیت شرکتی قوی و مناسب منجر به افزایش سرمایه فکری در سازمان گردد. از طرف دیگر سرمایه فکری از طریق کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیریت و ذینفعان، مشکلات و مسائل نمایندگی را تقلیل می‌دهد. چنانچه دیدگاه تئوری نمایندگی مطرح باشد، به دلیل آنکه حاکمیت شرکتی بر شفافیت اطلاعات و از بین بردن عدم تقارن اطلاعاتی تأکید دارد، انتظار می‌رود حاکمیت شرکتی قوی بتواند با استفاده از مکانیسم‌های نظارتی و راهبری، سوءاستفاده مدیریت از اجتناب مالیاتی را کاهش دهد (مشایخی و علی پناه، ۱۳۹۴). لذا می‌توان انتظار

داشت که سرمایه فکری رابطه بین نظام حاکمیت شرکتی و اجتناب مالیاتی را تحت تأثیر قرار دهد. در نهایت با توجه به اســتدلال‌های نظری فوق و مدل مفهومی تحقیق، فرضــیه چهارم به شرح ذیل تدوین گردیده است:

فرضــیه چهارم: ســرمایه فکری نقش تعدیل‌کننده در رابطه بین حاکمیت شــرکتی و اجتناب مالیاتی شرکت‌ها دارد.

مدل مفهومی تحقیق

چارچوب الگوی مفهومی مطالعه حاضر با توجه به توضیحات فوق در نگاره (۱) ترسیم شده اســت. در این مدل، متغیر نظام حاکمیت شــرکتی (به‌عنوان متغیر مســتقل) دارای چندین ســازه (درصد اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره، دوگانگی نقش مدیرعامل، مالکیت نهادی، مادر بودن شرکت، نوع حسابرس، دولتی یا خصوصی بودن شرکت و درصد سهام شناور آزاد) می‌باشد. همچنین سرمایه فکری (به‌عنوان متغیر تعدیل‌کننده) دارای چندین سازه (سرمایه انسانی، سرمایه ساختاری و سرمایه به کار گرفته‌شده) بوده و اجتناب مالیاتی شرکت متغیر وابسته مدل می‌باشد.



شکل (Error! No text of specified style in document.): مدل مفهومی تحقیق

پیشینه پژوهش‌های خارجی و داخلی

بخشــی از ادبیات موضــوع تحقیق، در بخش قبل مورد بحث و ارزیابی قرار گرفت. در این بخش به تشریح آن دسته از تحقیقاتی پرداخته می‌شود که در سرفصل‌های پیشین به آن‌ها اشاره نگردیده است.

د سایی و دهارماپالا (۲۰۰۶) در پژوهشی با عنوان «اجتناب مالیاتی شرکت‌ها و انگیزه‌های با قدرت بالا» دریافتند نرخ‌های مالیاتی بالا موجب تضعیف حاکمیت شرکتی می‌شود و برعکس، نرخ‌های پایین مالیاتی سبب بهبود حاکمیت شرکتی شده و افزایش درآمدهای مالیاتی را در پی خواهد داشت.

فریز و همکاران (۲۰۰۸) در پژوهشی با عنوان «مالیات و حاکمیت شرکتی» به این نتیجه رسیدند که قانون مالیات می‌تواند اصول راهبری شرکت‌ها را با تخصیص امتیازها یا تحمیل مجازات تحت تأثیر قرار دهد. به‌علاوه، ساختار اصول راهبری شرکت‌ها از اینکه شرکت چگونه مالیات را مدیریت می‌کند، تأثیر می‌پذیرد. همچنین، سیستم مالیاتی می‌تواند اصول راهبری شرکت‌ها را در دوره پرداخت سود سهام متأثر کند.

لانیس و ریچاردسون (۲۰۱۲) در مقاله‌ای با عنوان «مسئولیت اجتماعی شرکتی و مالیات متهورانه» اذعان نمودند تعداد اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره، رابطه منفی و معناداری با رویه مالیاتی متهورانه دارد. به‌بیان‌دیگر، هرچه تعداد اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره بیشتر باشد، شرکت کمتر به مدیریت مالیات روی می‌آورد.

آرمسترانگ و همکاران (۲۰۱۵) نشان دادند حاکمیت شرکتی به تعدیل سیاست‌های اجتناب از پرداخت مالیات منجر می‌شود. به‌بیان‌دیگر، افزایش نظارت بر عملکرد شرکت از طریق سهامداران عمده، سطوح پایین اجتناب از پرداخت مالیات (سیاست‌های محافظه‌کارانه) را افزایش داده و سطوح بالای اجتناب از پرداخت مالیات (سیاست‌های متهورانه) را کاهش می‌دهد. این نتایج به‌طور خلاصه نشان می‌دهد نقدشوندگی سهام، عاملی بازدارنده در استفاده مدیریت از برنامه‌های مالیاتی بیش‌ازحد متهورانه یا محافظه‌کارانه است.

جلیلی و همتی (۱۳۹۰) در پژوهشی به ارزیابی ارتباط میان حاکمیت شرکتی و عملکرد سرمایه فکری پرداختند. نتایج تحقیق حاکی از آن بود که وجود مدیران غیرموظف در ترکیب هیئت‌مدیره با سرمایه ساختاری دارای رابطه معناداری بوده است. همچنین رابطه معناداری بین عدم وجود مدیرعامل شرکت به‌عنوان رئیس یا نایب‌رئیس هیئت‌مدیره و سرمایه انسانی و رابطه معناداری بین وجود حسابرسی داخلی در شرکت و سرمایه انسانی و سرمایه ساختاری از اجزای سرمایه فکری نیز مشاهده گردید.

دیدار و همکاران (۱۳۹۳) در تحقیقی به بررسی رابطه بین سازوکارهای حاکمیت شرکتی و شکاف مالیاتی پرداخته‌اند. این ارزیابی از طریق بررسی رابطه بین برخی از سازوکارهای حاکمیت شرکتی شامل استقلال هیئت‌مدیره، دوگانگی نقش مدیرعامل، سهامداران نهادی، مالکیت دولتی، حسابرسی داخلی، اظهارنظر حسابرس، تغییر حسابرس و معامله با اشخاص وابسته با شکاف مالیاتی انجام گرفته است. نتایج پژوهش بیانگر این است که رابطه متغیرهای استقلال هیئت‌مدیره، مالکیت دولتی، نوع اظهارنظر حسابرس، تغییر حسابرس و اهرم مالی با شکاف مالیاتی، منفی است و متغیرهای حسابرسی داخلی و اندازه شرکت رابطه مثبتی با شکاف مالیاتی دارند. همچنین متغیرهای دوگانگی نقش مدیرعامل، سهامداران نهادی و معامله با اشخاص وابسته، رابطه معناداری با شکاف مالیاتی ندارند.

مشایخی و سیدی (۱۳۹۴) در پژوهشی به بررسی رابطه برخی از معیارهای مهم راهبری شرکتی؛ شامل درصد مالکیت نهادی، استقلال هیئت‌مدیره و اندازه هیئت‌مدیره با اجتناب مالیاتی شرکت‌ها پرداختند. نتایج تحقیق حاکی از آن بود که رابطه معناداری بین معیارهای راهبری شرکتی و اجتناب مالیاتی وجود ندارد.

دیانتی دیلمی و شکراللهی (۱۳۹۴) در مقاله‌ای اثر سازوکارهای نظام راهبری را بر ارتباط بین اجتناب مالیاتی و میزان و ارزش وجوه نقد نگه‌داری شده در شرکت، بررسی نمودند. نتایج پژوهش نشان داد 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.

روش‌شناسی پژوهش

با توجه به این که داده‌های این تحقیق مربوط به اطلاعات مالی شرکت‌های واقعی بوده و نتایج آن می تواند راهگشای تصمیمات فعالان بازار سرمایه قرار گیرد، این پژوهش ازنظر هدف در زمره پژوهش‌های کاربردی قرار می‌گیرد و از حیث روش، پژوهشی توصیفی از نوع همبستگی و پس رویدادی است. در این پژوهش برای جمع‌آوری مبانی نظری و ادبیات پژوهش از منابع کتابخانه‌ای و برای تجزیه‌وتحلیل داده ها از صورت های مالی و گزارش های هیئت مدیره شرکت‌ها در بورس اوراق بهادار تهران به همراه نرم‌افزار ره‌آورد نوین استفاده شده است. داده‌های جمع‌آوری‌شده از طریق نرم‌افزا اکسل طبقه‌بندی شده و جهت تجزیه‌وتحلیل‌های

آماری از نرم‌افزارهای Eviews و Stata و با توجه به ماهیت داده‌ها نیز از رگرسیون خطی چندگانه به روش حداقل مربعات[1] استفاده شده است.

جامعه آماری این پژوهش کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی سال‌های ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۴ است. در این پژوهش، برای نمونه‌گیری از روش حذف سامانمند استفاده گردیده و حجم نمونه برابر با تعداد شرکت‌های موجود در جامعه آماری خواهد بود که دارای شرایط زیر باشند:

قبل از سال ۱۳۸۹ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته‌شده و تا سال ۱۳۹۴ در بورس فعالیت داشته‌اند.

به لحاظ افزایش قابلیت مقایسه، سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفندماه باشد و در بازه زمانی سال‌های ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۴ تغییر سال مالی نداده باشند.

برخی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس شامل بانک‌ها و مؤسسات مالی، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری مالی، شرکت‌های هلدینگ، که ساختار گزارشگری جداگانه‌ای دارند، از نمونه حذف می‌شوند.

اطلاعات مدیریتی موردنیاز آن‌ها (به‌خصوص یادداشت‌های توضیحی صورت‌های مالی) و اطلاعات مربوط به حاکمیت شرکتی و سرمایه فکری آن‌ها (مندرج در گزارش هیئت‌مدیره) برای هر شش سال در دسترس باشد.

در بازه زمانی سال‌های ۱۳۸۹ الی ۱۳۹۴ معاملات سهام آن به‌استثنای دوره معمول برای برگزاری مجمع عمومی، متوقف نشده باشد.

پس از اعمال محدودیت‌های فوق تعداد جامعه آماری به ۹۴ شرکت تقلیل یافته و درنهایت تمام اعضای جامعه به‌عنوان نمونه آماری در نظر گرفته شده است که با توجه به دوره پژوهش (۱۳۸۹-۱۳۹۴)، تعداد ۵۶۴ مشاهده می‌باشد.

متغیرهای تحقیق و شیوه اندازه‌گیری آن‌ها

متغیرهای این پژوهش به چهار گروه طبقه‌بندی می‌شود:

متغیر وابسته

در تحقیق حا ضر به پیروی از پژوهش‌های دیلمی و شکراللهی (۱۳۹۴)؛ دایرنگ و همکاران (۲۰۰۸) و وانگ (۲۰۱۰) جهت سنجش اجتناب مالیاتی شرکت به‌عنوان متغیر وابسته از نرخ مؤثر مالیاتی نقدی بلندمدت استفاده می‌شود که معیاری از اجتناب مالیاتی شرکت می‌باشد. این شاخص با استفاده از رابطه (۱) محاسبه می‌شود:

رابطه (۱)

$$\text{Longrun cash ETR (LRETR)} = \frac{\sum_{i=1}^{n} \text{مالیات نقدی پرداختی}}{\sum_{i=1}^{n} \text{سود حسابداری قبل از مالیات}}$$

که در آن: مالیات نقدی پرداختی $\sum_{i=1}^{n}$: برابر است با مجموع مبالغ مالیات نقدی پرداختی شرکت i در سال‌های t الی t-5؛ سود حسابداری قبل از مالیات $\sum_{i=1}^{n}$: برابر است با مجموع مبالغ سود حسابداری قبل از مالیات شرکت i در سال‌های t الی t-5 است.

به پیروی از پژوهش دیلمی و شکراللهی (۱۳۹۴) داده‌های متغیر اجتناب مالیاتی درنهایت در عدد منفی یک (۱-) ضرب می‌گردد تا ارتباط میان متغیرهای تحقیق به‌درستی تفسیر گردد. با استفاده از این تعدیل، هرچه اندازه شاخص LRETR بزرگ‌تر باشد، سطح اجتناب مالیاتی شرکت نیز بیشتر خواهد بود.

متغیر مستقل

جهت سنجش حاکمیت شرکتی به‌عنوان متغیر مستقل از ۶ مؤلفه استفاده می‌گردد که تمامی مؤلفه‌های مذکور از طریق مطالعه گزارش فعالیت هیئت‌مدیره شرکت‌ها و نرم‌افزار ره‌آورد نوین به دست می‌آید. در نهایت جهت تبدیل نمره حاکمیت شرکتی شرکت‌ها به مقیاس نسبی، مجموع نمرات اکتسابی هر شرکت بر حداکثر نمره قابل اکتساب (یعنی عدد شش) تقسیم می‌گردد.

نسبت اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره: به‌منظور اندازه‌گیری این متغیر، ابتدا تعداد اعضای غیرموظف هیئت مدیره از گزارش های هیئت مدیره برای کلیه شرکت های موردبررسی جمع‌آوری و سپس به کل تعداد اعضای هیئت‌مدیره تقسیم شده تا درصد اعضای غیرموظف محاسبه شود. سپس میانگین کل این متغیر برای هر سال محاسبه می‌گردد. برای شرکت‌هایی

که دارای درصد اعضای غیرموظف بالاتری نسبت به میانگین جامعه باشند، ارزش یک و برای بقیه ارزش صفر داده می شود (نیکومرام و محمدزاده، ۱۳۸۹). دوگانگی نقش مدیرعامل: یک متغیر مصنوعی است که اگر مدیرعامل، رئیس هیئت‌مدیره هم باشد برابر با صفر و در غیر این صورت برابر یک است. این شاخص از گزارش هیئت‌مدیره شرکت‌ها به دست می‌آید (ناظمی و همکاران، ۱۳۹۳). مالکیت نهادی: در این تحقیق، به شرکت دارای سه سهامدار نهادی که مجموع درصد سهام آن‌ها بالای ۵۰٪ باشد ارزش یک و برای مابقی ارزش صفر لحاظ خواهد گردید. نوع حسابرس: درصورتی‌که مرجع حسابرسی شرکت، سازمان حسابرسی باشد به آن ارزش یک و اگر توسط مؤسسات حسابرسی مورد رسیدگی قرار گرفته باشد، به آن ارزش صفر تعلق می‌گیرد. این متغیر از گزارش هیئت‌مدیره شرکت‌ها به دست می‌آید. مالکیت دولتی: اگر شرکت مورد بررسی، خصوصی باشد به آن ارزش یک و اگر دولتی باشد به آن ارزش صفر داده می‌شود. این متغیر نیز از گزارش هیئت‌مدیره شرکت‌ها به دست می‌آید. درصد سهام شناور آزاد: در این تحقیق، برای شرکت‌هایی که میزان سهام شناور آن‌ها کوچک‌تر از میانگین کل نمونه در هر سال بوده باشد، ارزش یک و برای بقیه ارزش صفر در نظر گرفته می‌شود. این متغیر با استفاده از نرم‌افزار ره‌آورد نوین به دست می‌آید (نیکومرام و محمدزاده، ۱۳۸۹)..

متغیر تعدیل‌کننده

جهت اندازه‌گیری سرمایه فکری به‌عنوان متغیر تعدیل‌کننده از مدل ضریب ارزش‌افزوده سرمایه فکری که توسط آنته پالیک توسعه داده شده است، استفاده می‌گردد. اجزای اصلی ضریب ارزش‌افزوده سرمایه فکری (VAIC) می‌تواند بر مبنای منابع شرکت در زمینه‌های سرمایه انسانی، سرمایه ساختاری و سرمایه فیزیکی مشخص شود (تیتوا، ۲۰۱۱). نحوه محاسبه ضریب ارزش‌افزوده سرمایه فکری بر اساس رابطه (۲) می‌باشد:

$$VIACiTM = HCEi + SCEi + CEEi \qquad \text{رابطه (۲)}$$

که در آن: VAICi: ضریب ارزش‌افزوده سرمایه فکری شرکت i ام؛ HCEi: ضریب سرمایه انسانی شرکت i ام؛ SCEi: ضریب سرمایه ساختاری شرکت i ام؛ CEEi: ضریب

سرمایه بکار گرفته‌شده شرکت i ام است. هر یک از متغیرهای این مدل نیز به شرح زیر محاسبه می‌گردد.

$$HCEi = \frac{VA}{HC}\ ,\ SCEi = \frac{SC}{VA}\ ,\ CEEi = \frac{VA}{CE}$$

$$VA = Pi + Ii + Ci + Di + DIVi + Ti$$

HC = هزینه حقوق و دستمزد

$$SC = VA - HC$$

CE = مجموع بدهی‌ها - مجموع دارایی‌های مشهود

که در آن: Pi: سود شرکت؛ I: هزینه بهره؛ C: هزینه حقوق و دستمزد؛ D: هزینه استهلاک؛ DIV: سود تقسیمی؛ T: مالیات است.

متغیرهای کنترلی

به‌منظور سنجش دقیق‌تر تأثیر سرمایه فکری بر رابطه بین حاکمیت شرکتی و اجتناب مالیاتی شرکت‌ها، مجموعه‌ای از متغیرهای بالقوه را که در مطالعات قبلی مورد استفاده قرار گرفته است، کنترل می‌نماییم. در تحقیق حاضر از چهار متغیر کنترلی استفاده گردیده که به شرح ذیل می‌باشند.

ریسک شرکت: در این تحقیق از ضریب بتا برای کنترل ریسک شرکت استفاده خواهد شد و اطلاعات مربوط به آن از نرم‌افزار ره‌آورد نوین به د ست می‌آید (دارابی و همکاران، ۱۳۹۲). نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار شرکت: در این پژوهش حقوق صاحبان سهام در پایان سال مالی به‌عنوان ارزش دفتری شرکت در نظر گرفته شده است .ارزش بازار شرکت عبارت است از تعداد سهام عادی شرکت در پایان سال ضربدر آخرین قیمت هر سهم در پایان سال. اهرم مالی شرکت: از حاصل تقسیم ارزش دفتری مجموع بدهی‌ها بر ارزش دفتری مجموع دارایی‌ها در پایان سال مالی t محاسبه می‌شود. اندازه شرکت: برابر است با لگاریتم طبیعی ارزش دفتری مجموع دارایی‌ها که در پایان سال مالی t محاسبه می‌شود (فاما و فرنچ، ۲۰۰۱؛ افزا و حسن میرزا، ۲۰۱۰).

مدل‌های رگرسیونی تحقیق

جهت آزمون فرضیه ساختاری اول با استفاده از روش رگرسیون خطی چندگانه از مدل رگرسیونی ذیل استفاده خواهد شد.

رابطه (۳)

$$CASH_ETRit = \beta0 + \beta1GOVit + \beta2RISKit + \beta3BMit + \beta4LEVit + \beta5SIZEit + \sum_t DYEAR + \sum_j DIND + \varepsilon it$$

جهت آزمون فرضیه ساختاری دوم با استفاده از روش رگرسیون خطی چندگانه از مدل رگرسیونی ذیل استفاده خواهد شد.

رابطه (۴)

$$CASH_ETRit = \beta0 + \beta1VIACit + \beta2RISKit + \beta3BMit + \beta4LEVit + \beta5SIZEit + \sum_t DYEAR + \sum_j DIND + \varepsilon it$$

جهت آزمون فرضیه ساختاری سوم با استفاده از روش رگرسیون خطی چندگانه از مدل رگرسیونی ذیل استفاده خواهد شد.

رابطه (۵)

$$VIACit = \beta0 + \beta1\ GOVit + \beta2RISKit + \beta3BMit + \beta4LEVit + \beta5SIZEit + \sum_t DYEAR + \sum_j DIND + \varepsilon it$$

جهت آزمون فر ضیه ساختاری چهارم با ا ستفاده از روش رگر سیون خطی چندگانه از مدل رگرسیونی ذیل استفاده خواهد شد.

رابطه (۶)

$$CASH_ETRit = \beta0 + \beta1GOVit + \beta2VIACit + \beta3\ GOV^*\ VIACit + \beta4RISKit + \beta5BMit + \beta6LEVit + \beta7SIZEit + \sum_t DYEAR + \sum_j DIND + \varepsilon it$$

در مدل رگرسیونی فوق علاوه بر متغیر مستقل حاکمیت شرکتی، از متغیر تعدیل‌کننده سرمایه فکری نیز استفاده شده است. متغیر تعدیل‌کننده، متغیری است که بر رابطه متغیر مستقل و متغیر وابسته تأثیر اقتضایی دارد. یعنی، حضور متغیر سوم (متغیر تعدیل‌کننده) رابطهٔ مورد انتظار اصلی بین متغیر های مستقل و وابسته، را تغییر می‌دهد. ویژگی دیگر متغیر های

تعدیل‌کننده این است که همانند متغیرهای مستقل نقش یکسانی به‌عنوان متغیرهای عِلّی نسبت به متغیر ملاک یا وابسته داشته، هر دو نسبت به آن تقدم دارند؛ بنابراین، متغیرهای تعدیل‌کننده همواره نقش متغیرهای مستقل را دارند (ساعی، ۱۳۸۱).

یافته‌های پژوهش

برای ارائه یک شمای کلی از ویژگی‌های مهم متغیرهای پژوهش، برخی از مفاهیم آمار توصیفی این متغیرها شامل تعداد مشاهدات، میانگین، میانه، دامنه تغییرات، انحراف معیار، ضریب چولگی و ضریب کشیدگی، در نگاره (۱) ارائه شده است. متغیر اندازه شرکت (SIZE) و متغیر اجتناب مالیاتی (CASH_ETR) به ترتیب دارای بیشترین و کمترین مقدار میانگین و متغیر سرمایه فکری (VIAC) و متغیر حاکمیت شرکتی (GOV) به ترتیب دارای بیشترین و کمترین مقدار انحراف معیار می‌باشند. همچنین توجه به اعداد میانگین و میانه متغیر اجتناب مالیاتی شرکت‌ها که برابر ۰/۱۲ است، نشان می‌دهد شرکت‌های نمونه تحقیق در سطح نسبتاً متوسطی اقدام به فعالیت‌های اجتناب مالیاتی می‌نمایند.

نگاره (۱): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرها	تعدادمشاهده	میانگین	میانه	دامنه تغییرات	انحراف معیار	ضریب چولگی	ضریب کشیدگی
CASH_ETR	۵۶۴	۰/۱۲	۰/۱۲	۷/۹۰	۰/۳۷	-۰/۹۱	۸۹/۲۴
GOV	۵۶۴	۰/۶۳	۰/۶۷	۰/۸۳	۰/۱۶	-۰/۲۹	۲/۷۰
VIAC	۵۶۴	۶/۳۶	۴/۱۱	۱۷۰/۷۳	۹/۸۸	۹/۱۰	۱۲۲/۳۳
RISK	۵۶۴	۰/۸۰	۰/۷۴	۱۲/۴۸	۰/۹۴	-۰/۵۵	۱۴/۳۵
BM	۵۶۴	۰/۵۱	۰/۴۷	۹/۰۱	۰/۵۰	-۴/۸۱	۶۶/۹۷
LEV	۵۶۴	۰/۵۹	۰/۶۰	۲/۰۷	۰/۲۲	۰/۸۶	۸/۴۸
SIZE	۵۶۴	۱۴/۵۰	۱۴/۰۴	۸/۱۶	۱/۶۲	۰/۸۲	۳/۰۷

منبع: یافته‌های تحقیق بر اساس خروجی نرم‌افزار Eviews

آزمون‌های F لیمر، ضریب لاگرانژ و هاسمن۲

بر اساس ادبیات اقتصاد سنجی داده‌های پانل، قبل از تخمین مدل‌ها لازم است با استفاده از آماره آزمون F لیمر همگنی داده‌ها و درنتیجه استفاده از روش تخمین داده‌های پانل مورد

آزمون قرار می‌گیرد. به‌منظور انتخاب روش تخمین مناسب از بین روش با اثرات ثابت و تصادفی باید از آماره آزمون هاسمن و به‌منظور انتخاب روش تخمین مناسب از بین روش با اثرات تصادفی و اثرات تجمیعی از آزمون ضریب لاگرانژ بروش پاگان استفاده شود. نتایج حاصل از آزمون F لیمر، هاسمن و ضریب لاگرانژ بروش پاگان برای مدل‌های فرضیه ۱ الی ۴، در نگاره (۲) ارائه شده است.

نگاره (۲): نتایج آزمون F لیمر، هاسمن و ضریب لاگرانژ

مدل تحقیق	F لیمر		هاسمن		ضریب لاگرانژ	
	F-statistic	Prob. *	Chi2	Prob. *	Chibar2	Prob. *
مدل فرضیه ۱	۲/۷۱	۰/۰۰۰	۲۴/۲۲	۰/۰۰۰	-	-
مدل فرضیه ۲	۲/۷۲	۰/۰۰۰	۲۳/۴۰	۰/۰۰۰	-	-
مدل فرضیه ۳	۳/۲۳	۰/۰۰۰	۱۰/۰۱	۰/۰۷	۳۰/۱۶	۰/۰۰۰
مدل فرضیه ۴	۲/۵۷	۰/۰۰۰	۱۳/۶۹	۰/۰۶	۴۹/۲۱	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق بر اساس خروجی نرم‌افزار Stata

نتایج آماره آزمون F لیمر برای هر چهار مدل تحقیق به دلیل سطح معنی‌داری کمتر از ۵ درصد، دلالت بر معنی‌دار بودن استفاده از روش داده‌های پانل به‌جای روش داده‌های تلفیقی دارد. همچنین نتایج آزمون ها سمن برای مدل‌های فر ضیه ۱ و ۲ به دلیل سطح معنی‌داری کمتر از ۵ درصد، دلالت بر معنی‌دار بودن استفاده از روش اثرات ثابت دارد؛ درحالی‌که نتایج این آزمون برای مدل‌های فرضیه ۳ و ۴ به دلیل سطح معنی‌داری بیشتر از ۵ درصد، دلالت بر معنی‌دار بودن استفاده از روش اثرات تصادفی دارد. نتایج آزمون ضریب لاگرانژ بروش پاگان برای مدل‌های فرضیه ۳ و ۴، دلالت بر معنی‌دار بودن استفاده از روش اثرات تصادفی به‌جای استفاده از روش اثرات تجمیعی دارد.

آزمون‌های والد تعدیل شده۳، نسبت راستنمایی و وولدریج۴

با توجه به اینکه در تحقیق حاضر تعداد مقاطع از دوره زمانی بیشتر است و احتمال ناهمسانی واریانس وجود دارد، می‌بایست با انجام آزمون‌های لازم از عدم وجود ناهمسانی واریانس بین جملات اخلال اطمینان پیدا نمود. با توجه به اینکه طبق نگاره (۲) برای مدل‌های فرضیه ۱ و ۲،

روش اثرات ثابت تأیید گردید، می‌بایست از آزمون والد تعدیل شده جهت سنجش ناهمسانی واریانس در مدل‌های مذکور استفاده گردد. همچنین به دلیل عدم تأیید استفاده از روش اثرات ثابت برای مدل‌های فرضیه ۳ و ۴، از آزمون نسبت راستنمایی جهت سنجش ناهمسانی واریانس برای مدل‌های مذکور استفاده شده است. در این پژوهش از آزمون وولدریج جهت کشف خودهمبستگی استفاده گردیده است.

نگاره (۳): نتایج آزمون والد تعدیل شده، نسبت راستنمایی و وولدریج

مدل تحقیق	والد تعدیل شده		نسبت راستنمایی		وولدریج	
	Chi2	Prob. *	Chi2	Prob. *	F-statistic	Prob. *
مدل فرضیه ۱	۱/۵e+۰۶	۰/۰۰۰	-	-	۷/۸۴	۰/۰۱
مدل فرضیه ۲	۱/۵e+۰۶	۰/۰۰۰	-	-	۸/۲۶	۰/۰۰۰
مدل فرضیه ۳	-	-	۱۶۳۸/۵۳	۰/۰۰۰	۱۱۹۹/۷۶	۰/۰۰۰
مدل فرضیه ۴	-	-	۱۸۸۴/۰۶	۰/۰۰۰	۸/۹۵	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق بر اساس خروجی نرم‌افزار Stata

نتایج حاصل از آزمون‌های والد تعدیل شده، نسبت راستنمایی و وولدریج برای مدل‌های فرضیه ۱ الی ۴، در نگاره (۳) ارائه شده است. نتایج آماره آزمون والد تعدیل شده برای مدل‌های فرضیه ۱ و ۲ و نتایج آماره آزمون نسبت راستنمایی برای مدل‌های فرضیه ۳ و ۴ به دلیل سطح معنی‌داری کمتر از ۵ درصد، دلالت بر وجود ناهمسانی واریانس بین جملات اخلال دارد. همچنین نتایج آماره آزمون وولدریج برای مدل‌های فر ضیه ۱ الی ۴ به دلیل سطح معنی‌داری کمتر از ۵ درصد، حاکی از وجود خودهمبستگی سریالی در مدل‌ها می‌باشد. بنابراین، با توجه به نتایج به دست آمده جهت رفع ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی در برآورد نهایی مدل‌ها از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته۵ استفاده می گردد.

آزمون فرضیه‌های اصلی پژوهش

هدف اصلی تحقیق بررسی تأثیر سرمایه فکری بر رابطه میان حاکمیت شرکتی و اجتناب مالیاتی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. در این راستا چهار فر ضیه ا صلی تدوین شده و ۹۴ شرکت ع ضو جامعه بورس اوراق بهادار تهران به‌عنوان نمونه

آماری در طول یک دوره ۶ ساله (۱۳۸۹-۱۳۹۴) مورد برر سی قرار گرفتند. در ادامه یادآوری این نکته ضروری است که با توجه به نتایج ارائه شده در نگاره (۴)، مقدار معنی داری آماره والد حاکی از معنی دار بودن مدل‌های رگرسیونی برازش شده است و این امر حاکی از آن است که متغیرهای توضیحی تأثیر معناداری بر متغیر وابسته داشته‌اند. در جدول (۴) نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها قابل مشاهده است.

نگاره (۴): نتایج حاصل از تخمین مدل‌های فرضیه اصلی

متغیروابسته / متغیرهای توضیحی	فرضیه اول	فرضیه دوم	فرضیه سوم	فرضیه چهارم
	اجتناب مالیاتی	اجتناب مالیاتی	سرمایه فکری	اجتناب مالیاتی
	ضریب متغیر	ضریب متغیر	ضریب متغیر	ضریب متغیر
	سطح معناداری	سطح معناداری	سطح معناداری	سطح معناداری
GOV	۰/۰۷۴۲۲		-۳/۶۲۳۵	۰/۰۸۷۹
	۰/۰۲۵		۰/۰۰۱	۰/۰۲۵
VIAC		-۰/۰۰۱۲		۰/۰۰۰۴
		۰/۰۳۸		۰/۸۰۴
GOV* VIAC				-۰/۰۰۲۶
				۰/۳۷۳
RISK	-۰/۰۰۲۸	-۰/۰۰۰۴	۰/۰۳۹۹	-۰/۰۰۰۲
	۰/۲۹۱	۰/۸۷۵	۰/۶۱۹	۰/۹۳۸
BM	۰/۰۰۲۴	-۰/۰۰۱۵	-۱/۸۶۴۹	-۰/۰۰۲۴
	۰/۸۶۸	۰/۹۱۶	۰/۰۰۰	۰/۸۷
LEV	۰/۰۹۷۱	۰/۰۸۲۷	-۶/۰۸۹۰	۰/۰۷۴۲
	۰/۰۰۹	۰/۰۳۲	۰/۰۰۰	۰/۰۵۶
SIZE	-۰/۰۸۱۹	-۰/۰۷۲۹	۴/۵۰۴۸	-۰/۰۶۷۲
	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱
مقدار ثابت عرض از مبدأ	۰/۰۱۹۴	۰/۰۱۷۴	-۰/۸۰۷۶	۰/۰۱۷۰
	۰/۱۷۲	۰/۲۱۱	۰/۰۱۱	۰/۲۴۳
آماره خی دو Wald	۰/۱۷۲	۴۷/۶۴	۲۱۳/۲۱	۵۲/۲۸
سطح معناداری مدل	۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۱۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱۱
اثرات صنعت	بله	بله	بله	بله
اثرات سال	بله	بله	بله	بله

منبع: یافته‌های تحقیق بر اساس خروجی نرم‌افزار Stata

نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول حاکی از این است که حاکمیت شرکتی (GOV) به‌عنوان متغیر مستقل با توجه به سطح معناداری کمتر از ۵ در صد و مثبت بودن مقدار ضریب بتا برای آن، رابطه معنادار و مستقیمی با متغیر وابسته اجتناب مالیاتی (CASH-ETR) شرکت‌ها دارد. در نتیجه فرضیه اول تحقیق مبنی بر تأثیر مستقیم حاکمیت شرکتی بر اجتناب مالیاتی شرکت‌ها با اطمینان ۹۵ درصد تأیید می‌گردد. بدین معنا که هر اندازه سازوکارهای حاکمیت شرکتی شرکت‌ها قوی تر باشد، اجتناب مالیاتی آن‌ها نیز بیشتر خواهد بود. این نتایج، مطابق با نتایج پژوهش آرمسترانگ و همکاران (۲۰۱۵) بوده و با نتایج پژوهش‌های دهالیوال و همکاران (۲۰۱۱)، دیدار و همکاران (۱۳۹۳) و مشایخی و سیدی (۱۳۹۴) در تضاد است.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم حاکی از این است که سرمایه فکری (VIAC) به‌عنوان متغیر مستقل با توجه به سطح معناداری کمتر از ۵ درصد و منفی بودن مقدار ضریب بتا برای آن، رابطه معنادار و معکوسی با متغیر وابسته اجتناب مالیاتی (CASH-ETR) شرکت‌ها دارد. درنتیجه فرضیه دوم تحقیق مبنی بر تأثیر معکوس سرمایه فکری بر اجتناب مالیاتی شرکت‌ها با اطمینان ۹۵ درصد تأیید می‌گردد. به عبارتی هر اندازه میزان سرمایه فکری شرکت‌ها بیشتر باشد، اجتناب مالیاتی آن‌ها نیز کمتر خواهد بود. این نتایج، مطابق با نتایج پژوهش‌های هایت (۱۹۹۷) و جکسون و میلیرون (۱۹۸۶) بوده و با نتایج پژوهش مورفی (۲۰۰۶) در تضاد است.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم حاکی از این است که حاکمیت شرکتی (GOV) به‌عنوان متغیر مستقل با توجه به سطح معناداری کمتر از ۵ درصد و منفی بودن ضریب بتا برای آن، رابطه معنادار و معکوسی با متغیر وابسته سرمایه فکری (VIAC) شرکت‌ها دارد. درنتیجه فرضیه سوم تحقیق مبنی بر تأثیر مستقیم حاکمیت شرکتی بر سرمایه فکری شرکت‌ها با اطمینان ۹۵ درصد رد می‌گردد. به عبارتی هر اندازه سازوکارهای حاکمیت شرکتی شرکت‌ها قوی تر باشد، سرمایه فکری آن‌ها نیز کمتر خواهد بود. این نتایج با نتایج پژوهش‌های لی و همکاران (۲۰۰۸)، صفی‌الدین و همکاران (۲۰۰۹)، ستایش و همکاران (۱۳۹۰) و حیدری و همکاران (۱۳۹۴) در تضاد است؛ چراکه پژوهش‌های لی و همکاران (۲۰۰۸) و صفی الدین و همکاران (۲۰۰۹) بر وجود ارتباط معنادار و مستقیم میان سازوکارهای حاکمیت شرکتی و سرمایه فکری و پژوهش‌های ستایش و همکاران (۱۳۹۰) و حیدری و همکاران (۱۳۹۴) بر عدم وجود ارتباط معنادار میان متغیرهای مذکور تأکید نموده‌اند.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه چهارم حاکی از این است که متغیر حاصلضربی اثر سرمایه فکری بر حاکمیت شرکتی (GOV*VIAC) به‌عنوان متغیر تعدیل کننده با توجه به سطح معناداری بیشتر از ۵ درصد، رابطه معناداری با متغیر وابسته اجتناب مالیاتی (CASH-ETR) در سطح اطمینان ۹۵ درصد ندارد؛ به عبارتی بهتر طبق نتایج جدول فوق، سرمایه فکری شرکت‌ها رابطه میان حاکمیت شرکتی و اجتناب مالیاتی شرکت‌ها را تعدیل نمی‌نماید. درنتیجه فرضیه چهارم تحقیق مبنی بر نقش تعدیل‌کننده سرمایه فکری بر رابطه بین حاکمیت شرکتی و اجتناب مالیاتی شرکت‌ها با اطمینان ۹۵ درصد رد می‌گردد. به عبارتی بهبود سرمایه فکری نمی‌تواند رابطه معنادار بین حاکمیت شرکتی و اجتناب مالیاتی را تحت تأثیر قرار دهد. همچنین در این مدل متغیر حاکمیت شرکتی (GOV) به‌عنوان متغیر مستقل با توجه به سطح معناداری کمتر از ۵ درصد، رابطه معناداری با متغیر وابسته اجتناب مالیاتی (CASH-ETR) در سطح اطمینان ۹۵ درصد دارد که با توجه به مثبت بودن مقدار ضریب بتا برای آن، جهت این رابطه نیز مستقیم است. درصورتی که متغیر سرمایه فکری (VIAC) به‌عنوان دیگر متغیر مستقل مدل فوق، با توجه به سطح معناداری بیشتر از ۵ درصد، رابطه معناداری با متغیر وابسته اجتناب مالیاتی (CASH-ETR) در سطح اطمینان ۹۵ درصد ندارد. با توجه به اینکه تاکنون پژوهشی در زمینه اثر تعدیل‌کننده سرمایه فکری بر رابطه میان نظام حاکمیت شرکتی و اجتناب مالیاتی، هم در ایران و هم در سطح بین‌المللی انجام نشده است و پژوهش‌هایی در زمینه تأثیر نقدشوندگی سهام، سازوکارهای نظام راهبری شرکتی، ارزش شرکت، سرمایه فکری و غیره به صورت جداگانه بر اجتناب مالیاتی صورت پذیرفته است؛ لذا امکان تطبیق نتایج برای آزمون فرضیه چهارم وجود ندارد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج روش آماری بکار برده شده برای پژوهش حاکی از آن بود که سرمایه فکری شرکت‌ها رابطه میان سازوکارهای حاکمیت شرکتی و اجتناب مالیاتی شرکت‌ها را تعدیل نمی‌نماید. به این معنی که سازوکارهای حاکمیت شرکتی به طور مستقیم بر روی اجتناب مالیاتی شرکت‌ها تأثیر می‌گذارند و در این میان سرمایه فکری نقشی را ایفا نمی‌نماید. هرچند که انتظار می‌رفت سرمایه فکری رابطه مثبت میان حاکمیت شرکتی و اجتناب مالیاتی را تعدیل نماید؛ لیکن با توجه به مبانی نظری و برخی از شواهد تجربی می‌توان دلایل متعددی را برای نتیجه این تحقیق

تبیین نمود. از جمله اینکه شـواهد حاکی از آن اسـت که رابطه مثبتی بین اجتناب مالیاتی و تفاوت مالیات تشـخیصـی و ابرازی وجود دارد و می‌توان ادعا کرد دولت تمایل بیشـتری دارد که از شـرکت‌هایی که اجتناب مالیاتی می‌نمایند، مالیاتی بیش از مالیات ابرازی اخذ نماید و مالیات بیشتری برای این گروه از شرکت‌ها تشخیص می‌دهد. در نتیجه، در این شرایط شاید اجتناب مالیاتی یک اقدام کارا جهت کاهش مالیات واقعی نباشـد و شـاید از این رو باشـد که شرکت‌هایی که قصد کاهش مالیات را دارند، سراغ راهکارهای دیگری چون محافظه کاری، مدیریت سود، فرار مالیاتی و غیره بروند. علاوه بر این، ممکن است بازار و سایر گروه‌ها نیز به شـرکت‌هایی که اقدامات اجتناب مالیاتی انجام می‌دهند، واکنش منفی نشـان دهند و این اقدامات شـهرت منفی برای شـرکت به وجود آورد. بررسـی سـایر مواردی که می‌تواند بر این موضوع و رابطه مؤثر باشد، مستلزم پژوهش‌های جداگانه و بیشتر است. همچنین نتایج فرضیات اول، دوم و چهارم نشان داد که از میان متغیرهای کنترلی، متغیرهای اهرم مالی و اندازه شرکت با اجتناب مالیاتی شرکت‌ها، روابط معناداری دارند؛ بنابراین متغیرهای کنترلی مذکور نسبت به دیگر متغیرهای کنترلی تحقیق (ریسک شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار شرکت)، اجتناب مالیاتی شرکت‌ها را بهتر توجیه می‌کنند.

در نهایت با توجه به نتایج پژوهش و تأیید وجود رابطه معنادار و مسـتقیم میان نظام حاکمیت شرکتی و اجتناب مالیاتی شرکت‌ها، 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 فرصـت‌طلبی مدیران از منابع و وجوه حاصـل از اجتناب مالیاتی را محدود می‌کند، توصیه می‌شود که سرمایه‌گذاران در انتخاب بین فرصت‌های سـرمایه‌گذاری پیش رو، به عوامل و سـازوکارهای نظام حاکمیت شـرکتی توجه داشـته باشـند. همچنین با توجه به منفی بودن رابطه بین نظام حاکمیت شـرکتی و سـرمایه فکری به مدیران و سـرمایه‌گذاران پیشـنهاد می‌شـود در خصـوص اسـتقرار مناسـب سـازوکارهای نظام حاکمیت شـرکتی نظارت‌های بیشـتری را اعمال نموده و عملکرد صـحیح این سـازوکارها را بیشـتر در کانون توجه خویش قرار دهند. به‌طورکلی تحقیق حاضـر ادبیات مربوط به اجتناب مالیاتی را گسـترش داده و شـواهدی را در خصـوص پیامدهای حاکمیت شـرکتی بر اجتناب مالیاتی ارائه می‌نماید. به‌طور خاص، نتایج تحقیق تأکید می‌نماید که حاکمیت شـرکتی قوی، منجر به بهبود

کیفیت گزار شگری مالی و درنهایت نیل به اهداف شرکت‌ها در خصوص اثربخشی اقدامات مربوط به برنامه‌ریزی‌های مالیاتی می‌گردد.

محدودیت‌های تحقیق

نخست آن که با توجه به شرایط محیطی و قوانین و مقررات مربوطه، امکان استفاده از برخی الگوهای اجتناب مالیاتی میسر نبود. همچنین، عدم ارائه برخی اطلاعات مورد نیاز از قبیل نرخ مالیاتی، زیان سنواتی و اطلاعات مربوط به سازوکارهای حاکمیت شرکتی، باعث حذف شرکت‌ها و در نتیجه کاهش نمونه مورد بررسی گردید.

پیشنهاد برای تحقیقات آتی

بازآزمونی پژوهش حاضر با استفاده از سایر الگوهای سنجش و اندازه‌گیری سرمایه فکری و مقایسه نتایج به دست آمده با نتایج پژوهش حاضر.

بازآزمونی پژوهش حاضر با استفاده از مجموعه ای دیگر از ساز و کارهای نظام حاکمیت شرکتی (مالکیت مدیریتی، مالکیت خانوادگی، تمرکز مالکیت و غیره) و مقایسه نتایج به دست آمده با نتایج پژوهش حاضر.

پی نوشت

۱ Least Squares
۲ Lagrange & Husman Test
۳ Modified Wald Test
۴ Wooldridge Test
۵ Generalized Least Squares

منابع

بت شکن، محمدهاشم؛ رهبری، مهسا (۱۳۸۸). رابطه بین حاکمیت شرکتی و درآمد مالیاتی شرکت‌ها. بصیرت: ۴۲، ۱۶۵-۱۳۳.

جلیلی، آرزو؛ همتی، هدی (۱۳۹۰). حاکمیت شرکتی و عملکرد سرمایه فکری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، حسابداری مدیریت: ۴ (۴). ۱۳-۲۴.

حساس یگانه، یحیی؛ حسنی، محمد و کاشانیان، شیوا (۱۳۹۰). مقاله راهبری: حاکمیت شرکتی منافع چه کسانی را باید تأمین کند؟، حسابدار: ۲۴۰، ۹۷-۹۴.

حیدری، مهدی؛ بهمن، قادری و کفعمی، مهدی (۱۳۹۴). تبیین رابطه بین نظام راهبری شرکتی و سرمایه فکری از دیدگاه نظریه نمایندگی: رویکرد الگوسازی معادلات ساختاری، دانش حسابداری: ۶ (۲۲)، ۱۳۱-۱۵۲.

دارابی، رویا؛ وکیلی فرد، حمیدرضا و مشکین، مسعود (۱۳۹۲). رابطه بین جریان نقدی عملیاتی و سود عملیاتی با بازده سهام شرکت‌ها و تأثیر عدم تقارن اطلاعاتی بر این روابط، حسابداری مدیریت: ۶ (۱)، ۱-۱۴.

دستگیر، محسن؛ محمدی، کامران (۱۳۸۸). سرمایه فکری: گنج تمام نشدنی سازمان، نشریه تدبیر: ۲۱۴، ۲۸-۳۴.

دیانتی دیلمی، زهرا و شکراللهی، پریسا (۱۳۹۴). بررسی تأثیر نظام راهبری شرکتی بر رابطه بین اجتناب مالیاتی و ارزش و میزان نگهداشت وجه نقد، پژوهش‌های تجربی حسابداری: ۴ (۳). ۳۹-۶۲.

دیدار، حمزه؛ منصورفر، غلامرضا و کفعمی، مهدی (۱۳۹۳). بررسی تأثیر سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر شکاف مالیاتی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی: ۴ (۲۱)، ۴۰۹-۴۳۰.

ساعی، علی (۱۳۸۱). تحلیل آماری در علوم اجتماعی، چاپ سوم، تهران: نشر کیان مهر.

ستایش، محمدحسین؛ دهداری، الیاس و نمازی، نویدرضا (۱۳۹۰). بررسی تأثیر سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر کارایی اجزای سرمایه فکری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، حسابداری مالی: ۳ (۱۰). ۶۲-۸۶.

قائمی، محمدحسین؛ شهریاری، مهدی (۱۳۸۸). حاکمیت شرکتی و عملکرد مالی شرکت‌ها، پیشرفت-های حسابداری: ۱ (۱). ۱۱۳-۱۲۸.

مجتهدزاده، ویدا (۱۳۸۲). نقش حسابداری مدیریت در انعکاس سرمایه فکری، ماهنامه حسابدار: ۱۷، ۹-۷.

مشایخی، بیتا؛ سیدی، سیدجلال (۱۳۹۴). راهبری شرکتی و اجتناب مالیاتی، دانش حسابداری: ۷ (۲۰) ۸۳-۱۰۴.

مشایخی، بیتا؛ علی‌پناه، صبری (۱۳۹۴). تأثیر راهبری شرکتی بر رابطه بین اجتناب از مالیات و ارزش شرکت، پژوهشنامه حسابداری مالی و حسابرسی: ۷ (۲۵). ۴۹-۶۴.

ناظمی، امین؛ ممتازیان، علیرضا؛ صالحی نیا، محسن (۱۳۹۳). رابطه بین ساز و کارهای حاکمیت شرکتی و کارایی مدیریت موجودی کالا (مطالعه ی موردی: شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران)، مطالعات تجربی حسابداری مالی: ۱۱ (۴۲). ۱۸۶-۱۵۹.

نیکومرام، هاشم؛ حیدر، محمدزاده‌سالطه (۱۳۸۹). ارائه الگویی برای تبیین ارتباط بین حاکمیت شرکتی و کیفیت سود، حسابداری مدیریت: ۳ (۴)، ۵۹-۸۰.

Abor, J. , & Biekpe, N. (2007). Corporate governance, ownership structure and performance of SMEs in Ghana: implications for financing opportunities. Corporate Governance: The international journal of business in society: 7 (3) , 288-300.

Armstrong, C. S. , Blouin, J. L. , Jagolinzer, A. D. , & Larcker, D. F. (2015). Corporate governance, incentives, and tax avoidance. Journal of Accounting and Economics, 60 (1) ,1-17.

Auerbach, A. J. , Burman L. E. , & Siegel J. (2002). Capital gains taxation and tax avoidance: New evidence from panel data, National Bureau of Economic Research.

Berle, A. A. , & Means, G. G. C. (1991). The Modern Corporation and private property. Transaction publishers.

Botshekan, M. , and Rahbari, M. (1388). Corporate governance about rights of shareholders in listed companies in Tehran Stock Exchange, Insight, 42,133-153. (In Persian).

Darabi, R. , Vakilifard, H. R. & Meshkin, M. (1392). The relationship between operating cash flow and operating profit with stock returns and the impact of information asymmetry in the relationship, Management Accounting, 6 (1) , 1-14. (In Persian).

Dastghir, M. , & Mohammadi, K. (1388). Intellectual Capital: An Endless Treasure of the Organization, Journal of tact, 214, 28-34. (In Persian).

Desai, M. A. , & Dharmapala, D. (2006). Corporate tax avoidance and high-powered incentives. Journal of Financial Economics, 79 (1) , 145-179.

Dhaliwal, D. S. , Huang, S. X. , Moser, W. J. , & Pereira, R. (2011). Corporate tax avoidance and the level and valuation of firm cash holdings, Available at SSRN: https: //ssrn. com/abstract=1905076

Dianatideilami, Z. , & Shokrollahi, P. (1394). The effect of corporate governance on the relationship between tax avoidance and the value-amount of cash holdings, Empirical Research in Accounting, 4 (3) , 39-62. (In Persian).

Didar, H. , Mansourfar, Gh. & kafemi, M. (1393). Investigating the Effect of Corporate Governance Mechanisms on Tax Distortion in Companies Accepted in Tehran Stock Exchange, Accounting and Auditing Reviews, 4 (21) , 409-430. (In Persian).

Fama, E. F. , & French, K. R. (2001). Disappearing dividends: changing firm characteristics or lower propensity to pay?. Journal of Financial economics, 60 (1) , 3-43.

Freire-Serén, M. J. , & i Martí, J. P. (2013). Tax avoidance, human capital accumulation and economic growth. Economic Modelling, 30, 22-29.

Friese, A. , Link, S. , & Mayer, S. (2008). Taxation and corporate governance—The state of the art. In Tax and corporate governance: 357-425. Springer, Berlin, Heidelberg .

Ghaemi, M. H. , & Shahriari, M. (1388). Corporate Governance and Financial Performance, Journal of Accounting advances: 1 (1) ,113-128. (In Persian).

Hanlon, M. , & Heitzman, S. (2010). A review of tax research. Journal of Accounting and Economics, 50 (2) , 127-178.

Hasasyeghaneh, Y. , Hasani, M. , & Kashanian, S. (1390). For whom corporate governance will provide benefits? Accountant: 240. 94-97. (In Persian).

Heidari, M. , Ghaderi, B. & kafemi, M. (1394). Explaining the relationship between corporate governance and intellectual capital from the perspective of agency theory: structural equation modeling approach, accounting knowledge, 6 (22) , 131-152. (In Persian).

Huseynov, F. , & Klamm, B. K. (2012). Tax avoidance, tax management and corporate social responsibility. Journal of Corporate Finance, 18 (4) , 804-827.

Jalili, A. , & Hemati, H. (1390). Corporate Governance and Intellectual Capital Performance in the Companies Accepted in Tehran Stock Exchange, Management Accounting, 4 (4) ,13-24. (In Persian).

Jensen, M. C. , & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. Journal of financial economics, 3 (4) , 305-360.

Lanis, R. , & Richardson, G. (2012). Corporate social responsibility and tax aggressiveness: An empirical analysis. Journal of Accounting and Public Policy, 31 (1) , 86-108.

Li, J. , Pike, R. , & Haniffa, R. (2008). Intellectual capital disclosure and corporate governance structure in UK firms. Accounting and Business Research, 38 (2) , 137-159.

Marrakchi Chtourou, S. , Bedard, J. , & Courteau, L. (2001). Corporate governance and earnings management, Corporate Governance and Earnings Management (April 21).

Mashayekh, B. , & alipanah, S. (2015). The Impact of Corporate Governance on the Relationship between Avoidance of Taxes and Company Value, Journal of Financial Accounting and Auditing, 7 (25) , 49-64. (In Persian).

Mashayekh, B. , & Seyedi, S. J. (2015). Corporate Governance and Tax Avoidance, Accounting Knowledge, 7 (20) , 83-104. (In Persian).

Mirza, H. H. , & Azfa, T. (2010). Ownership structure and cash flows as determinants of corporate dividend policy in Pakistan, International Business Research, 3 (3) , 210-221.

Mojtahedzadeh, V. (2003). The role of management accounting in the reflection of intellectual capital, Accountant Monthly: 17,7-9. (In Persian).

Murphy, K. (2006). An examination of taxpayers' attitudes towards the Australian tax system: Findings from a survey of tax scheme investors.

Nazemi, A. , Momtaziyan, A. & Salehinia, M. (2014). Relationship between Corporate Governance Mechanisms and Inventory Management Efficiency (Case Study: Companies Acquired in Tehran Stock Exchange) , Empirical studies of financial accounting, 42, 159-186. (In Persian).

Nikomaram, H. , & Mohammadzadesalete, H. (2010). Providing a Model for Explaining the Relationship between Corporate Governance and Earning Quality, Management Accounting, 3 (4) , 59-80. (In Persian).

Saeed, S. , Rasid, S. Z. A. , & Basiruddin, R. (2015). The mediating role of Intellectual capital in corporate governance and the corporate performance relationship. Mediterranean Journal of Social Sciences, 6 (5) , 209.

Sa'ei, A. (1381). Statistical Analysis in Social Sciences, Third Edition, Tehran: Kian Mehr Publication. (In Persian).

Safieddine, A. , Jamali, D. , & Noureddine, S. (2009). Corporate governance and intellectual capital: evidence from an academic institution. Corporate Governance: The international journal of business in society, 9 (2) ,146-157.

Setayesh, M. H, Dehdari, E. & Namazi, N. R. (1390). The Investigation of the Effect of Corporate Governance Mechanisms on the Performance of Intellectual Capital Components of Companies Accepted in Tehran Stock Exchange, Financial Accounting, 3 (10) ,62-86. (In Persian).

Titova, N. (2011). Application of value added intellectual coefficient (VAICTM) and calculated intangible value (CIV) in research: the lessons learnt. Latvijas Universitates raksti. Ekonomika. Vadības zinatne (Latvia).

Tsai, J. H. , Yu, J. , & Wen, S. Y. (2013). Intellectual capital, corporate governance and firm performance. Information Management and Business Review, 5 (10) , 482-491.

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال هشتم، شماره ۳۲، تابستان ۱۳۹۸، صص ۲۴۷ - ۲۶۹

اثر سوگیری شناختی دانشجویان کارشناسی ارشد حسابدارای بر دقت قضاوت آن‌ها با توجه به رفتار هزینه و نحوه ارائه اطلاعات

زهرا دیانتی دیلمی *، محمد حسین عبداللهی **، عطیه پاکزاد ***

تاریخ دریافت: ۹۶/۱۰/۱۲

تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۲/۰۹

چکیده

هدف از این پژوهش، بررسی میزان دقت دانشجویان کارشناسی ارشد حسابداری در شناخت و تخمین چسبندگی هزینه در شرایط نحوه ارائه‌های متفاوت اطلاعات و تأثیر سوگیری شناختی آنان بر قضاوت‌هایشان است. به همین منظور برای جمع آوری داده‌های این تحقیق از پرسشنامه استفاده شده که بین نمونه ۱۲۰ نفری از جامعه ۱۷۱ نفری دانشجوی کارشناسی ارشد رشته‌های حسابداری، حسابرسی و حسابداری مدیریت ورودی ۱۳۹۵ دانشگاه فنی حرفه‌ای‌های دولتی سطح شهر تهران توزیع و جمع آوری شده است. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌های تحقیق آزمون تحلیل واریانس استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که درجه تقارن هزینه و نحوه ارائه اطلاعات به حسابداران، روی دقت قضاوت آنان تأثیر می‌گذارد. بنابراین، سوگیری شناختی ناشی از تفاوت درجه تقارن ارقام هزینه و نحوه ارائه اطلاعات (بصورت در صدی یا مقداری) روی شناخت و دقت قضاوت آنان در مورد چسبندگی هزینه تأثیر می‌گذارد.

واژه‌های کلیدی: سوگیری شناختی، چسبندگی هزینه، دقت قضاوت، نحوه ارائه اطلاعات

طبقه‌بندی موضوعی: M49

DOI: 10.22051/jera.2018.18107.1861

*دانشیار گروه حسابداری دانشکده علوم مالی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران، (نویسنده مسئول)، (dianati@khu.ac.ir).

** دانشیار گروه روانشناسی دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران، (abdollahimh@yahoo.fr).

***دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران، (at_pakzad@yahoo.com).

مقدمه

شناخت رفتار هزینه، یکی از مباحث مهم حسابداری بهای تمام شده و حسابداری مدیریت است. یکی از مفروضات قدیمی حسابداری مدیریت این بوده که تغییرات هزینه رابطه‌ای متناسب با افزایش و کاهش سطح فعالیت دارد. اما این فرض با مطرح شدن بحث چسبندگی هزینه‌ها توسط اندرسون و همکاران (۲۰۰۳)، مورد بحث قرار گرفته است. ایشان با بررسی ۷۶۲۹ شرکت در طول سال‌های ۱۹۷۹ تا ۱۹۹۸ دریافتند که هزینه‌های عمومی، اداری و فروش زمانی که حجم فروش ۱٪ افزایش یابد، به طور میانگین ۵۵٪ افزایش می یابد، اما زمانی که حجم فروش ۱٪ کاهش یابد، این هزینه‌ها به طور میانگین ۳۵٪ کاهش می یابد. آنان این رفتار هزینه را چسبندگی هزینه نامیدند و مدل جایگزینی از رفتار هزینه بر مبنای تعدیلات عمدی (سوگیرانه) توسط مدیریت را پیشنهاد نموده‌اند. چسبندگی هزینه‌های عمومی، اداری و فروش زمانی اتفاق می‌افتد که مدیریت در زمان کاهش حجم فعالیت، تصمیم بگیرد به جای تحمل هزینه‌های تعدیل (شامل مواردی همچون پرداخت خسارت به کارکنان برکنار شده و هزینه‌های جست و جو برای یافتن و استخدام و آموزش کارکنان جدید)، منابع بلااستفاده را نگهداری کند. در تصمیم‌گیری‌های مدیریتی مرتبط با حسابداری بهای تمام شده، مدیر باید به کمک داده‌های در دسترس، نتیجه‌گیری، قضاوت و اقدام نماید. در مواقعی که نیاز به تصمیم‌گیری سریع وجود دارد، تحلیل ذهنی افراد، باعث تصمیم‌گیری به‌موقع‌تری می‌شود. لیکن دقت قضاوت، بسته به رابطه میان متغیرها می‌تواند متفاوت باشد که این موضوع ناشی از اختلاف در بازنمایی ذهنی فرد است (بانکروهمکاران، ۲۰۰۰؛ ایتنر و همکاران، ۲۰۰۳).

به منظور درک تأثیر ویژگی‌های شناختی خاص افراد روی مدل‌های ذهنی شان، باید توانایی شناختی و شیوه شناختی آنان درنظرگرفته شود. شرکت‌ها باید درنظر داشته‌باشند که تهیه گزارشات مالی نامناسب، منجر به سوگیری‌ها و قضاوت‌های نادرست خواهد شد. همچنین زمانی که نیاز به تصمیمات به موقع باشد، جنبه‌های مختلفی چه در سطح شناختی و چه درسطح تحلیلی باید درنظر گرفته شود (ویا، ۲۰۱۲).

زمانی که افراد روابط میان متغیرها را به صـورت ذهنی بررسـی می‌کنند، میزان دقت افراد می‌تواند تغییر کند. لذا نحوه ارائه گزارشـات مالی، نحوه ارائه اطلاعات و نیز عوامل روانی، روی مدل‌سازی شناختی مدیران تأثیر می‌گذارد (تورسکی و کاهنمان، ۱۹۸۱).

براین اساس، سوال تحقیق حاضر این است که آیا ارائه گزارشات با مندرجات یکسان ولی به شکل متفاوت (ارقام به صورت پولی ارائه شوند یا به صورت در صدی)، منجر به تغییر در دقت قضاوت حسابداران می‌شود ؟ به عبارت دیگر، دقت قضاوت حسابداران، در امر شناخت و تصـمیم‌گیری در مورد کاهش یا افزایش هزینه به هنگام کاهش یا افزایش فروش در دو وضعیت تقارن و چسبندگی هزینه، چقدر متفاوت است؟ وبه طو کلی آیا سوگیری شناختی حسابداران می‌تواند بر شناخت و تصمیمات آنان تأثیرگذار باشد؟

مروری بر پیشینه

هسته اصلی روان‌شناسی شناختی، "شناخت " است. واژه شناختی از کلمه لاتین cognate به معنی آگاهی گرفته شده است (بالوتا و مارچ، ۲۰۰۴). بر این اساس شناخت، واژه ای کلی برای همه انواع آگاهی اسـت (گرینگ و زیمباردو، ۲۰۰۸). رشـته‌ای علمی که شـناخت و همه فعالیت‌ها و فرآیندهای مربوط به آن را دربر می‌گیرد، روان‌شـناسـی شـناختی نامیده می‌شـود (سرفاس، ۲۰۱۱).

به طور کلی روان شناسی شناختی، مطالعه چگونگی پردازش اطلاعات توسط مغز انسان در مورد فرآیندهای ذهنی است که با به‌کارگیری از دانش و تجربیات کسب شده از احساس ما سـر و کار دارد (اسـگیت و همکاران، ۲۰۰۵). اسـتنبرگ (۲۰۰۹)، آن را به عنوان مطالعه چگونگی درک، یادگیری، به خاطرسـپاری و تفکر در مورد اطلاعات معرفی کرده اسـت. به طور خلاصـه روان‌شـناسـی شـناختی، علمی اسـت که چگونگی سـازمان یافتن ذهن و روان، چگونگی به وجود آمدن تفکر هوشـمندانه و چگونگی پدیدار شـدن فرآیندهای تفکر که در ذهن اتفاق می‌افتند را تحلیل می‌کند (اندرسون، ۲۰۰۷).

سوگیری شناختی، نخستین بار در دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ توسط کاهنمان و تورسکی مطرح گردید. سوگیری شناختی از فعالیت‌های ذهنی ناخودآگاه در پردازش اطلاعات، که در هر فرد به صـورت ذاتی اسـت، نتیجه می‌شـود. سـوگیری شـناختی هم‌چنین می‌تواند از خطاهای ذهنی

افراد به کمک استراتژی پردازش اطلاعات ساده شده به وجود آید (هیور، ۱۹۹۹). چاروپات و دویس (۲۰۰۳)، سوگیری شناختی را به عنوان اصطلاحی برای همه تحریفات در ذهن انسان که به سختی قابل جلوگیری است، معرفی نموده‌اند. بطوریکه فرد در هنگام تصمیم‌گیری منجر به ادراک یا قضاوتی می‌شود که به طور سیستماتیک از واقعیت فاصله می‌گیرد. این سوگیری‌ها، "میانبرذهنی" یا "قاعده سرانگشتی" هستند که کارهای پیچیده را به عملیات قضاوتی ساده‌تر تبدیل می‌کنند و افراد را قادر می‌سازند که در شرایط عدم وجود اطلاعات پیشگویانه، قابل اتکا و کامل، به کمک داده‌های کم و غیر قابل اتکایی که در دسترس دارند به پیش‌بینی و نتیجه‌گیری بپردازند (تیلور، ۱۹۸۲).

سوگیری‌ها معمولا به طور ناخودآگاه و اتوماتیک به‌کارگرفته می‌شوند و بدون اینکه افراد از اثر و وجود آن‌ها آگاه باشند، اتفاق می‌افتند (مک کری و همکاران، ۲۰۰۲). سوگیری‌ها درهمه جنبه‌های زندگی رخ می‌دهند (پیاتلی و پالامارینی، ۱۹۹۴). همچنین آن‌ها در زندگی روزمره می‌توانند به صورت ناخودآگاه جایگزین محاسبات ریاضی پیچیده شوند. به‌طور مثال، زمانی که توپی که درحال پرتاب به زمین است را دریافت می‌کنیم، به جای محاسبه شفاهی معادله سهمی و محاسبه چرخش توپ، به طور ناخواسته از سوگیری‌های شناختی ساده‌ای که ما را قادر می‌سازد بدون هیچ محاسبه‌ای توپ را دریافت کنیم، استفاده می‌نماییم (گیگرنزر، ۲۰۰۸). برهمین اساس قضاوت‌های افراد در زندگی، اغلب به جای روش‌های مرسوم تجزیه و تحلیل، متکی به سوگیری‌های شناختی یشان است (گرینگ و زیمباردو، ۲۰۰۸). این مساله در تحقیق کلینمان و همکاران (۲۰۱۰) نیز تایید شد. ایشان، اثر عوامل شناختی را روی عملکرد و استقلال حسابرسان مورد بررسی قرار دادند. به عقیده آنان، یکی از عواملی که ممکن است قضاوت‌ها و استقلال حسابرسان را تحت تأثیر قرار دهد توانایی‌های حسابرسان است که این توانایی ممکن است در شرایط و زمان‌های مختلف، متفاوت باشد. عامل دیگر ابتکارات شناختی حسابرسان است. آنان پس از بررسی ابتکارات و سوگیری‌های شناختی از قبیل ابتکارات چهارچوب بندی، هاله ای، دسترسی، محافظه کاری و سایر عوامل شناختی، به این نتیجه رسیدند که سوگیری‌ها و ابتکارات شناختی بر تصمیمات و قضاوت‌های حسابرسان تأثیر می‌گذارند. این یافته‌ها همراستا با تحقیق جلیلی و مشیری (۱۳۹۲)، با عنوان "ابتکارات ذهنی در به‌کارگیری رویه‌های حسابداری مدیریت"، است. ایشان در مقاله خود، اثر سوگیری‌های

سازگارگرایی، ابهام‌گریزی، شکل‌گرایی و حسابگری ذهنی را روی صحت و دقت قضاوت های مدیران در بودجه‌بندی و ارزیابی عملکرد مورد بررسی قرار دادند. آنان با جمع‌آوری ۱۵۰ نمونه از طریق پرسشنامه و به‌کارگیری از شیوه مدل‌سازی معادلات ساختاری، به این نتیجه رسیدند که میان سوگیری‌های سازگارگرایی، شکل‌گرایی، حسابگری ذهنی و کارکرد تکنیک‌های حسابداری مدیریت رابطه معکوس معناداری وجود دارد و بین سوگیری ابهام‌گریزی و کارکرد تکنیک‌ها رابطه معناداری وجود ندارد. همچنین نتایج حاصل از تحقیق آنان نشان می‌دهد که مدیران هنگام بودجه‌بندی تنها اطلاعاتی را مورد توجه قرار می‌دهند که از روش پیش انتخاب شده تبعیت می‌کند و این دیدگاهی ناقص یا نادرست درمورد واقعیت موجود ایجاد می‌کند. درنتیجه مدیران قادر نخواهند بود شواهد موجود را به طور کاملا عینی درک کنند. لذا مستعد انجام خطا در محاسبات خود هستند.

هندیزی و همکاران (۲۰۱۷)، نیزدرمقاله‌ای با عنوان "اثرات ابتکار اتکا و تعدیل بر قضاوت‌های حسابرسی"، قضاوت‌های ۱۰۳ حسابرس مستقل کشور سوئیس را به کمک روش آزمایش تجربی و به صورت تصادفی مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. از این میان ۸۵ پاسخ مورد قبول واقع شد. ۱۹ درصد از شرکت‌کنندگان زن و مابقی مرد بودند. آنان پس از بررسی سوگیری‌های اتکا و تعدیل، نمایندگی و دسترسی به این نتیجه رسیدند که در قضاوت‌های حسابرسان ابتکار اتکا و تعدیل وجود دارد. آنان علاوه بر بررسی اثر ابتکار اتکا و تعدیل بر قضاوت‌های حسابرسان، به بررسی اثر اندازه شرکت‌های حسابرسی، تجربه کاری و دانش حسابرسی رفتاری بر این سوگیری‌ها پرداختند. مطابق انتظارات آنان، اندازه شرکت حسابرسی روی قضاوت‌های حسابرس تأثیر می‌گذارد. مطابق یافته‌ها، حسابرسان چهار شرکت حسابرسی بزرگ دنیا در قضاوت‌های خود دارای سوگیری کمتری می‌باشند. همچنین یافته‌های آنان نشان می‌دهد حسابرسان دارای تجربه کاری کمتر، بیشتر مستعد این ابتکارات می‌باشند و در نهایت، برخورداری از دانش کافی در مورد ابتکارات اتکا و رفتارگرایی می‌تواند از بروز این ابتکارات جلوگیری کند.

بعدها، رهنما و همکاران (۱۳۹۵) هم در تحقیقی با عنوان" تأثیر سوگیری‌های روان‌شناختی بر تردید حرفه‌ای حسابر سی"، تأثیر سه سوگیری روان شناختی فردی اطمینان بیش از اندازه، نقطه اتکا و در دسترس بودن بر تردید حسابرسی را از طریق توزیع ۳۵۰ پرسشنامه میان

حسابرسان شاغل در سازمان حسابرسی و موسسات حسابرسی خصوصی مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از تحقیق آنان بیانگر تأثیر منفی سه سوگیری بر تردید حرفه‌ای حسابرسی است. به گونه‌ای که آنان با بررسی سوگیری اطمینان بیش از اندازه حسابرس نشان دادند که حسابرسان توانایی‌های خود برای انجام فرآیند حسابرسی را به گونه‌ای مناسب ارزیابی نمی‌کنند که این امر باعث می‌شود سطح مناسبی از تردید حرفه‌ای را اعمال نکنند. نتایج بررسی سوگیری نقطه اتکا نشان داد که حسابرسان نمی‌توانند به گونه‌ای مناسب و به میزان کافی اطلاعات اولیه‌ای که با آن مواجه می‌شوند را تعدیل کنند و در دام سوگیری نقطه اتکا می‌افتند. نتایج بررسی آنان در خصوص سوگیری در دسترس بودن نیز نشان می‌دهد که حسابرسان تحت تأثیر اطلاعاتی قرار می‌گیرند که به راحتی قابل یادآوری و دستیابی است و این موضوع ممکن است به طور ناخودآگاه بر برآوردها، ارزیابی احتمالات و سایر قضاوت‌های حرفه ای آنان تأثیر بگذارد. این یافته‌ها هم در راستای یافته‌های تحقیق ابراهیمی و اسماعیل زاده (۱۳۹۴) بود که با عنوان"سوگیری‌های شناختی در قضاوت حرفه‌ای" انجام شده بود و به بررسی اثر سوگیری‌های شناختی مختلفی همچون سوگیری‌های تایید، دسترسی پذیری، مشابهت، تکیه گاهی و تعدیل، عدم اطمینان‌گریزی، چهارچوب‌بندی، هاله‌ای، اجماع غلط و پیامد بر قضاوت حسابرسان پرداخته بودند. ایشان معتقدند یک قضاوت، خود مستلزم یک فرآیند منظم است که این فرآیند متاثر از سوگیری‌های شناختی است و این سوگیری‌های شناختی می‌تواند در فرآیند تصمیم‌گیری همه حسابرسات تأثیر منفی بگذارد.

نتایج تحقیق کردستانی و مرتضوی (۱۳۹۱) با عنوان "بررسی تأثیر تصمیمات سنجیده مدیران بر چسبندگی هزینه" نیز همراستا با نتایج تحقیقات فوق الذکر است. ایشان پس از بررسی ۱۸۶ شرکت در طول سال‌های ۸۰ تا ۸۸ به این نتیجه رسیدند که انتظار افزایش فروش آتی توسط مدیریت موجب کاهش چسبندگی بهای تمام شده فروش می‌شود و هرچه این خوش‌بینی بیشتر باشد چسبندگی بهای تمام شده فروش بیشتر کاهش می‌یابد. اما خوش‌بینی مدیریت، چسبندگی هزینه‌های فروش، عمومی و اداری را افزایش می‌دهد و چسبندگی این هزینه‌ها درصورت خوش‌بینی زیاد مدیریت، بیشتر از حالت خوش‌بینی کم است.

از سوی دیگر، پژوهش‌های روان‌شناختی روی یادگیری احتمالی چندنشانه‌ای، نشان داده است که روابط خطی بهتر از روابط غیرخطی درک می شوند (شیتس و میلر، ۱۹۷۴و برهمر و همکاران، ۱۹۷۴). همچنین برآوردها زمانی که روابط مستقیم وجود دارد نسبت به زمانی که روابط معکوس وجود دارد، دقت بیشتری خواهند داشت (برهمر، ۱۹۷۱و اسلویک، ۱۹۷۴).

مطابق تحقیق ویا (۲۰۱۲)، در شرایطی که تغییرات هزینه‌ها متقارن است، روابط میان هزینه‌ها و درآمد به‌صورت روابط خطی کامل است. لازم به ذکر است تقارن هزینه زمانی رخ می‌دهد که بزرگی افزایش در هزینه‌ها در نتیجه افزایش در حجم فعالیت، متناسب با بزرگی کاهش در هزینه‌ها در نتیجه همان مقدار کاهش در حجم فعالیت باشد. درواقع تقارن هزینه نشان می‌دهد هزینه‌ها به تناسب تغییرات در حجم فعالیت تغییر می‌کنند.

اما زمانی که بزرگی افزایش در هزینه‌ها در نتیجه افزایش در حجم فعالیت، بیشتر از بزرگی کاهش در هزینه‌ها در نتیجه همان مقدار کاهش در حجم فعالیت باشد، رفتار هزینه نامقارن است و به عبارت دیگر چسبندگی هزینه وجود دارد. در چنین شرایطی که رفتار هزینه‌ها نامتقارن است، شیب نمودار درآمد–هزینه در ابتدا پایین و سپس در حال افزایش است که این موضوع وجود اختلال در خطی بودن را بیان می‌کند. انتظار بر این است که تغییر شیب در دامنه منفی (کاهش درآمد نسبت به دوره قبل)، توسط اکثریت افراد در نظر گرفته نشود. زیرا افراد، نتایج را از دامنه مثبت (افزایش درآمد نسبت به دوره قبل)، که از لحاظ شناختی قابل درک‌تر بوده ولی در طول شرایط ثابت است، استخراج می‌کنند. لذا با توجه به این ملاحظات، پیش‌بینی می‌شود که افراد به صورت ذهنی تغییرات متقارن هزینه را نسبت به تغییرات نامتقارن، صحیح‌تر شناسایی و برآورد کنند. بنابراین فرضیه اول تحقیق حاضر عبارت است از:

فرضیه اول: زمانی که هزینه‌ها به صورت متقارن کاهش یا افزایش می‌یابند، در مقایسه با زمانی که رفتار هزینه چسبنده است، قضاوت حسابداران دقیق‌تر است.

اورم و همکاران (۲۰۰۴)، در مقاله‌ای با عنوان "سوگیری‌های شناختی و رقم آخر قیمت چسبنده در بازار سهام"، با استفاده از داده‌های ۳۰ سهم داو جونز در بازه زمانی سه ماهه سال ۲۰۰۱، به بررسی این موضوع پرداختند که آیا برخی از سوگیری‌های مشاهده شده در ادبیات قیمت‌گذاری با پردازش اطلاعات عددی که افراد در مبادله سهام به‌کار می‌برند مرتبط است یا خیر؟ آنان با استفاده از داده‌های بازار سهام نیویورک به این نتیجه رسیدند که زمانی که عدد

قیمت‌ها به صفر یا پنج ختم می‌شود، سرمایه‌گذاران آسان‌تر تصمیم‌گیری می‌نمایند. همچنین با توجه به اولویت‌های انسانی شناخته شده در خصوص رند نمودن، تعداد مبادلات سهامی که قیمت‌شان به صفر ختم می شود، نسبت به قیمت‌هایی که به پنج ختم می شود، بیشتر است. این سوگیری شناختی به گونه‌ای است که محدود به سرمایه‌گذاران خرد نمی‌شود بلکه سرمایه‌گذاران نهادی را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد. از سوی دیگر، ویا (۲۰۱۲)، معتقد است زمانی که داده‌ها بصورت درصدی (بجای رقم عددی) ارائه می‌شوند، "بارشناختی" کاهش می‌یابد و تلاش‌های فرد بر درک ارتباط میان متغیرها محدود خواهد شد. "بارشناختی، یک سازه چند بعدی است و نشان‌دهنده باری است که انجام یک تکلیف خاص بر روی سیستم شناختی وارد می‌سازد. پاس و مرینبور (۱۹۹۳)، این سازه را متشکل از عوامل علی، عوامل ارزیابی موثر بر بار شناختی و عوامل تحت تأثیر بارشناختی دانستند. عوامل علی شامل ویژگی‌های محیطی تکلیف، ویژگی‌های آزمودنی و تعامل میان این دو می‌باشد. ویژگی‌های تکلیف، ساختار، تازگی، نوع سیستم پاداش و فشارهای زمانی را دربرمی‌گیرد. ویژگی‌های آزمودنی‌ها به عوامل نسبتا پایدار مربوط است. یعنی عواملی که به طور ناگهانی در نتیجه تکلیف (محیط) از قبیل توانایی‌های شناختی، سبک و دانش قبلی آزمودنی تغییر نمی‌کنند. نهایتا، تعاملات متقابل میان آزمودنی و تکلیف می‌توانند از طریق عوامل نسبتا ناپایدار از قبیل ملاک‌های درونی عملکرد بهینه، انگیزش یا برانگیختگی، بر روی بار شناختی تأثیر بگذارد. " (زارع و عبداله زاده، ۱۳۹۳، ص۱۹۷). بر اساس بار شناختی متفاوت خواسته شده از افراد، انتظار بر این است که قضاوت‌ها زمانی که داده‌ها به صورت درصدی بیان می شوند نسبت به زمانی که به صورت مقادیر پولی بیان می‌شوند، دقیق‌تر باشند. لذا فرضیه دوم تحقیق به صورت ذیل بیان شده است:

فرضیه دوم: زمانی که داده‌ها به صورت درصدی بیان می‌شوند نسبت به زمانی که به صورت مقادیر پولی بیان می‌شوند، قضاوت حسابداران دقیق‌تر است.

در نهایت انتظار می‌رود اثر متقابلی میان درجه تقارن هزینه و نحوه ارائه اطلاعات مالی وجود داشته باشد. شناخت تغییرات نامتقارن هزینه‌ها مستلزم مطالعه دقیق‌تری روی تمام نشانه‌ها به منظور درک وقوع و میزان تغییرات در شیب نمودار درآمد- هزینه به هنگام افزایش و کاهش در درآمدها و هزینه‌ها است. در چنین شرایطی ارائه داده‌ها به صورت درصدی، به جای مقادیر

پولی، این امکان را به وجود می‌آورد که نتایج دقیق‌تری از داده‌ها استخراج شود. با این وجود، درمیان درجه‌های مختلف تقارن، از کمترین درجه تا بیشترین آن، ارائه اطلاعات به صورت پولی در مقایسه با ارائه آن به صورت درصدی دقیق‌تر است (ویا، ۲۰۱۲). این ملاحظات به صورت فرضیه زیر قابل بررسی است:

فرضیه سوم: ارائه اطلاعات درصدی، در زمانی که چسبندگی هزینه وجود دارد بیشتر باعث افزایش دقت قضاوت حسابداران می‌شود تا زمانی که تقارن هزینه وجود دارد.

روش پژوهش

این پژوهش دارای رویکردی طبیعت‌گرایانه است و هدف آن کاربردی است. ازلحاظ ماهیت داده‌ها آن از نوع کمّی و روش شناخت آن توصیفی و از نوع پیمایشی است. نوع استدلال آن استقرایی و از لحاظ طول مدت زمان مقطعی بوده و در سال ۱۳۹۵ انجام شده است. روش جمع‌آوری اطلاعات آن کتابخانه‌ای و از طریق پرسشنامه می‌باشد. پایایی پرسشنامه با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ سنجیده می‌شود که مقدار آن ۰/۸۸۱ بوده است و با توجه به اینکه مقداری بالاتر از ۰/۷ است، نشان‌دهنده اعتبار پرسشنامه و برداشت فکری مناسب و یکسان پاسخگویان از محتوای متغیرهای مربوط به پرسشنامه است. این پرسشنامه با بهره‌گیری از پرسشنامه به کار رفته توسط دالاویا (۲۰۱۲) و نیز با بهره گیری از شاخص شیوه شناختی آلینسون و هایس (۱۹۹۶)، ارائه شده است. لذا روایی آن قبلا تایید شده است.

بخش اول پرسشنامه، اطلاعات مرتبط با جمعیت‌شناسی پاسخ‌دهندگان را مورد ارزیابی قرار می‌دهد. بخش دوم پرسشنامه شامل ۲ نوع جدول می‌باشد که برای سنجش میزان دقت قضاوت افراد به‌کارگرفته شده است که عبارتند از: جدول پایه (یادگیری) و جدول قضاوت.

دانشجویان، پس از مطالعه جداول پایه (یادگیری) و درک روابط میان تغییرات هزینه و درآمدها، ملزم به تکمیل نمودن جداول قضاوت می‌باشند. لازم به ذکر است که به نیمی از افراد جداول با مقادیر پولی و نیمی دیگر جداول را با مقادیر درصدی دریافت می‌نمایند. در واقع محتوای اطلاعات ارائه شده به افراد یکسان لیکن نحوه ارائه آن متفاوت می‌باشد. جنسیت به عنوان یک متغیر مصنوعی در نظر گرفته می‌شود به طوریکه زن=۱ و مرد=۲ است.

داده‌ها پس از انجام پردازش‌های اولیه در نرم‌افزار Excel، به وسیله نرم‌افزار آماری SPSS نسخه ۲۲ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. برای آزمون فرضیه‌ها از تحلیل واریانس یک‌سویه استفاده شده است.

متغیرهای تحقیق و نحوه اندازه‌گیری آن‌ها

متغیر مستقل تحقیق در فرضیه ۱ الی ۳، رفتار هزینه (متقارن یا چسبندگی هزینه) و نیز نحوه ارائه اطلاعات مالی (درصدی یا مقداری-پولی) می‌باشند. متغیر وابسته این تحقیق، دقت قضاوت حسابداران در پیش بینی هزینه‌های سال بعد (۱۳۹۶) با استفاده از روابط درک شده میان هزینه‌ها و درآمدهای سال قبل (۱۳۹۵) است که با عنوان "جدول یادگیری" در اختیار آن‌ها قرار گرفته است. جدول یادگیری که در نگاره (۱) نشان داده شده است، در حقیقت الگویی بوده برای تشخیص رفتار هزینه با توجه به روابط بین درآمدها و هزینه‌ها که انتظار می‌رود دانشجویان با کشف این رفتار و رابطه‌ها، به پیش بینی هزینه‌های سال ۱۳۹۶ درستون آخر جدول قضاوت (نگاره ۲) بپردازند. هرچه جواب‌های نوشته شده درستون آخر نگاره (۲)، به عدد صحیح نزدیکتر باشد، دقت قضاوت (رقم پیش بینی شده هزینه) بالاتر است. البته اگر بخواهیم بصورت دقیق تر نحوه اندازه گیری دقت قضاوت را در این تحقیق شرح دهیم، این پارامتر مبین میزان دقت در پیش‌بینی‌های هزینه توسط حسابداران با توجه به درک صحیح روابط میان هزینه‌ها و درآمدهای داده شده می‌باشد که به کمک شاخص دقت (Accuracy score) که فرمول آن در ادامه نوشته شده است، سنجیده می‌شود. بالا بودن میزان شاخص دقت نشان‌دهنده پایین بودن میزان دقت است.

$$\text{Accuracy score} = \sum_{i=1}^{10} (prediction\ of\ the\ participant - OLS\ prediction)^2$$

که در آن:

Prediction of the participants: پیش بینی‌های افراد

OLS prediction :پیش‌بینی به روش حداقل مربعات معمولی

نگاره (۱): جدول یادگیری الگوی رفتار هزینه در وضعیت متقارن بودن هزینه

درآمد سال ۱۳۹۵	درآمد سال ۱۳۹۶	هزینه‌های اداری، عمومی و فروش ۱۳۹۵	هزینه‌های اداری، عمومی و فروش ۱۳۹۶
۴،۴۵۸،۰۶۸	۵،۱۱۱،۹۴۵	۱،۳۲۴،۸۱۱	۱،۴۹۷،۰۳۷
۵،۹۹۵،۵۷۳	۷،۳۷۰،۲۲۹	۱،۶۴۷،۲۳۵	۱،۹۷۶،۶۸۱
۳،۱۴۱،۱۶۵	۳،۷۶۴،۴۰۶	۹۱۴،۰۱۷	۱،۰۷۸،۵۳۹
۶،۸۱۹،۸۷۳	۷،۲۲۰،۷۷۵	۲،۰۹۴،۳۸۹	۲،۱۵۷،۲۲۱
۴،۲۸۲،۸۹۳	۴،۸۱۹،۷۰۲	۱،۲۶۴،۹۷۶	۱،۳۹۱،۴۷۴
۴،۷۹۷،۳۳۵	۳،۶۹۶،۲۴۶	۱،۴۹۸،۸۰۵	۱،۱۸۴،۰۵۶
۲،۸۱۰،۱۸۵	۲،۲۵۲،۸۴۱	۸۱۹،۵۰۷	۶۸۰،۱۹۱
۵،۱۴۲،۳۰۳	۴،۴۶۷،۲۷۰	۱،۵۴۷،۱۸۵	۱،۳۷۶،۹۹۵
۵،۹۰۸،۵۷۱	۵،۶۳۶،۷۷۰	۱،۷۵۱،۳۴۹	۱،۶۹۸،۸۰۹
۵،۲۷۰،۲۸۴	۳،۶۶۷،۵۳۷	۱،۵۳۳،۸۸۸	۱،۱۳۵،۰۷۷

مشابه نگاره (۱)، جداولی هم با داده‌های درصدی و نیز اعدادی که مبین رفتار چسبنده هزینه بودند نیز طراحی و به دانشجویان داده شد و مجدد از آن‌ها خواسته شد تا به پیش بینی هزینه‌ها بپردازند تا بدین ترتیب بتوان دقت قضاوت ایشان را در حالت‌های مختلف اعم از زمانی که داده‌ها مقداری هستند (مشابه نگاره۱) و زمانی که داده‌ها بصورت درصدی هستند و نیز در حالتی که رفتار هزینه متقارن است وحالتی که رفتار هزینه چسبنده است، مشخص شود.

نگاره (۲): جدول قضاوت دانشجویان در وضعیت متقارن بودن هزینه

درآمد سال ۱۳۹۵	درآمد سال ۱۳۹۶	هزینه‌های اداری، عمومی و فروش ۱۳۹۵	هزینه‌های اداری، عمومی و فروش ۱۳۹۶
۳،۶۰۲،۳۷۱	۴،۰۵۳،۶۸۶	۱،۰۹۵،۱۸۴	
۴،۷۹۹،۷۰۶	۵،۷۹۸،۸۵۰	۱،۴۴۸،۹۷۹	
۴،۶۴۷،۷۳۶	۵،۰۶۷،۰۳۶	۱،۳۶۶،۶۴۸	
۶،۹۷۴،۷۷۱	۹،۰۱۴،۶۰۶	۲،۰۴۳،۴۷۹	
۲،۶۱۶،۳۷۹	۳،۰۴۶،۸۰۸	۸۲۴،۷۹۲	
۴،۲۱۶،۷۸۵	۳،۰۷۰،۶۸۸	۱،۲۹۲،۳۹۵	
۳،۷۳۹،۶۱۴	۲،۴۲۴،۰۷۳	۱،۰۶۹،۳۰۹	
۴،۴۹۴،۵۴۴	۲،۴۳۸،۸۲۵	۱،۳۴۱،۱۴۵	
۵،۶۰۸،۰۱۳	۴،۳۳۲،۱۷۷	۱،۶۷۰،۸۶۷	
۴،۸۹۷،۰۴۹	۴،۱۸۴،۶۷۵	۱،۳۷۱،۰۶۶	

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری این تحقیق، دانشجویان کار شنا سی ار شد کلیه گرایش‌های ر شته حسابداری (اعم از حسابداری، حسابر سی و حسابداری مدیریت) دانشگاه‌های دولتی سطح شهر تهران شامل دانشگاه خوارزمی، تهران، تربیت مدرس، علامه طباطبایی، الزهرا و شهید بهشتی ورودی سال ۱۳۹۵ است که با توجه به دفترچه انتخاب رشته سازمان سنجش و آموزش کشور در مجموع شامل ۱۷۱ نفر می‌باشند. در این پژوهش با توجه به مشخص بودن حجم جامعه، برای تعیین حجم نمونه از فرمول کوکران بهره گرفته می‌شود.

$$n = \frac{\frac{1/96^2 * 0.5 * 0.5}{0.05^2} - 1}{1 + \frac{1}{171}\left(\frac{1/96^2 * 0.5 * 0.5}{0.05^2} - 1\right)} = \frac{118}{54} \approx 119$$

لذا حجم نمونه عبارت است از ۱۱۹ نفر و با توجه به اینکه در این تحقیق برای جمع‌آوری داده‌ها به دو گروه با اعضای یکسان نیاز است، برای جمع‌آوری داده‌ها از نمونه‌ای متشکل از ۱۲۰ نفر استفاده شده است. روش نمونه گیری احتمالی و از نوع تصادفی ساده می‌باشد.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

۱۲۰ نفر پاسخ دهندگان به پرسش نامه این تحقیق شامل ۷۱ نفر زن (۵۸/۲ درصد) و ۶۹ نفر مرد (۴۰/۸ درصد) می‌باشند. با توجه به نگاره شماره (۳) مشاهده می شود متوسط معدل برای گروه نمونه ۱۷/۰۲ بوده است، کمترین معدل ۱۳ و بیشترین معدل ۲۰ بوده است، برای تجربه کاری بیشترین میزان تجربه کاری ۱۷ سال و حداقل تجربه کاری ۶ ماه بوده است، متوسط تجربه کاری ۲/۷۹۸ سال بوده است.

نگاره (۳): آمار توصیفی مربوط به جمعیت شناختی نمونه آماری تحقیق

	تعداد	حداقل	حداکثر	میانگین	انحراف معیار
معدل	۱۲۰	۱۳	۲۰	۱۷/۰۲۳	۱/۴۷۷
تجربه کاری	۱۲۰	۰/۵	۱۷	۲/۷۹۸	۲/۶۴۶

نگاره (۴) نیز شاخص‌های آمار توصیفی برای دقت قضاوت را که در پرسشنامه تحقیق مورد سوال قرار گرفته، نشان می‌دهد. از آنجا که میزان چولگی شاخص دقت درصدی معادل ۱/۸۴۸ و میزان کشیدگی آن معادل ۱/۵۶۳ می‌با شد و با توجه به اینکه این مقادیر در بازه ۲- تا ۲ قرار می‌گیرند، می‌توان گفت که توزیع شاخص‌های دقت درصدی نرمال است. همچنین با توجه به اینکه میزان چولگی شاخص دقت مقداری تبدیل شده به درصدی معادل ۱/۰۵۹ و میزان کشیدگی آن معادل ۱/۰۶۲ می‌با شد و هردو مقدار در بازه ۲- تا۲ قرار دارند می‌توان گفت که توزیع شاخص‌های دقت مقداری تبدیل شده به درصدی، نرمال است.

نگاره (۴): شاخص‌های توصیفی برای متغیر دقت قضاوت

متغیرهای تحقیق	میانگین	میانه	انحراف معیار	شاخص‌های نرمالیتی		کمترین	بیشترین
				چولگی	کشیدگی		
شاخص دقت درصدی	۶۷۸/۱۳	۱۸۲/۹۱	۱۴۹۲/۲	۱/۸۴۸	۱/۵۶۳	۳/۸۴	۸۴۵۷/۵
شاخص دقت مقداری تبدیل شده به درصدی	۳۵۰۵۱/۶۹۷	۲۴۷۱/۷۳۵	۱۳۰۹۸۵/۷۸۶	۱/۰۵۹	۱/۰۶۲	۵۴۷۷۵۶۷۴۴۵	۱۰۶۴۶۶۷/۶

برای بررسی نرمال بودن توزیع نمرات، از آزمون کولموگروف-اسمیرنوف استفاده می‌شود. نتایج این آزمون در نگاره (۴) آمده ا ست. همانطور که در نگاره شماره (۵) مشاهده می شود، چون مقدار سطح معنی‌داری در هر دو متغیر بالاتر از مقدار خطای ۰/۰۵ می‌باشد، پس داده‌ها نرمال می‌باشند.

نگاره (۵): نتایج آزمون کولموگروف اسمیرنوف

متغیرهای تحقیق	Sig	Z
شاخص دقت درصدی	۰/۳۳۷	۰/۱۹
شاخص دقت مقداری تبدیل شده به درصدی	۰/۲۸۷	۰/۱۶

آزمون فرضیه‌های تحقیق

فرضیه اول: زمانی که هزینه‌ها به صورت متقارن کاهش یا افزایش یابند، در مقایسه با زمانی که رفتار هزینه چسبنده باشد، قضاوت حسابداران دقیق‌تر است.

H0: دقت قضاوت حسابداران زمانی که هزینه‌ها به صورت متقارن کاهش یا افزایش یابند، در مقایسه با زمانی که رفتار هزینه چسبنده باشد، تفاوت معناداری ندارد.

H1: دقت قضاوت حسابداران زمانی که هزینه‌ها به صورت متقارن کاهش یا افزایش یابند، در مقایسه با زمانی که رفتار هزینه چسبنده باشد، تفاوت معناداری دارد.

برای بررسی این فرضیه از آزمون تحلیل واریانس استفاده می‌شود تا وجود تفاوت میان دقت قضاوت حسابداران مشخص گردد. همانطور که در ردیف اول نگاره ۶ مشاهده می‌شود، با توجه به مقدار سطح معنی‌داری که کمتر از مقدار خطای ۰/۰۵ می‌باشد، همچنین با توجه به نسبت فیشر (F=۱۰/۹۴۵)، فرض صفر رد می شود. به عبارت دیگر دقت قضاوت حسابداران زمانی که هزینه‌ها به صورت متقارن کاهش یا افزایش یابند، در مقایسه با زمانی که رفتار هزینه چسبنده باشد، تفاوت معناداری دارد. برای اینکه نوع این تفاوت مشخص شود به نگاره (۷) نیاز است که مقادیر میانگین دقت قضاوت افراد را زمانی که هزینه‌ها به صورت متقارن کاهش یا افزایش می‌یابند، در مقایسه با زمانی که رفتار هزینه چسبنده است، نشان می‌دهد.

نگاره (۶): نتیجه آزمون تحلیل واریانس

منبع تغییرات	مجموع مجذورات	درجه آزادی	میانگین مجذورات	F	سطح معناداری	اندازه اثر
بین گروهی	۲۲۴۹۳۳۵۴/۴۲	۱	۲۲۴۹۳۳۵۴/۴۲	۱۰/۹۴۵	۰/۰۰۱	۱٪ .۲۹
خطا	۲۴۲۵۰۸۹۳۲/۵	۱۱۸	۲۰۵۵۱۶۰/۴۴۵			
مجموع	۲۶۵۰۰۲۲۸۶/۹	۱۱۹				

همانطورکه در نگاره (۷) مشاهده می‌شود، مقدار میانگین دقت قضاوت افراد زمانی که هزینه‌ها به صورت متقارن کاهش یا افزایش می‌یابند، در مقایسه با زمانی که رفتار هزینه چسبنده است، بیشتر است. لذا فرضیه اول در سطح اطمینان ۹۵٪ تایید می‌شود.

نگاره (۷): میانگین شاخص دقت قضاوت حسابداران به تفکیک نوع رفتار هزینه (متقارن یا چسبنده)

گروه	میانگین دقت قضاوت حسابداران	انحراف معیار
متقارن	۲۴۵/۱۸۴۷	۴۶۶/۴۲۷۷
چسبنده	۱۱۱۱/۰۸۲۲	۱۹۷۳/۰۰۹۴

فرضیه دوم: زمانی که داده‌ها به صورت درصدی بیان می‌شوند نسبت به زمانی که به صورت مقادیر پولی بیان می‌شوند، قضاوت حسابداران دقیق‌تر است.

H0: دقت قضاوت حسابداران زمانی که داده‌ها به صورت در صدی بیان می شوند نسبت به زمانی که به صورت مقادیر پولی بیان می‌شوند، تفاوت معناداری ندارد.

H1: دقت قضاوت حسابداران زمانی که داده‌ها به صورت در صدی بیان می شوند نسبت به زمانی که به صورت مقادیر پولی بیان می‌شوند، تفاوت معناداری دارد.

برای بررسی این فرضیه از آزمون تحلیل واریانس استفاده شده است. همانطور که در ردیف اول نگاره (۸) مشاهده می‌شود، با توجه به مقدار سطح معنی‌داری که کمتر از مقدار خطای ۰/۰۵ می‌باشد، همچنین با توجه به نسبت فیشر (F = ۸/۲۶۳)، فرض صفر رد می‌شود. به عبارت دیگر دقت قضاوت حسابداران، زمانی که داده‌ها به صورت در صدی بیان می شوند نسبت به زمانی که به صورت مقادیر پولی بیان می‌شوند، تفاوت معناداری دارد. برای اینکه نوع این تفاوت مشخص شود به نگاره (۹) نیاز است که میانگین دقت قضاوت حسابداران را به تفکیک نحوه ارائه اطلاعات (بصورت مقداری یا درصدی) نشان می‌دهد.

نگاره (۸): نتیجه‌ی آزمون تحلیل واریانس

منبع تغییرات	مجموع مجذورات	درجه آزادی	میانگین مجذورات	F	سطح معناداری	اندازه اثر
بین گروهی	۷۰۸۹۲۵۱۱۳۷۳/۸۴۱	۱	۷۰۸۹۲۵۱۱۳۷۳/۸۴۱	۸/۲۶۳	۰/۰۰۴	۳/. .۱۸
خطا	۲۰۴۱۹۸۰۸۶۶۵۳۳/۲۷۰	۲۳۸	۸۵۷۹۷۵۱۵۴۰/۰۵۶			
مجموع	۲۱۸۹۴۷۰۶۲۳۷۳۱/۴۴	۲۴۰				

همانطور که در نگاره (۹) مشهود است، مقادیر میانگین دقت قضاوت حسابداران زمانی که داده‌ها به صورت درصدی بیان می‌شوند، در مقایسه با زمانی به صورت مقداری بیان می‌شوند، قضاوت حسابداران دقیق‌تر است و فرضیه دوم در سطح اطمینان ۹۵٪ تایید می‌شود.

نگاره (۹): میانگین شاخص دقت قضاوت حسابداران به تفکیک نحوه ارائه اطلاعات (مقداری یا درصدی)

گروه	میانگین دقت قضاوت حسابداران	انحراف معیار
مقداری	۶۷۸/۱۳۳	۱۴۹۲/۲۸۳
درصدی	۳۵۰/۵۱۶۹۷	۱۳۰۹/۸۵۷۸۶

فرضیه سوم: ارائه اطلاعات درصدی، در زمانی که چسبندگی هزینه وجود دارد بیشتر باعث افزایش دقت قضاوت حسابداران می‌شود، تا زمانی که تقارن هزینه وجود دارد.

H0: در ارائه اطلاعات درصدی، دقت قضاوت حسابداران در زمانی که چسبندگی هزینه وجود دارد در مقایسه با زمانی که تقارن هزینه است، تفاوت معناداری ندارد.

H1: در ارائه اطلاعات درصدی، دقت قضاوت حسابداران در زمانی که چسبندگی هزینه وجود دارد در مقایسه با زمانی که تقارن هزینه است، تفاوت معناداری دارد.

برای بررسی این فرضیه از آزمون تحلیل واریانس استفاده می‌شود. همانطور که در ردیف دوم نگاره (۱۰)، مشاهده می‌شود با توجه به مقدار سطح معنی‌داری که کمتر از مقدار خطای ۰/۰۵ می‌باشد، همچنین با توجه به نسبت فیشر (F = ۸/۲۲۹)، فرض صفر رد می‌شود. به عبارت دیگر، در زمانی که چسبندگی هزینه وجود دارد در مقایسه با زمانی که تقارن هزینه است، دقت قضاوت حسابداران با استفاده از اطلاعات درصدی در مقایسه با اطلاعات بصورت مقادیر پولی، تفاوت معناداری دارد. برای اینکه نوع این تفاوت مشخص شود به نگاره (۱۱) نیاز است که میانگین دقت قضاوت حسابداران را به تفکیک نحوه ارائه اطلاعات (بصورت مقداری یا درصدی) با توجه به تفاوت رفتاری هزینه نشان می‌دهد.

نگاره (۱۰): نتیجه‌ی آزمون تحلیل کوواریانس

منبع تغییرات	مجموع مجذورات	درجه آزادی	میانگین مجذورات	F	سطح معناداری	اندازه اثر
گروه (درصدی-پولی)	۲۹۸۷۹۸۹۶۶/۲	۱	۲۹۸۷۹۸۹۶۶/۲	۰/۰۳۵	۰/۸۵۲	۰
کنترل (چسبنده-متقارن)	۷۰۸۹۲۵۱۱۳۷۴	۱	۷۰۸۹۲۵۱۱۳۷۴	۸/۲۲۹	۰/۰۰۴	۰/۱۸۴
خطا	۲۰۴۱۶۸۰۰۰۰۰۰	۲۳۷	۸۶۱۴۶۹۲۲۶۸			
مجموع	۲۱۱۲۸۷۰۰۰۰۰۰	۲۳۹				

مطابق نگاره (۱۰)، مقادیر میانگین شاخص دقت قضاوت افراد در حالت چسبندگی قیمت، زمانی که اطلاعات به صورت درصدی بیان می‌شوند، در مقایسه با زمانی که رفتار هزینه تقارن داشته باشد، دقت قضاوت حسابداران بیشتر است و فرضیه سوم در سطح اطمینان ۹۵٪ تایید می‌شود.

نگاره (۱۱): میانگین شاخص دقت قضاوت حسابداران به تفکیک نحوه ارائه اطلاعات (مقداری یا درصدی) با توجه به رفتار هزینه

گروه	میانگین دقت قضاوت حسابداران	انحراف معیار
مقداری	۶۷۸/۱۳۳	۱۴۹۲/۲۸۳
درصدی	۳۵۰/۵۱۶۹۷	۱۳۰۹/۸۵۷۸۶

بحث و نتیجه‌گیری

ویژگی‌های رفتاری افراد و ارتباط آنان با تصمیمات هزینه، روی تخمین‌ها در خصوص رفتار هزینه تأثیر می‌گذارد به‌طوری‌که سوگیری‌های شناختی افراد می‌تواند منجر به ایجاد خطا در تصمیم‌گیری توسط آنان و انحراف از تصمیمات درست و بهینه شوند. اشراف بر این سوگیری‌ها باعث می‌شود که افراد در صورت مواجهه با سوگیری‌های مذکور بتوانند به خوبی واکنش نشان داده و تصمیمات منطقی‌تری را اتخاذ نمایند. در این راستا سعی شد تصویری از مفهوم سوگیری شناختی و اهمیت و نقش آن در دقت قضاوت‌های حسابداران در خصوص شناخت چسبندگی هزینه، در این تحقیق ارائه شود.

در این تحقیق تلاش شد به بررسی تأثیر سوگیری شناختی حسابداران بر شناخت چسبندگی هزینه پرداخته شود. در مجموع می‌توان چنین اظهار کرد: تفاوت در نحوه ارائه اطلاعات مالی

و نیز تفاوت در شدت تقارن هزینه‌ها می‌تواند سوگیری‌های شناختی مختلفی از قبیل سوگیری دسترسی، زیان‌گریزی، چهارچوب‌بندی و غیره را به وجود آورد و روی دقت قضاوت افراد تأثیرگذار باشد. به طور کلی نتایج بدست آمده از پژوهش حاضر با نتایج حاصل از تحقیقات شیتس و میلر (۱۹۷۴)، و برهمر و همکاران (۱۹۷۴)، که نشان می‌دهد روابط خطی بهتر از روابط غیر خطی درک می‌شوند، تحقیق ونزکی و برگار (۱۹۸۸) و فوسیون و آبراهامسون (۲۰۰۵)، که نشان می‌دهد تکنیک‌های ذهنی به کاررفته در حل محاسبات پیچیده‌تر توسط افراد منجر به پیش‌بینی‌های نادرست می‌شود، و همچنین برهمر (۱۹۷۱) و اسلویک (۱۹۷۴)، مبنی بر اینکه برآوردها زمانی که روابط مستقیم وجود دارد نسبت به زمانی که روابط معکوس وجود دارد، دقت بیشتری خواهند داشت، و نیز گویلر (۱۹۴۶) و پارکرو لینهارت (۱۹۹۵) که نشان می‌دهد برخورداری از توانایی کار با درصدها و نسبت‌ها برای درک افزایش یا کاهش ارتباط میان داده‌ها ضروری است، ویا (۲۰۱۲)، که نشان می‌دهد افراد زمانی که هزینه‌ها به صورت متقارن تغییر می‌کنند نسبت به زمانی که چسبندگی هزینه وجود دارد را بهتر درک می‌کنند و همچنین ارائه اطلاعات یکسان با دو شیوه متفاوت درصدی و مقداری منجر به پیش‌بینی‌های متفاوت خواهد شد، چن و همکاران (۲۰۱۳)، گورس (۲۰۱۵)، حیدری (۱۳۹۳) و عبدلی و غلامی (۱۳۹۵)، مبنی بر اینکه بیش‌اطمینانی که یکی از فاکتورهای سوگیری شناختی است، بر تصمیمات چسبندگی هزینه تأثیر دارد وکونگو (۲۰۱۶) و نیکومرام و همکاران (۱۳۹۱)، که نشان می‌دهد تصمیمات افراد متاثر از سوگیری‌های شناختی آنان است، مطابقت دارد.

یافته‌های حاصل از این پژوهش، کاربردهای مدیریتی با اهمیتی دارد. شرکت‌ها و سازمان‌ها باید درنظر داشته باشند که ارائه نامناسب صورت‌های مالی، منجر به سوگیری‌ها و قضاوت‌های نادرست می‌گردد. همچنین زمانی که تصمیمات به موقع مورد نیاز است، جنبه‌های متنوعی چه در سطح تحلیلی و چه در سطح شناختی، باید در نظر گرفته شود.

با توجه به یافته‌های حاصل از فرضیه اول به حسابداران مدیریت شرکت‌ها توصیه می‌گردد با توجه به اینکه استفاده کنندگان اطلاعات مالی به هنگام چسبندگی هزینه از سوگیری‌های بیشتری نسبت به زمانی که رفتار هزینه‌ها متقارن است، برخوردارند، کنترل‌های کافی برای اطمینان از دقت قضاوت مدیران نسبت به چسبندگی هزینه‌ها به عمل آورند.

همچنین با توجه به نتایج حاصل از فرضیه دوم برای جلوگیری از اثر سوگیری‌های شناختی بر قضاوت مدیران، به حسابداران مدیریت پیشنهاد می شود که هنگام تهیه گزارشات خود تا حد امکان از ارائه داده‌ها به صورت مقداری جلوگیری نموده و سعی در ارائه آنان به صورت درصدی نمایند.

با توجه به نتایج حاصل از فرضیه سوم به حسابداران مدیریت و تهیه کنندگان گزارشات مالی شرکت‌ها پیشنهاد می‌شود اطلاعات مرتبط با چسبندگی هزینه را به صورت درصدی تهیه کنند تا سوگیری های کمتری برای استفاده کنندگان به وجود آمده و دقت ناشی از قضاوت‌های آنان افزایش یابد.

پژوهش حاضر با محدودیت ذاتی پرسشنامه در خصوص تعمیم یافته‌ها مواجه است. همچنین تحقیقات روانشناختی می‌تواند متاثر از شرایط هیجانی، عاطفی و... باشد که فرد به هنگام تکمیل نمودن پرسشنامه با آن مواجه است بطوریکه این شرایط توسط محقق قابل کنترل نبوده است.

با توجه به نتایج پژوهش، موضوعات زیر جهت انجام پژوهش‌های آتی به محققان پیشنهاد می‌گردد:

- بررسی اثر سوگیری‌های اجتماعی بر شناخت چسبندگی هزینه
- بررسی اثر سوگیری‌های انگیزشی بر شناخت چسبندگی هزینه
- بررسی اثر حسابگری ذهنی بر شناخت چسبندگی هزینه
- بررسی اثر رفتارهای غیرعقلایی افراد بر شناخت چسبندگی هزینه
- نقش سبک‌های تصمیم‌گیری افراد بر شناخت چسبندگی هزینه
- بررسی اثر مدل‌های ذهنی افراد بر تصمیم‌گیری در خصوص چسبندگی هزینه
- تفاوت‌های افراد شهودی و تحلیلی در شناخت چسبندگی هزینه

منابع

ابراهیمی، ابراهیم؛ اسماعیل زاده، حجت. (۱۳۹۴). سوگیری‌های شناختی در قضاوت حرفه ای حسابرسی. *مطالعات حسابداری و حسابرسی: ۴ (۱۳). ۸۷-۹۴.*

جلیلی، آرزو؛ مشیری، اسمعیل. (۱۳۹۲). ابتکارات ذهنی در به‌کارگیری رویه‌های حسابداری مدیریت. *فصلنامه علمی پژوهشی دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت: ۲ (۶)* ۴۱-۵۰.

حیدری، مهدی. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر عامل رفتاری اعتماد به نفس بیش از حد مدیریت بر چسبندگی هزینه: نقش تعدیلی عوامل اقتصادی و عوامل مبتنی بر نظریه نمایندگی در آن. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی: ۲۱ (۲).* ۱۵۱-۱۷۲.

زارع، حسین؛ عبداله زاده، حسن. (۱۳۹۳). کاربرد آزمون‌ها در روان شناسی شناختی. تهران: نشر دانشگاه پیام نور.

عبدلی، محمدرضا؛ غلامی، مرضیه. (۱۳۹۵). تأثیر بیش اطمینانی مدیران بر چسبندگی هزینه‌ها. *فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مدیریت: ۹ (۲۹) ۱۵-۳۰.*

کردستانی، غلامرضا؛ مرتضوی، مرتضی. (۱۳۹۱). بررسی تأثیر تصمیمات سنجیده مدیران بر چسبندگی هزینه‌ها. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی: ۱۹ (۶۷).* ۷۳-۹۰.

نیکومرام، هاشم؛ رهنمای رودپشتی، فریدون؛ هیبتی، فرشاد و یزدانی، شهره. (۱۳۹۱). تأثیر سوگیری شناختی سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران بر ارزشیابی سهام. *فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار: ۵ (۱)*، ۶۵-۸۱.

هرمزی، شیرکو؛ نیکومرام، هاشم؛ رویایی، رمضانعلی و رهنمای رودپشتی، فریدون. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر سوگیری‌های روانشناختی بر تردید حرفه ای حسابرس. *پژوهش‌های تجربی حسابداری: ۶ (۲۲)* ۱۱۷-۱۴۲.

Abdoli, M. And Gholami, M. (2016). The impact of overconfidence managers on cost stickiness. *Journal of quarterly accounting management*, *9 (29)* ,15-30. (In Persian)

Allinson, C. W. , Hayes, J. (1996). The Cognitive Style Index: A measure of intuition-analysis for organizational research, *Journal of Management Studies*, *33 (1)* , 119-135.

Anderson, M. , banker, R. and Janakiraman, S. (2003). Are selling, general and administrative costs "sticky"? *Journal of accounting research*,

Balota, D. and Marsh, E.) 2004 (. Cognitive Psychology: An Overview, In Balota, D. and Marsh, E. (Eds.). Cognitive Psychology: Key Readings (Psychology Press, New York. *41 (1)* , 47-63.

Banker, R. , Potter, G. and Srinavasan, D. (2000). An empirical investigation of an incentive plan that includes nonfinancial

performance measures. *Journal of the accounting review, 75 (1)* , 65-92.

Banker, R. C and M. R Mashruwala. (2011). Managerial optimism, prior period sale changes and sticky cost. *Working paper, university of Illinoisat Chicago available at: https: //www. researchgate. net/publication/253235814_Managerial_Optimism_Prior_Period_Sales_Changes_and_Sticky_Cost_Behavior*

Brehmer, B. (1971). Subjects ability to use functional rules. *Psychonomic Science*, 24 (6) , 259-260.

Charupat, N. and Deaves, R. (2003). How behavioral finance can assist financial planners. Michael DeGroote School of Business Germany, 1-13.

Chen, C. X. , Gores, T. and Nasev, J. (2013). Managerial Overconfidence and Cost Stickiness. *Available at: http: //ssrn. com/abstract=2208622*.

Cooper, R. and Kaplan, R. S. (1992). Activity-based systems: Measuring the costs of resource usage. *Accounting Horizons (September)* , 1–13.

Dalla Via, N. D. (2012). Three essay in behavioral management accounting. Ph. D. thesis, ca'foscari Veniza University.

Ebrahimi, E and esmaeilzade, H. (2015). Cognitive biases in auditing professional judgment. *Journal of the accounting and auditing studies, 4 (13)* , 87-94. (In Persian)

Fuson, K. C. and Abrahamson, D. (2005). Understanding ratio and proportion as an example of the apprehending zone and conceptual-phase problem-solving models J. *Campbell (Ed.). Handbook of Mathematical Cognition, 213-234.*

Gerrig, R. and Zimbardo, P. (2008). *Psychology and Life (18th edition)*. Pearson Education: Boston.

Gigerenzer, G. (2008). Gut Feelings: Short Cuts to better Decision Making. *Penguin Books*: *London.*

Gores, T. (2015). Three Essays on Behavioral Aspects in Accounting and Economics. PhD thesis, Universität zu Köln *Available at: http: //nbn-resolving. de/urn: nbn: de: hbz,38-61915.*

Guiler, W. S. (1946). Difficulties encountered in percentage by college freshmen. *Journal of Educational Research, 40 (2)* , 81-95.

Heidari, M. (2014). Examining managerial overconfidence behavioral explanation effect on cost stickiness: comparison with economic and agency theory based factor. *Journal of the accounting and auditing review*, 21 (2) , 151-172. (In Persian)

Heuer, R. (1999). Psychology of Intelligence Analysis, Center for the Study of Intelligence, Central Intelligence Agency. Washington.

Hormozi, SH. , Nikoumaram, H. , Royayi, R. And Rahnama roodposhti, F. (2017). The effect of psychological biases on auditors' professional

skepticism. Journal of empirical research in accounting, *6 (22*) ,117-142. (In Persian)

Ittner, C. , Larcker, D. and Meyer, M. (2003). Subjectivity and the weighting of performance measures: Evidence from a balanced scorecard. *The Accounting Review, 78 (3) ,* 725-758.

Jalili, A. And Moshiri, E. (2013). Mental biases in management accounting concepts. *Journal of quarterly management auditing and accounting knowledge, 6 (2) ,* 50-41. (In Persian)

Kordestani, GH. And Mortezavi, M. (2012). Examining effect of managers' deliberate decision on cost stickiness. Journal of accounting and auditing review, *19 (67) ,* 73-90. (In Persian)

Kungu, B. W. (2016). The effect of cognitive biases on individual investment decisions at the Nairobi securities exchange. *Available at: http: //www. erepository. uonbi. ke: 8080/xmlui/handle/11295/99069*

McCray, G. , Purvis, R. and McCray, C. (2002). Project Management under Uncertainty: The Impact of Heuristics and Biases. *Project Management Journal, 33 (1) ,* 49-57.

Nikoumaram, H. , Rahnamaroodposhti, F. , Heibati, F. And Yazdani, SH. (2012). Investors' cognitive biases effect on stock valuation. Journal of financial knowledge of securities analysis*: 5 (1) ,* 65-81. (In Persian)

Noreen, E. and Soderstrom, n. (1994). Are overhead costs strictly proportional to activity? Evidence from hospital service departments. *Journal of Accounting and Economics, 17 (1-2) ,* 255-278.

Parker, M. and Leinhardt, G. (1995). Percent: A privileged proportion, *Review of Educational Research, 65 (4)* ,421-481.

Piatelli-Palmarini, M. (1994). Inevitable Illusions: How Mistakes of Reason rule our Minds, *John Wiley and Sons: New York.*

Serfas, S. (2011). Cognitive Biases in the Capital Investment Context Theoretical Considerations andEmpirical Experiments on Violations of Normative Rationality. Dissertation. Chemnitz University of Technology.

Sheets, C. A. and Miller, M. J. (1974). The effect of cue-criterion function form on multiple-cue probability learning. *The American Journal of Psychology, 87 (4)* ,629-641.

Taylor, S. (1982). The availability bias in social perception and interaction. In Kahneman, D. , Slovic, P. and Tversky, A. (Eds.). Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases (Cambridge University Press, (1982) , 190-200.

Tversky, A. and Kahneman, D. (1981). The framing of decisions and the psychology of choice. *Science, 211 (4481) ,* 453-458.

Venezky, R. L. and Bregar, W. S. (1988). Different levels of ability in solving mathematical word problems. *Journal of Mathematical Behavior, 7 (2)* , 11-34.

Xu, J. and Sim, J. W. (2017). Are costs really sticky and biased? Evidence from manufacturing listed companies in China: *49 (55*). 5601-6613.

Zaree, H. And Abdollahzade, H. (2014). Exams application in the cognitive psychology. payam nour university books: Tehran. (In Persian)

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال هشتم، شماره ۳۲، تابستان ۱۳۹۸، صص ۲۷۱ - ۲۹۱

محافظه‌کاری شرطی و ارتباط ارزشی گزارشگری مالی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادر تهران

غریبه اسماعیلی کیا*، محمد اوشنی، محمد بخشی*****

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۹/۲۰
تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۱/۱۹

چکیده

محافظه‌کاری و ارتباط ارزشی از موضوعات اصلی تحقیقات در نوشتارهای تخصصی حسابداری بوده‌اند. اخیراً کاهش در ارتباط ارزشی بسیار مورد توجه قرار گرفته است و برخی دانشگاهیان کاهش آن را ناشی از افزایش حسابداری محافظه‌کارانه می‌دانند، به این دلیل که محافظه‌کاری، اعتبار را به مربوط بودن ترجیح می‌دهد. بنابراین این پژوهش رابطه بین محافظه‌کاری شرطی و ارتباط ارزشی گزارشگری مالی و همچنین روند آن‌ها را مورد بررسی قرار می‌دهد. پژوهش حاضر بر اساس هدف، کاربردی و از نظر ماهیت و روش اجرا، جزو تحقیقات توصیفی – همبستگی است. نمونه مورد مطالعه شامل ۹۳۰ مشاهده شرکت- سال برای دوره زمانی ۱۳۹۰ لغایت ۱۳۹۴ است. یافته‌های تحقیق حاکی از وجود رابطه مثبت و معنادار بین محافظه‌کاری شرطی و ارتباط ارزشی گزارشگری مالی است، این نتیجه را بدین شرح می‌توان تبیین نمود که افزایش محافظه‌کاری منجر به ارتقای قابلیت‌اتکای اطلاعات و به تبع آن افزایش ارتباط ارزشی گزارشگری مالی شده است. علاوه بر این محافظه‌کاری شرطی و ارتباط ارزشی گزارشگری مالی در طول دوره مورد بررسی روندی افزایشی داشته‌اند.

واژه‌های کلیدی: محافظه‌کاری شرطی، ارتباط ارزشی، گزارشگری مالی
طبقه‌بندی موضوعی: M41, M15

DOI: 10.22051/jera.2018.18136.1863

* استادیار حسابداری، دانشگاه ایلام، ، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، ایلام، ایران، (نویسنده مسئول)، (Gh.esmailikia@ilam.ac.ir)
** دکتری اقتصاد، موسسه آموزش عالی غیرانتفاعی باختر ایلام، ایلام، ایران، (Oshani.ff@gmail.com).
*** کارشناس ارشد حسابداری، موسسه آموزش عالی غیرانتفاعی باختر ایلام، ایلام، ایران، (Mohamadbakhshi1371@gmail.com).

مقدمه

استفاده‌کنندگان از اطلاعات مالی برای تصمیم‌گیری در خصوص سرمایه‌گذاری، اعطای اعتبار و سایر تصمیمات مرتبط، نیاز به صورت‌های مالی صحیح دارند (رحمانی، اسماعیلی‌کیا، ۱۳۹۳) از این رو، هدف گزارشگری مالی ارائه اطلاعات مربوط و معتبر به سرمایه‌گذاران و ذینفعان است. بر اساس مبانی نظری گزارشگری مالی در ایران، مربوط بودن و قابلیت اتکا دو ویژگی اصلی است که اطلاعات حسابداری را برای اخذ تصمیمات اقتصادی سودمند می‌سازد. طبق این بیانیه، اطلاعات حسابداری مربوط می‌باشد اگر توانایی این را داشته باشد که در تصمیم، تفاوت ایجاد نماید (مهرانی و مطمئن، ۱۳۹۲). هیئت استاندارد حسابداری مالی و کمیته جنکیز (۱۹۹۱)، که توسط مؤسسه حسابداران رسمی آمریکا تأیید شده است، در مورد این موضوع که "اعتبار" و "ارزش" مهم‌ترین خصوصیات گزارشگری مالی خوب و مناسب هستند، اتفاق‌نظر دارند. به علاوه، دانشگاهیان ارتباط و اعتبار را به عنوان مهم‌ترین ویژگی‌های اطلاعات مالی شناسایی کردند. بارث و همکاران (۲۰۰۱) این ویژگی‌ها را ترکیب نموده و مفهوم ارتباط ارزشی را معرفی کرده‌اند (تجسین و یاتدیریس، ۲۰۱۶). اطلاعات مالی اگر با ارزش‌های بازار مرتبط باشد، دارای ارتباط ارزشی است. اطلاعات صورت‌های مالی زمانی مربوط تلقی می‌شوند که بتوانند انتظارات سرمایه‌گذاران را در ارتباط ارزشی سهام تأیید کنند و یا آن را تغییر دهند (مهرانی و مطمئن، ۱۳۹۲).

یکی دیگر از ویژگی های گزارشگری مالی که توجه زیادی را به خود جلب کرده، محافظه‌کاری است. در ادبیات حسابداری تعاریف چندی از محافظه‌کاری به عمل آمده و در یک دسته‌بندی محافظه‌کاری به دو دسته محافظه‌کاری شرطی و محافظه‌کاری غیرشرطی تقسیم شده است. محافظه‌کاری شرطی توسط استانداردهای حسابداری الزام شده است، یعنی اینکه سود؛ اخبار بد را بسیار سریع‌تر از اخبار خوب منعکس می‌نماید و منجر به شناسایی به موقع‌تر زیان می‌شود. اما محافظه‌کاری غیرشرطی در استانداردهای پذیرفته شده حسابداری الزام نگردیده و به عبارتی کمتر از واقع نشان دادن ارزش دفتری خالص دارایی‌ها بواسطه رویه‌های از پیش تعیین شده حسابداری است (بنی مهد و باغبانی، ۱۳۸۸).

ارتباط ارزشی و محافظه‌کاری دو موضوع اصلی تحقیقات در نوشتارهای تخصصی حسابداری بوده‌اند. در حال حاضر، دانشگاهیان و متخصصان بر این باورند که محافظه‌کاری

در گزارشگری مالی، اعتبار را به ارتباط ترجیح می‌دهد، در حالی‌که هر دو برای گزارشگری مالی مهم در نظر گرفته می‌شوند. اخیراً، کاهش در ارتباط ارزشی توجه زیادی را به خود جلب کرده است (بالاچانداران و موهانرام، ۲۰۱۱). دونتو و همکاران (۲۰۰۴) استدلال می‌کنند که ارتباط ارزشی اطلاعات مالی در حال کاهش است، چون "حسابداری ناتوان شده است" و دیگر آنچه را که مربوط است، نشان نمی‌دهد. محققین دانشگاهی دیگر، استدلال می‌کنند که کاهش ارتباط ارزشی ناشی از افزایش حسابداری محافظه‌کارانه است. حتی محققانی وجود دارند که استدلال می‌کنند رابطه قابل توجهی بین افزایش محافظه‌کاری و کاهش ارتباط ارزشی وجود ندارد (تجسین و یاتدیریس، ۲۰۱۶). بنابراین، افزایش محافظه‌کاری ممکن است تنها به طور جزئی کاهش در ارتباط ارزشی را توضیح دهد. استرلینگ (۱۹۶۷) و واتس (۲۰۰۳) استدلال می‌کنند که محافظه‌کاری حسابداری با تحمیل میزان بالاتر قابلیت اتکا و قابلیت تأیید، اطلاعات قابل اتکاتری را برای اهداف ارزشگذاری و انعقاد قرارداد، فراهم می‌کند. این موضوع بیانگر آن است که افزایش محافظه‌کاری باید به جای کاهش ارتباط ارزشی، آن را افزایش دهد (مهرانی و مطمئن، ۱۳۹۲). محافظه‌کاری از یک سو در محدود کردن آزادی عمل و خوش‌بینی مدیران، حمایت از حقوق ذینفعان و حل بسیاری از مشکلات نمایندگی و عدم تقارن اطلاعاتی نقش دارد. علاوه بر این باعث اطمینان بیشتر در انتظارات و برآوردهای سرمایه‌گذاران و اعتبار دهندگان از حداقل عایدات شده و بدین ترتیب باعث افزایش قابلیت اتکای اطلاعات حسابداری می‌شود، اما از سویی دیگر ممکن است موجب غیر واقعی شدن اطلاعات حسابداری شده و مربوط بودن آن را به تصمیم‌گیری‌های اقتصادی کاهش دهد. همانگونه که مشخص شد دیدگاه‌های متضادی در خصوص ارتباط محافظه‌کاری و ارتباط ارزشی وجود دارد و مقاله حاضر به دنبال بررسی وجود این رابطه در شرایط بومی ایران است، بنابراین مساله پژوهش حاضر این است که آیا محافظه‌کاری شرطی با ارتباط ارزشی گزارشگری مالی رابطه دارد؟ و همچنین آیا روند محافظه‌کاری شرطی و ارتباط ارزشی در طی دوره مورد بررسی صعودی بوده است یا خیر؟

با توجه به توضیحات فوق، نتایج این پژوهش به ایجاد بینش در مورد محافظه‌کاری و ارتباط ارزشی گزارشگری مالی و روند آن‌ها به حسابداران مالی، تدوین‌کنندگان استانداردها، حسابرسان و سرمایه‌گذاران کمک خواهد کرد.

مروری بر پیشینه

تجسین و یاتدیریس (۲۰۱۶) در مقاله محافظه‌کاری شرطی و ارتباطی ارزشی گزارشگری مالی، به بررسی رابطه این دو عامل در اتحادیه اروپا و ایالات متحده پرداخته‌اند. این پژوهش یافته‌هایی بدین شرح گزارش نمود: نخست آنکه رابطه مثبت قابل توجهی بین محافظه‌کاری از طریق اقلام تعهدی و ارتباطی ارزشی وجود دارد. دوم، رابطه منفی قابل توجهی بین شناسایی به موقع زیان و ارتباط ارزشی وجود دارد. نتیجه سوم آنکه، استانداردهای حسابداری قادر نیستند توضیحی را ارائه کنند که منجر به سطوح متفاوت محافظه‌کاری شرطی شود. در آخر، این تحقیق شواهدی ارائه می‌نماید که محافظه‌کاری شرطی در حال افزایش و ارتباطی ارز شی در حال کاهش است.

سبرینا و ساری (۲۰۱۶) با هدف بررسی تأثیر بکارگیری سطوح حسابداری محافظه‌کارانه بر ارتباط ارزشی اطلاعات سود حسابداری، پژوهشی با این موضوع در شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار اندونزی انجام و یافته‌هایی بدین شرح مستند نمودند: بکارگیری حسابداری محافظه‌کارانه اثر منفی بر ارتباط ارزشی اطلاعات سود حسابداری دارد. ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری در شرکت‌هایی با سطح محافظه‌کاری کم یا متوسط افزایش می‌یابد و در شرکت‌های با محافظه‌کاری بیشتر، کاهش می‌یابد.

ربکا و هم‌پژوهان (۲۰۱۵) در پژوهش خود با این استدلال که علیرغم انجام مطالعات متعدد در رابطه با محافظه‌کاری و ارتباط ارز شی در کشورهای تو سعه یافته، این مو ضوع در کشور نیجریه کمتر مورد توجه قرار گرفته، موضوع مذکور را در شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار این کشور بررسی نمودند. یافته‌های آنان نشان داد که استفاده بیشتر از روش‌های محافظه‌کارانه توسط شرکت‌ها، محتوای اطلاعات برآوردهای مالی را تحت تأثیر قرار داده و بازده سهام را که می‌توان به عنوان نتیجه ارزیابی (برآیند) ارزیابی بازار از اعتبار افشا دانست، کاهش می‌دهد.

گوکمن (۲۰۱۳) با انگیزه غنی نمودن ادبیات محافظه‌کاری حسابداری در کشور ترکیه در پژوهشی با عنوان مطالعه تجربی محافظه‌کاری شرطی و ارتباط ارزشی سود، به یافته‌ای بدین شرح دست یافت: محافظه‌کاری شرطی اثری منفی بر ارتباط ارزشی سود دارد که این نتیجه از

تصمیم هیات استانداردهای حسابداری بین المللی مبنی بر حذف محافظه‌کاری از چارچوب مفهومی پشتیبانی می‌نماید.

اخلوفی (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین محافظه‌کاری شرطی و ارتباط ارزشی سود در دوره زمانی بعد از IFRS در دو کشور فرانسه و آلمان پرداخته است. یافته‌ها حاکی از آن بود که ارتباط ارزشی سود در فرانسه افزایش یافت، اما این حالت در رابطه با آلمان پس از معرفی IFRS مصداق نداشته است. همچنین نتایج نشان داد که در آلمان در دوره زمانی بعد از IFRS، بین محافظه‌کاری شرطی و ارتباط ارزشی سود رابطه منفی وجود دارد، اما در فرانسه این رابطه مستند نشد.

بالاچاندران و موهانرام (۲۰۱۱)، ۱۰۰ شرکت ایالات متحده آمریکا را در سال ۱۹۸۴ مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند و دریافتند که محافظه‌کاری در واقع افزایش یافته است. اول، حسابداری با افزایش در شناسایی به موقع زیان مواجه شده است. دوم، دارایی‌ها یی که ذاتاً در معرض رفتار محافظه‌کارانه بیشتری قرار دارند، افزایش یافته‌اند.

مانگناری و هم‌پژوهان (۲۰۱۱) در پژوهش محافظه‌کاری و ارتباط ارزشی: شواهدی از بخش مالی اروپا، میزان محافظه‌کاری و ارتباط ارزشی را در چهار کشور اروپایی (آلمان، فرانسه، یونان و انگلستان) بررسی نمودند. نتایج، شواهدی را مبنی بر وجود محافظه‌کاری در همه کشورها قبل از پذیرش IFRS و کاهش میزان آن بعد از سال ۲۰۰۵ تنها در کشورهای فرانسه و آلمان مستند نمود. علاوه بر این درک سرمایه‌گذاران از ارتباط ارزشی در انگلستان افزایش و در سه کشور دیگر کاهش یافته است. تجزیه نمونه بر اساس میزان محافظه‌کاری نشان داد که به استثنای آلمان در طی ۲۰۰۵ الی ۲۰۰۸ محافظه‌کاری بیشتر (کمتر) با ارتباط ارزشی کمتر (بیشتر) همراه است، برعکس یافته‌ها در سال‌های ۱۹۹۹ الی ۲۰۰۴.

کاسندیس و هم‌پژوهان (۲۰۰۹) اثرات گزارشگری محافظه‌کارانه بر ارتباط ارزشی سودهای حسابداری نمونه‌ای از شرکت‌های یونانی در طی سال‌های ۱۹۸۹ الی ۲۰۰۳ را بررسی نمودند، یافته‌های این بررسی حاکی از آن بود که میزان محافظه‌کاری بعد از بحران ۱۹۹۹ بازار سرمایه افزایش یافته است، علاوه بر این زمانی که با تغییر از شرکت‌های با محافظه‌کاری پایین به

شـــرکت‌های با محافظه‌کاری متوســـط، ارتباط ارزشـــی افزایش و با تغییر به شـــرکت‌های با محافظه‌کاری بالا، کاهش می‌یابد.

شـهابی‌نژاد و بهارمقدم (۱۳۹۵) در تحقیقی، رابطه ارزشـی اطلاعات مالی با محافظه‌کاری مشروط و نامشروط حسابداری را بررسی نمودند .نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها نشان داد که ارتباط معناداری بین رابطه ارزشـی اطلاعات حسـابداری و محافظه کاری مشـروط و نامشروط وجود ندارد. این یافته نشان‌دهنده آن است که شرکت‌هایی که رابطه‌ی ارزشی بالاتری دارند اخبار بد را بیشـتر از اخبار خوب در سـود حسـابداری منعکس نمی‌کنند، به عبارت دیگر در گزارشـگری مالی محافظه‌کار نیسـتند و شـدت محافظه‌کاری نامشـروط نیز تأثیری در رابطه ارزشی اطلاعات مالی ندارد .

مهرانی و مطمئن (۱۳۹۲) در مقاله محافظه‌کاری و ارتباط ارزشـی اطلاعات حسـابداری به بررسـی رابطه بین محافظه‌کاری و ارتباط ارزشـی اطلاعات حسـابداری در بازه زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۹ پرداختند. یافته‌های مقاله نشـان داد که علیرغم افزایش میزان محافظه‌کاری در سـال‌های اخیر، نمی‌توان محافظه‌کاری را مرتبط با ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری دانست.

خدامی‌پور و هم‌پژوهان (۱۳۹۱) ارتباط محافظه‌کاری و رابطه ارزشـی سـود با چرخه تجاری را در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی نمودند. نتایج این پژوهش بیانگر آن بود که رابطه محافظه‌کاری و رابطه ارزشی سود جاری در دوره‌های رکود اقتصادی بالاتر است، اما رابطه ارزشی سود مورد انتظار آتی در طول دوره‌های رونق بیشتر است که این به معنی کاهش حتمی همبسـتگی بین اطلاعات تاریخی حسـابداری و فرصـت‌های رشـد آتی است.

کردستانی و ایرانشاهی (۱۳۹۱) در مقاله‌ای با عنوان تأثیر محافظه‌کاری بر میزان مربوط بودن اطلاعات حسابداری به ارزش سهام مشاهده نمودند که میزان مربوط بودن اطلاعات حسابداری به ارزش سهام در شرکت‌های با درجه محافظه‌کاری بالا و پایین تفاوت معناداری با هم ندارد.

خدامی‌پور و محرومی (۱۳۹۰) در پژوهش خود به بررسی وجود محافظه‌کاری و تأثیر آن بر رابطه ارزشی اطلاعات حسابداری در شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار در طی سال‌های ۱۳۷۹ الی ۱۳۸۷پرداخته‌اند. یافته‌ها حاکی از وجود محافظه‌کاری در شرکت‌های مورد بررسی

بود، علاوه بر این نتوانستند رابطه مشخص و واضحی بین میزان محافظه‌کاری و رابطه ارزشی اطلاعات حسابداری بیابند.

فرضیه‌های پژوهش

محافظه‌کاری در حسابداری معمولا به عنوان انتخاب یک رویه از میان رویه‌های حسابداری تلقی می‌شود که به کم‌نمایی ارزش دارایی‌ها و سود منجر می‌شود (بالاچاندران و موهانرام، ۲۰۱۱) و ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری، توانایی تشریح (قدرت توضیح دهندگی) اطلاعات حسابداری در رابطه با ارزش شرکت است. پیش از این اشاره شد که دیدگاه‌های متضادی در خصوص ارتباط محافظه‌کاری و ارتباط ارزشی وجود دارد. از آنجایی که محافظه‌کاری در گزارشگری مالی، قابلیت اتکا را بر ارتباط ترجیح می‌دهد، بطور کامل اثرات محافظه‌کاری بر ارتباط ارزشی شفاف نیست. نوشتارهای تخصصی نیز در این زمینه نتایج ترکیبی ارائه نموده است. مطالعاتی نظیر براون و هم‌پژوهان (۲۰۰۶) به رابطه مثبتی بین محافظه کاری و ارتباط ارزشی دست پیدا نموده‌اند، ولی تحقیقاتی نیز وجود دارند که استدلال می‌کنند افزایش محافظه‌کاری باعث کاهش ارتباط ارزشی شده است. هر دو مدل فلتهم و اولسون و باسو (۱۹۹۷) شامل شناسایی این رابطه منفی هستند (تجسین و یاتدیریس، ۲۰۱۶). برخی از تحقیقات نیز عدم وجود رابطه بین این دو متغیر را مستند نموده‌اند (مهرانی و مطمئن، ۱۳۹۲، خدامی‌پور و محرومی، ۱۳۹۰). در نتیجه، با توجه به این یافته‌های متضاد و عدم وجود یک نظریه واحد برای تبیین ارتباط بین این دو متغیر، فرضیه‌ای بدین شرح تدوین گردیده است:

فرضیه اول: بین محافظه‌کاری شرطی و ارتباط ارزشی گزارشگری مالی رابطه معنادار وجود دارد.

فرضیه نخست این پژوهش، دیدگاهی در رابطه با وضعیت کنونی ارتباط بین محافظه‌کاری و ارتباط ارزشی ارائه می‌نماید، اما چشم‌اندازی دینامیک و فعال در مورد آن‌ها فراهم نمی‌نماید. بنابراین فرضیه‌های دوم و سوم روند تغییرات این دو متغیر را در طی دوره تحقیق مدنظر قرار می‌دهد. گیولی و هین (۲۰۰۰) یافتند که سطح محافظه‌کاری طی سال‌های ۱۹۵۶-۱۹۹۸ و بطور ویژه در طی نیمه دوم دوره مورد بررسی افزایش یافته است. علاوه بر این لو و زاروین (۱۹۹۹) کاهش در ارتباط ارزشی سود گزارش شده در همان دوره (۱۹۹۶-۱۹۷۷) را ثبت نمودند. از

سویی دیگر، یافته های بالا چاندران و موهانرام (۲۰۰۶) و براون و هم‌پژوهان (۲۰۰۶) نتایج عکسی را مستند نموده است. نتایج تحقیق اندره و فیلیپ (۲۰۱۲) نشان‌دهنده کاهش محافظه‌کاری در کشورهای با بازارهای سرمایه کمتر توسعه‌یافته و کشورهای با بازار بدهی توسعه یافته‌تر بوده است. برعکس بالا چاندران و موهانرام (۲۰۱۱) با تحلیل نمونه‌ای از شرکت‌های آمریکایی-مشابه با یافته پیشین خود- دریافتند که محافظه‌کاری واقعا افزایش یافته است. تجسین و یاتدیریس (۲۰۱۶) نیز دریافتند که محافظه‌کاری شرطی در حال افزایش و ارتباطی ارزشی در حال کاهش است. همانگونه که مشاهده می‌شود مشابه با رابطه بین محافظه‌کاری و ارتباط ارزشی، یافته‌های تحقیقات پیشین در مورد روند این دو متغیر طی زمان نیز بیانگر نتایج متفاوتی بوده است، بر این اساس دو فرضیه به شرح زیر تدوین و بررسی می‌گردد:

فرضیه دوم: محافظه‌کاری شرطی در طی زمان (دوره مورد بررسی) روند مثبتی دارد.

فرضیه سوم: ارتباط ارزشی گزارشگری مالی در طول زمان (دوره مورد بررسی) روند مثبتی دارد.

روش پژوهش

مطالعه حاضر در حوزه پژوهش‌های اثباتی حسابداری و از لحاظ هدف در زمره پژوهش‌های کاربردی قرار می‌گیرد. همچنین برحسب روش، جزء پژوهش‌های توصیفی - همبستگی می‌باشد.

جامعه آماری این تحقیق شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۴ است که حائز شرایط زیر می‌باشند :

۱) شرکت قبل از سال ۱۳۹۰ در بورس پذیرفته شده و تا پایان سال ۱۳۹۴ در بورس فعال باشد.

۲) جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری‌های مالی، هلدینگ، بانک‌ها و یا لیزینگ‌ها نباشند.

۳) سال مالی شرکت منتهی به ۱۲۹ اسفند باشد و طی سال‌های ۱۳۹۰- ۱۳۹۴ تغییر فعالیت یا تغییر سال مالی نداشته باشند.

۴) اطلاعات مالی شرکت‌ها در دسترس باشد.

با اعمال شرایط فوق فهرست نهایی شامل ۱۸۶ شرکت بدست آمد و بر این اساس اطلاعات مربوط به نمونه در طی سال‌های ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۴ در دسترس قرار گرفت. داده‌های لازم به منظور آزمون فرضیه‌ها با استفاده از نرم‌افزارهای ره‌آوردنوین و تدبیرپرداز جمع‌آوری شد. پس از انتخاب شرکت‌های نمونه و گردآوری داده‌های لازم در طی دوره مذکور، جهت دسته‌بندی و انجام برخی محاسبات از نرم افزار صفحه گسترده اکسل استفاده گردید. در تجزیه وتحلیل اطلاعات با توجه به نیاز، از مدل‌های رگرسیون خطی چند متغیره استفاده شد و نهایتاً تخمین مدل‌های تحقیق با بکارگیری نرم افزار ایویوز ۸ انجام و نتایج تجزیه و تحلیل شد.

متغیر و مدل‌های تحقیق

برای آزمون فرضیه نخست به پیروی ازمقاله تجسین و یاتدیریس (۲۰۱۶) از طریق طی مراحلی به این شرح انجام می‌شود: ۱) اندازه‌گیری ارتباط ارزشی قیمت ۲) اندازه‌گیری محافظه‌کاری شرطی ۳) بررسی بین ارتباط ارزشی قیمت و محافظه‌کاری شرطی.

در نخستین گام برای سنجش ارتباط ارزشی قیمت سهام بر مبنای تحقیق تجسین و یاتدیریس (۲۰۱۶) از مدل زیر استفاده می‌شود:

$$\mathrm{sp_j} = \alpha_0 + \sum\beta_1 \times \mathrm{IND}j \times \mathrm{EPS}j + \sum \beta_{11} \times \mathrm{IND}j \times \mathrm{EPS}j \times \mathrm{LOSS}j + \sum \beta_2 \times \mathrm{IND}j \times \mathrm{BVPS}j + \sum \beta_{22} \times \mathrm{IND}j + \varepsilon_j$$

معادله شماره(۱)

به صورتی که در آن، spj قیمت سهام هر سهم برای شرکتj، $EPSj$ سود هر سهم برای شرکتj، $BVPSj$ ارزش دفتری هر سهم برای شرکتj، $LOSSj$ متغیر مجازی برای احتمال زیان است که اگر EPS_jبرابر ۱ می‌شود و در غیر این صورت صفر، $INDj$متغیر مجازی برای صنعت بر اساس طبقه‌بندی در بورس تهران، ε_j جمله خطای رگرسیون با فروض کلاسیک است.

در گام دوم برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری شـرطی از دو مدل باسـو و مدل AACF بال و شیواکومار استفاده می‌شود:

الف – مدل باسو بشرح زیر است:

$$\frac{EPS_{it}}{P_{i,t-1}} = \alpha_0 + \beta_1 DR_{it} + \beta_2 RET_{it} + \beta_3 DR_{it} \times RET_{it} + \varepsilon_{it} \qquad \text{معادله (۲)}$$

به ترتیبی که در آن سمت چپ معادله نسبت سود هر سهم شرکت i در سال t به قیمت هر سهم شرکت i در سال t-۱، که بعنوان متغیر وابسته در نظر گرفته می شود، DR_{it}متغیر مجازی با ارزش یک، اگر بازده سـالانه شـرکت i در سـال t منفی باشـد و در غیر اینصـورت صـفر، RET_{it} بازده سهام شرکت i در سال t، ε_{it} جمله خطای رگرسیون است.

ب – مدل AACF به شرح زیر است:

$$\mathrm{ACCj} = \alpha_0 + \beta_1 \times \mathrm{DCFj} + \beta_2 \times \mathrm{CFj} + \beta_3 \times \mathrm{DCFj} \times \mathrm{CFj} + \varepsilon_{\mathrm{j}} \qquad \text{معادله (۳)}$$

به ترتیبی که $ACCj$ اقلام تعهدی مقیاس گذاری شـده با دارایی‌های کل برای شـرکت j، CFj جریان نقدی عملیاتی مقیاس‌گذاری شـده با دارایی‌های کل برای شـرکت j، $DCFj$، متغیر مجازی اسـت که اگر $\mathrm{CF_j}<0$ باشـد، این متغیر مقداری برابر با ۱ و در غیر این صـورت مقدار صفر اختیار خواهد کرد و εj جزء خطای رگرسیون است.

۳-با توجه به اینکه محافظه‌کاری شرطی بر اساس دو مدل باسو و AACF اندازه گیری شده اسـت، در این پژوهش برای آزمون فرضـیه اول از دو مدل رگرسـیونی زیر بر مبنای تحقیق تجسین و یاتدیریس (۲۰۱۶) استفاده شده است:

$$SP_{i,t} = \alpha + \beta_1 (E/P_{i,t}) + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + U_{i,t} \qquad \text{معادله (۴)}$$

$$SP_{i,t} = \alpha + \beta_1 ACC_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + U_{i,t} \qquad \text{معادله (۵)}$$

به ترتیبی که در این مدل‌ها $SP_{i,t}$ بیانگر ارتباط ارزش قیمت سـهام، $E/P_{i,t}$ محافظه‌کاری شرطی بر اساس مدل باسو، $ACC_{i,t}$ محافظه‌کاری شرطی بر اساس مدل AACF، $Size_{i,t}$ اندازه شرکت و $LEV_{i,t}$ اهرم مالی می‌باشد.

در دو مدل فوق، متغیرهای اندازه شـــرکت و اهرم مالی به عنوان متغیرهای کنترل در نظر گرفته شده و دارای پشتوانه نظری به این شرح است که از دیدگاه نظری، شرکت‌های بزرگ و با فروش بسیار بالا احتمالاً سودآوری بیشتری (زیان‌دهی کمتری) در مقایسه با سایر شرکت‌ها دارند زیرا از صرفه‌های مقیاس استفاده کرده و هزینه متوسط پایین‌تری به نسبت شرکت‌های کوچک‌تر دارند. از این رو، اندازه شـرکت می‌تواند تأثیر مسـتقیمی بر زیان‌دهی شـرکت‌ها داشته باشد (کلین و مارکوآرت، ۲۰۰۶). با توجه به اینکه در این پژوهش اجزای تشکیل دهنده محافظه‌کاری شـرطی و ارتباط ارزشـی قیمت سـهام را بازده و سـود هر سـهم تشـکیل می‌دهد، بنابراین اندازه شـرکت، به عنوان متغیر کنترل لحاظ گردیده اسـت. همچنین نتایج پژوهش مک‌کونل و سرواس (۱۹۹۵) نشان داد که افزایش بدهی و پیرو آن افزایش هزینه‌های مالی باعث می‌شـود تا مدیران به منظور خوب نشـان دادن عملکرد شـرکت‌ها و نیز جذب سـرمایه گذاران، دسـت به مدیریت سـود بزنند (مک‌کونل و سـرواس، ۱۹۹۵)، که این امر می‌تواند بر محافظه‌کاری شـرطی و ارتباط ارزش قیمت سـهام تأثیر گذار باشـد، بنابراین در این پژوهش از اهرم مالی نیز به عنوان متغیر کنترل استفاده شده است .

برای آزمون فرضیه دوم از مدل زیر که در آن تغییرات محافظه‌کاری شرطی بر اساس مدل باسو اندازه‌گیری می‌شود، استفاده شده است:

$$CC_t=\alpha+\beta_j TIME+U_{i,t}$$ معادله (۶)

به ترتیبی که در آن CC_t به روند تغییرات محافظه‌کاری شـــرطی، TIME به متغیر مجازی برای روند زمانی (۱ برای سال ۱۳۹۰، ۲ برای سال ۱۳۹۱،... و ۵ برای سال ۱۳۹۴) و $U_{i,t}$ به جزء خطا اشاره دارد.

برای آزمون فرضیه سوم، که روند ارتباط ارزشی را بررسی می‌کند، مدل مورد استفاده به شرح زیر می‌باشد:

$$VR_t=\alpha+\beta_j TIME+U_{i,t}$$ معادله (۷)

به ترتیبی که در آن VR_t بیانگر ارتباط ارزشی گزارشگری مالی، TIME متغیر مجازی برای روند زمانی است (۱ برای سال ۱۳۹۰، ۲ برای سال ۱۳۹۱،... و ۵ برای سال ۱۳۹۴) و $U_{i,t}$ خطا است.

یافته‌های پژوهش

نگاره (۱) آمار توصیفی متغیرهای مدل را نشان می‌دهد.

نگاره (۱): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرهای مورد بررسی		تعداد مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	حداکثر	حداقل	کشیدگی	چولگی
قیمت سهام	P	۹۳۰	۴۰۰۳/۷۰۸	۱/۶۰۹	۱۰۸۹۰/۷۸	۱۰۰	۲/۸۶	۰/۰۹
سود هر سهم	EPS	۹۳۰	۳۱۸۶/۸۹۸	۱/۷۹۸	۸۰۹۱/۸۹	-۲۳۰	۳/۲۳	۰/۱۴
بازده سهام	R	۹۳۰	۰/۳۷۱	۱/۷۰۳	۰/۷۳۱	-۰/۳۱	۲/۸۷	۰/۴۳
ارتباط ارزشی گزارشگری مالی	SP	۹۳۰	۲۵۷۳/۶۲۵	۰/۳۸۷	۷۶۸۶	-۲۳۱	۱/۷۴	۰/۱۲
محافظه‌کاری شرطی روش باسو	E/P	۹۳۰	۰/۲۳۹۷	۰/۲۸۷۳	۲/۳۱۷۷	-۲/۸۹۹۸	۱/۸۵	-۰/۱۸
محافظه‌کاری شرطی روش ACC	ACC	۹۳۰	۰/۰۳۱۲	۰/۳۵۴۷	۲/۵۲۲۱	-۲/۱۸۵۸	۱/۹۹	-۰/۰۱۴
روندها بر اساس معیار ارتباطات ارزشی	VR	۹۳۰	۰/۴۶۷۱	۰/۱۰۹۳	۰/۹۲۳۲	۰/۲۲۱۸	-	-
روندها بر اساس معیار محافظه‌کاری شرطی	CC	۹۳۰	۰/۳۴۵۲	۰/۲۱۶۵	۰/۷۹۸۷	-۰/۴۵۳۲	-	-
اندازه شرکت	Size	۹۳۰	۱۳/۷۲	۰/۳۷۹	۱۷/۳۸	۱۳/۳۱	۰/۴۲	۰/۶۹
اهرم مالی	Lev	۹۳۰	۰/۵۳۳	۰/۰۷۰	۰/۶۱	۰/۴۲	۱/۸۵	۰/۷۰

همانطور که مشاهدات نگاره (۱) نشان می‌دهد، شرکت‌های مورد مطالعه در این تحقیق در طی بازه زمانی مورد مطالعه به صورت میانگین ۳۷ درصد بازدهی داشته‌اند که با انحراف معیار ۱/۷۰۳ پراکندگی اندکی را نشان می‌دهد. همچنین شرکت‌ها به طور متوسط ۳۱۸۶ ریال به ازای هر سهم سود داده‌اند که البته در این مورد نیز انحراف معیار ۱/۷۹۸ بدست آمده است که نشان دهنده پراکندگی بین سود هر سهم شرکت‌ها می‌باشد.

آزمون فرضیه‌ها

به منظور گزینش یکی از روش‌های داده‌های تابلویی و یا داده‌های تلفیقی برای تخمین مدل‌های پژوهش از آماره F لیمر استفاده شده است. به عبارت دیگر آماره F لیمر تعیین

می‌کند که عرض از مبدأ جداگانه برای هریک از شرکت‌ها وجود دارد یا خیر .در صورتی که در بین مشاهدات، ناهمگنی یا تفاوت‌های فردی وجود داشته باشد، از روش داده‌های تابلویی و در غیر این صورت از روش داده‌های تلفیقی استفاده می‌شود .زیرا فقط داده‌ها بروی هم انباشته شده و تفاوت ساختاری بین آن‌ها لحاظ نمی‌گردد. اگر پس از انجام آزمون Fلیمر، فرضیه صفر رد شده باشد، این پرسش مطرح می‌شود که مدل‌ها را می‌توان در قالب کدام یک از روش‌های اثرات ثابت و یا اثرات تصادفی بررسی کرد که آزمون هاسمن این موضوع را مشخص می‌کند. فرضیه صفر (روش اثرات تصادفی) در این آزمون به این معنی است که ارتباطی بین جزء اخلال مربوط عرض از مبدأ 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 اخلال مورد نظر و متغیر توضیحی همبستگی وجود دارد. بنابراین در صورت رد فرضیه صفر از روش اثرات ثابت و در غیر این صورت روش اثرات تصادفی استفاده می‌شود .نتایج مربوط به این دو آزمون در نگاره (۲) ارائه می‌گردد.

نگاره (۲): نتایج آزمون F لیمر و هاسمن

مدل	آماره	مقدار آماره	سطح معناداری
فرضیه اول	F لیمر	۱۸/۷۲۱۹۴۵	۰/۰۰۰
	هاسمن	۸/۸۱۵۳۲۰	۰/۰۱۲
فرضیه دوم	F لیمر	۱۴/۱۵۱۳۴۱	۰/۰۰۰
	هاسمن	۴/۶۸۷۷۶۵	۰/۰۲۳
فرضیه سوم	F لیمر	۱۵/۵۰۹۹۸۷	۰/۰۰۰
	هاسمن	۵/۴۵۳۳۴۵	۰/۰۲۳

با در نظر گرفتن نگاره (۲)، سطح معنی‌داری به دست آمده از آزمون F لیمر برای هر سه فرضیه کمتر از ۵٪ است، لذا فرض صفر رد شده و روش داده‌های پانل پذیرفته می‌شود. بنابراین برای انتخاب روش اثرات تصادفی یا اثرات ثابت آزمون هاسمن انجام شد. در این راستا، با توجه به اینکه سطح معنی‌داری به دست آمده از آزمون هاسمن برای هر دو فرضیه کمتر از ۵٪ است، در نتیجه روش اثرات ثابت پذیرفته و بکار گرفته می‌شود. در ادامه نتایج آزمون فرضیات تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرد.

در مدلی که برای آزمون فرضیه اول مورد استفاده قرار گرفته، ارتباط ارزشی گزارشگری مالی به عنوان متغیر وابسته، محافظه‌کاری شرطی به عنوان متغیر مستقل و دو متغیر اندازه شرکت و اهرم مالی نیز به عنوان متغیرهای کنترل لحاظ شده است. با توجه به اینکه روش اندازه‌گیری محافظه‌کاری شرطی بر اساس دو مدل باسو و ACC می‌باشد، از دو مدل زیر استفاده شده است:

$$SP_{i,t}=\alpha+\beta_1 E/P_{i,t}+\beta_2 Size_{i,t}+\beta_3 LEV_{i,t}+U_{i,t}$$

$$SP_{i,t}=\alpha+\beta_1 ACC_{i,t}+\beta_2 Size_{i,t}+\beta_3 LEV_{i,t}+U_{i,t}$$

نگاره (۳): نتایج برازش مدل‌های رگرسیونی فرضیه اول

محافظه‌کاری شرطی مدل باسو				محافظه‌کاری شرطی مدل ACC			
متغیرها	ضریب بتا	آماره t	احتمال خطا	متغیرها	ضریب بتا	آماره t	احتمال خطا
ضریب ثابت	۳/۳۸۴	۱۴/۴۰۹	۰/۰۰۰	ضریب ثابت	۲/۲۴۱	۱۳/۲۱۳	۰/۰۰۰
E/P	۵/۱۷۶	۵۷/۷۵	۰/۰۰۰	ACC	۴/۱۷۶	۳۷/۵۴	۰/۰۰۰
Size	۰/۰۸۲	۵/۰۰۲	۰/۰۰۰	Size	۰/۴۵۳	۵/۳۴۳	۰/۰۰۰
LEV	−۵/۸۳	−۳۸/۳۴۷	۰/۰۰۰	LEV	−۳/۲۳	−۱۸/۱۴۴	۰/۰۰۰
R^2		۰/۸۸۲		R^2		۰/۸۷۳	
R^2 تعدیل شده		۰/۸۸۲		R^2 تعدیل شده		۰/۸۷۲	
F		۱۲۲۰/۱۹۷		F		۱۱۳۴/۱۷۸	
سطح معناداری		۰/۰۰۰		سطح معناداری		۰/۰۰۰	
دوربین واتسون		۲/۳۷		دوربین واتسون		۲/۳۱	

نتایج نگاره (۳) نشان می‌دهد که با توجه به آماره F و سطح معناداری بدست آمده که به ترتیب برابر با ۱۲۲۰/۱۹۷ و ۰/۰۰۰ می‌باشد می‌توان گفت که رابطه بین متغیرهای مستقل و کنترل با متغیر وابسته (ارتباط ارزشی گزارشگری مالی) معنادار می‌باشد. آماره دوربین واتسون ۲/۳۷ بدست آمده است که کمتر از ۲/۵ بوده و نشان دهنده عدم همبستگی خطاها می‌باشد. ضریب تعیین ۰/۸۸ به دست آمده است که نشان می‌دهد ۸۸ درصد از تغییرات متغیر وابسته به وسیله سه متغیر محافظه‌کاری شرطی، اندازه شرکت و اهرم مالی تبیین شده است.

با توجه به نتایج تخمین، ضرایب تمام متغیرها در سطح بالایی معنی‌دار هستند. ضریب متغیر محافظه‌کاری شرطی (E/P) بر اساس مدل باسو برابر با ۵/۱۷۶ می‌باشد که نشان دهنده رابطه

مثبت و معنادار بین محافظه‌کاری شرطی و ارتباطات ارزشی سهام می‌باشد. در مدل دوم ضریب ACC مقدار ۴/۱۷۶ با علامت مثبت اختیار کرده است که بازهم نشاندهنده تأثیر معنی‌دار محافظه کاری شرطی بر روی ارتباط ارزشی گزارشگری مالی می‌باشد. هم‌چنین ضریب متغیر اندازه شرکت (Size) در مدل اول و دوم به ترتیب برابر با ۰/۰۸۲ و ۰/۴۵۳ می‌باشد که نشان دهنده تأثیر مثبت و معنادار اندازه شرکت بر ارتباط ارزش گزارشگری مالی می‌باشد و می‌توان گفت در واقع اندازه شرکت‌ها تأثیر زیادی بر ارتباط ارز شی گزار شگری مالی ندارد. ضریب متغیر اهرم مالی ((LEVدر مدل اول و دوم به ترتیب برابر با ۵/۸۳- و۳/۲۳- می‌باشد که نشان‌دهنده تأثیر منفی و معنادار متغیر اهرم مالی بر ارتباط ارزش گزارشگری مالی در هر دو مدل است.

در فرضیه دوم که بدنبال بررسی روند محافظه کاری شرطی در دوره پژوهش بود، محافظه‌کاری شرطی (CC) به عنوان متغیر وابسته و متغیر زمان به عنوان متغیر مستقل در نظر گرفته شده است. برای آزمون این فرضیه مدل مذکور برآورد شده که نتایج آن در ادامه قابل مشاهده است:

$$CC_t=6.335+1.716TIME+U_{i,t}$$

نگاره (۴): نتایج برازش مدل رگرسیونی فرضیه دوم

روند محافظه‌کاری شرطی			
متغیرهای	ضریب بتا	آماره t	احتمال خطا
ضریب ثابت	۶/۳۳۵	۲۷/۱۷۶	۰/۰۰۰
۱۳۹۰	۰/۲۰۷	۱۸/۱۱	۰/۰۰۰
۱۳۹۱	۰/۲۹۹	۱۷/۴۴۵	۰/۰۰۰
۱۳۹۲	۰/۳۵۱	۱۱/۹۸۵	۰/۰۰۰
۱۳۹۳	۰/۳۸۸	۱۲/۴۴۳	۰/۰۰۰
۱۳۹۴	۰/۴۷۱	۱۰/۹۰۸	۰/۰۰۰
R^2			۰/۳۱۲
R^2 تعدیل شده			۰/۳۱۱
F			۱۵۲/۲۶۶
سطح معناداری			۰/۰۰۰
دوربین واتسون			۲/۰۱

نتایج نگاره (۴) نشـان می‌دهد که با توجه به آماره F و سـطح معناداری بدسـت برای روند محافظه‌کاری شـرطی که به ترتیب برابر با ۱۵۲/۲۶۶ و ۰/۰۰۰ می‌باشـد می‌توان با اطمینان بیش از ۹۵ درصد گفت که تغییرات روند محافظه‌کاری شرطی در طی زمان معنادار می‌باشد. آماره دوربین واتسـون ۲/۰۱ بدسـت آمده اسـت که کمتر از ۲/۵ بوده و نشـان دهنده عدم همبسـتگی خطاها می‌باشد.

نتایج نشـان می‌دهد در دوره مورد مطالعه تغییرات روند محافظه‌کاری شـرطی مثبت بوده و با توجه به سـطح معناداری می‌توان گفت که تغییرات روند معنادار بوده اسـت. بر این اسـاس در طول بازه زمانی تحقیق محافظ کاری شـرطی شـرکت‌های مورد مطالعه روند افزایشـی داشـته است.

در فرضیه سوم که بدنبال بررسی روند زمانی ارتباط ارزشی گزارشگری مالی است، متغیر ارتباط ارزشـی گزارشـگری مالی (VR) به عنوان متغیر وابسـته و زمان به عنوان متغیر مسـتقل منظور شده است. نتیجه تخمین مدل برای آزمون این فرضیه بصورت زیر است:

$$VR_t = 6.335 + 3.28\text{TIME} + U_{i,t}$$

نگاره (۵): نتایج برازش مدل رگرسیونی فرضیه سوم

روند ارتباط ارزشی گزارشگری مالی			
متغیر	ضریب بتا	آماره t	احتمال خطا
ضریب ثابت	۶/۳۳۵	۱۴/۴۱۲	۰/۰۰۰
۱۳۹۰	۰/۶۰۹	۱۰/۳۱۵	۰/۰۰۰
۱۳۹۱	۰/۶۳۱	۹/۳۱۵	۰/۰۰۰
۱۳۹۲	۰/۶۵۸	۱۲/۱۶۵	۰/۰۰۰
۱۳۹۳	۰/۶۸۱	۱۰/۲۱۱	۰/۰۰۰
۱۳۹۴	۰/۷۰۱	۱۱/۳۲۱	۰/۰۰۰
R^2		۰/۵۰۱	
R^2 تعدیل شده		۰/۵۰۲	
F		۲۱۱/۱۸۷	
سطح معناداری		۰/۰۰۰	
دوربین واتسون		۱/۹۷	

نتایج نگاره (۵) نشـان می‌دهد که با توجه به آماره F و سـطح معناداری بدسـت برای روند ارتباط ارزشـی گزارشـگری مالی که به ترتیب برابر با ۲۱۱/۱۸۷ و ۰/۰۰۰ می‌باشـد می‌توان با اطمینان ۹۵ درصـد گفت که تغییرات روند ارتباط ارزشـی گزارشـگری مالی در طی زمان معنادار می‌با شد. آماره دوربین واتسون ۱/۹۷ بد ست آمده ا ست که کمتر از ۲/۵ بوده و نشان دهنده عدم همبستگی خطاها می‌باشد.

نتایج نشـان می‌دهد در دوره مورد مطالعه تغییرات روند ارتباط ارزشـی گزارشـگری مالی مثبت بوده اسـت که با توجه به سـطح معناداری می‌توان گفت که تغییرات روند معنادار بوده اسـت. بر این اسـاس در طول بازه زمانی تحقیق ارتباط ارزشـی گزارشـگری مالی شـرکت‌های مورد مطالعه روند افزایشی داشته است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

پیش از این ا شاره شد که در سال‌های اخیر ارتباط ارز شی اطلاعات حسابداری مورد انتقاد محققین بازار سرمایه در حسابداری قرار گرفته ا ست. نتایج حا صل از شماری از مطالعات این ذهنیت و عقیده را ایجاد نمود که ارقام حسابداری، ارتباط ارز شی خود را از د ست داده ا ست (ربکا و هم‌پژوهان، ۲۰۱۵). نوشـتارهای تخصـصـی موجود در مورد ارتباط ارزشـی حاکی از کاهش آن در طی زمان بود، برخی تحقیقات نیز افزایش ارتباط ارزشـی را مسـتند نمودند، بهر حال نتایج پژوهش ها ترکیبی بود. برخی از محققین کاهش ارتباط ارزشـی را ناشـی از افزایش حسـابداری محافظه‌کارانه می‌دانند، اما واقعیت این اسـت که جهت رابطه بین ارتباط ارزشـی و محافظه‌کاری روشـن نیسـت. اگر اطلاعات غیرقابل تایید به اندازه کافی نیز غیر قابل اتکا شـود، مربوط بودن آن اطلاعات ممکن اسـت که کاهش یابد، از این رو ارتباط ارزشـی ممکن ا ست که رابطه مثبتی با محافظه‌کاری دا شته با شد. از سویی دیگر، محافظه‌کاری ممکن است منجر به غیر واقعی شدن و کاهش مربوط بودن اطلاعات حسابداری شده و به رابطه منفی ارتباط ارز شی با محافظه‌کاری منتج شود. بر مبنای توضیحات ارائه شده، در مقاله حاضر رابطه بین محافظه‌کاری شرطی و ارتباط ارزشی گزارشگری مالی و روند این دو متغیر در شرکت‌های عضو بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار گرفت. با استفاده از نمونه‌ای متشکل از ۹۳۰ مشـاهده شـرکت-سـال برای دوره زمانی ۱۳۹۰ لغایت ۱۳۹۴، نتایج نشـان داد که بین

محافظه‌کاری شـرطی و ارتباط ارزشـی گزارشـگری مالی رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. این یافته با نتایج پژوهش‌های تجسین و یاتدیریس (۲۰۱۶)، کا سندیس و هم‌پژوهان (۲۰۰۹) و براون و همکاران (۲۰۰۶) مبنی بر وجود رابطه مثبت بین محافظه‌کاری شرطی و ارتباط ارزشی گزارشـکری مالی، همسـو اسـت. رابطه مثبت مذکور را می‌توان به این شـکل توجیه نمود که حسـابداری محافظه‌کارانه می‌تواند اعتبار اطلاعات مالی را افزایش دهد، به این دلیل که محافظه‌کاری به برآورد کمتر مبالغ و اندازه‌گیری عینی‌تر آن‌ها منجر می‌شـود، بر این اسـاس اطلاعات با کیفیت بالاتر متعاقباً کیفیت برآوردها را افزایش خواهد داد و باعث بهبود ارتباط ارزشـی شـده و نهایتاً رابطه مثبتی بین محافظه‌کاری و ارتباط ارزشـی گزارشـگری مالی وجود خواهد داشت.

نتیجه حاصل از بررسی فرضیه دوم حاکی از روند مثبت محافظه‌کاری شرطی در طی زمان (دوره ۵ سـاله تحقیق) اسـت که این یافته، هماهنگ با یافته‌های تجسـین و یاتدیریس (۲۰۱۶)، بالاچاندران و موهانرام (۲۰۰۶) و (۲۰۱۱)، بروان و هم‌پژوهان (۲۰۰۶)، گیولی و هین (۲۰۰۰) و مهرانی و مطمئن (۱۳۹۲) می‌باشد.

بررسـی فرضـیه سـوم بیانگر وجود روند مثبت ارتباط ارزشـی در طی زمان (دوره ۵ سـاله تحقیق) می‌باشـد که این نتیجه با یافته اخلوفی (۲۰۱۳) و بروان و هم‌پژوهان (۲۰۰۶) همسـو می‌باشد.

با توجه به یافته‌های تحقیق، این موضوعات برای تحقیقات آتی پیشنهاد می‌گردد:

- با توجه به معنی‌داری رابطه بین محافظه‌کاری شـرطی و ارتباط ارزشـی گزارشـگری مالی، پیشنهاد می‌شود رابطه بین این دو متغیر به تفکیک نوع صنعت بررسی شده، و نتایج با یکدیگر مقایسه گردد.

-عوامل متعددی (نظیر کیفیت گزارشـگری مالی و تغییرات در اسـتانداردها و.....) ممکن اسـت بر رابطه بین محافظه‌کاری و ارتباط ارزشـی گزارشـگری مالی اثرگذار باشـد، لذا انجام پژوهش از طریق بررسی اثرات این متغیرها به عنوان تعدیل‌گر می‌تواند پیشنهاد می‌گردد.

بدیهی است که در انجام هر کار تحقیقی محدودیت‌هایی وجود دارد، تحقیق حاضر هم از این قاعده مستثنی نبوده یکی از محدودیت‌ها لحاظ نکردن آثار تورم و سایر متغیرهای اقتصادی بر متغیرهای پژوهش است، این مطلب ممکن است نتایج را تحت تأثیر قرار دهد.

منابع

بنی‌مهد، بهمن، باغبانی، تهمینه. (۱۳۸۸). اثر محافظه‌کاری حسابداری، مالکیت دولتی، اندازه شرکت و نسبت اهرمی بر زیان دهی شرکت‌ها. فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۱۶ (۵)، ۷۰-۵۳.

خدامی‌پور، احمد، کرمشاهی، بهنام، تفتیان، اعظم. (۱۳۹۱). بررسی رابطه محافظه‌کاری و رابطه ارزشی سود با چرخه تجاری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پژوهش‌های حسابداری مالی. ۴ (۳)، ۸۶-۷۱.

خدامی‌پور، احمد، محرومی، رامین. (۱۳۸۹). رابطه ارزشی اطلاعات حسابداری محافظه‌کارانه و غیرمحافظه‌کارانه، مطالعات تجربی حسابداری مالی. ۸ (۳۰)، ۹۸-۷۹.

رحمانی، علی، اسماعیلی کیا، غریبه. (۱۳۹۳). دارایی‌های نامشهود در شرکت‌های بورسی و تأثیر آن بر ارتباط ارزشی سود، مطالعات تجربی حسابداری مالی. ۱۱ (۴۳)، ۲۳-۱.

شهابی‌نژاد، سعید، بهارمقدم، مهدی. (۱۳۹۵). بررسی ارتباط بین رابطه ارزشی اطلاعات مالی با محافظه-کاری مشروط و نامشروط. پنجمین کنفرانس بین‌المللی حسابداری و مدیریت و دومین کنفرانس کارآفرینی و نوآوری‌های باز، ۱-۱۳.

کردستانی، غلامرضا، ایرانشاهی، محمد. (۱۳۹۱). تأثیر محافظه‌کاری بر میزان مربوط بودن اطلاعات حسابداری به ارزش سهام، دانش حسابرسی. ۱۲ (۴۶)، ۳۳-۱۸.

مهرانی، ساسان، مطمئن، محسن. (۱۳۹۲). محافظه کاری و ارتباط ارزشی اطلاعات حسابداری، پژوهش‌های کاربردی در گزارشگری مالی. ۲ (۱)، ۶۱-۴۵.

Akhloufi, F. (2013). The relationship between conditional conservatism and value relevance of earnings. Economics. Master thesis. *Erasmus School of Economics Accounting, Auditing and Control*.

Andre, P. , Filip, A. (2012). Accounting conservatism in Europe and the impact of mandatory IFRS adoption: do country, institutional and legal differencessurvive? *ESSEC Business. School cergy-pontoise.* , 1–60.

Balachandran, S. V. and P. S. Mohanram. (2006). Conservatism and the value relevance of accounting information. *Unpublished working paper,Columbia University. http: //papers. ssrn. com /sol3/papers. cfm? abstract_id* =1670508, 1-41.

Balachandran S, Mohanram P. (2011). Is the Decline in the Value Relevance of Accounting Driven by Increased Conservatism?. *Review of Accounting Studies, 16 (2).* 272-301 .

Bani mahd, Bahman, Baghbani Tahmineh. (2010). The effect of Accounting conservatism, governmental ownership, firm size and financial leverage on unprofitability of companies, *Journal of accounting and auditing review, 16 (5)* , 53-70. *(In Persian)*

Basu, S. (1997). The conservatism principle and the asymmetric timelines of earnings. *Journal of Accounting and Economics, 30 (1)* , 215-241.

Brown Jr. , W. D. , He, H. , Teitel, K. , et al. (2006). Conditional conservatism and the value relevance of accounting earnings: an international study. European Accounting Review, *15 (4)* , 605–626.

Givoly, D. , Hayn, C. (2000). The changing time-series properties of earnings, cash flows, and accruals: has financial reporting become more conservative? *J. Account. Econ, 29 (3)* , 287–320.

Gokmen Mehpare Karahan. (2013). An Empirical Study On Conditional Conservatism And Value Relevance Of Earnings. *International Journal of Social Science, 6 (2)* ,1697-1720.

Khodamipour ahmad, Mahromi, Ramin. (2010). Value relevance of conservative and nonconservative information. *Financial accounting research, 8 (30)* , 79-98.. *(In Persian)*

Khodamipour ahmad , Karamshahi, B,Taftian, A. (2012). The investigation of the relationship between conservatism and value relevance of earnings with business cycle. *Empirical Studies in Financial Accounting Quarterly, 4 (3)* , 71-86. *(In Persian)*

Klein April & Marquardt Carol. (2006). Fundamentals of Accounting Losses. *The Accounting Review,81 (1)* ,179–206.

Kordestani, gholamreza, Iranshahi, mohammad. (2012). impact of conservatism on relevance of accounting information to stock value. *Journal of Audit science, 46 (12)* ,18-33.. *(In Persian)*

Kousenidis b Dimitrios V, Anestis C. Ladas a, Christos I. Negakis. (2009). Value relevance of conservative and non-conservative accounting information, *The International Journal of Accounting, 44 (3)* , 219–238.

Lev, B. , Zarowin, P. (1999). The boundaries of financial reporting and how to extend them. *J. Account. Res, 37 (2)* , 353–385.

Manganaris Panayotis, Jordan Floropoulos and Irini Smaragdi. (2011). Conservatism and Value Relevance: Evidence from the European Financial Sector, *American Journal of Economics and Business Administration, 3 (2)* , 254-264**.**

Mehrani, sasan, Motmaen, mohsen. (2013). Conservatism and Value relevance of accounting information, *Applied research in financial reporting, 2 (1)* , 45-61.. *(In Persian)*

McConnell, J. and Servaes, H. (1995) , Equity Ownership and the two Faces of Deb. *Journal of Financial Economics, 39 (1).* 131-157.

Thijssena ,Maximiliaan Willem Pierre, Iatridis, George Emmanuel. (2016). Conditional Conservatism And Value Relevance Of Financial Reporting: A Study In View Of converging Accounting Standards. *Journal Of Multinational Financial Management, 37–38,* 48-70.

Rahmani, Ali, Esmaili, gharibe. (2014). The intangible assets in listed companies in Tehran stock exchange and their imact on value relevance, *Empirical studies in financial accounting quarterly, 11 (43)* , 1-23. *(In Persian).*

Rebecca Lawani Imade, Umanhonlen Ogbeiyulu Felix, Okolie Romanus Onyeisi. (2015). Conservatism and Value Relevance of Accounting Information in Quoted Firms in Nigeria, *International Journal of Finance and Accounting, 4 (1)* , 21-39.

Sebrina Nurzi , Sari Yuanita Karmenia. (2016). Effect of Conservatism to Value relevance of earnings information. *The 1st Internasional Conference on Economics, Business, and Accounting*, 549-560.

Shahabi nejad, saeed,bahar moghadam, mehdi. (2016). Examining the relationship between value relevance of financial information and conditional and unconditional conservatism, *Intj,conf. on accounting & management & Intl. conf. on Entrepreneurship & open Innovation*, 1-13. *(In Persian).*

Watts, R. L. (2003) (b). Conservatism in accounting part II: Evidence and research opportunities. *Accounting Horizons, 17 (4)* , 287-301.

پژوهش‌های تجربی حسابداری
سال هشتم، شماره ۳۲، تابستان ۱۳۹۸، صص ۲۹۳ - ۳۲۱

بررسی واکنش رفتاری بازار سهام، بر اساس شکست روندهای کاهشی بلندمدت و کوتاه‌مدت معیارهای عملکردی شرکت، در زمان افزایش سود نقدی

جواد نیک کار*، ولی خدادادی، حسنعلی سینایی***، حسن فرازمند*****

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۹/۰۷
تاریخ پذیرش: ۹۶/۱۲/۲۰

چکیده

هدف این پژوهش بررسی واکنش رفتاری بازار سهام، بر اساس شکست روندهای کاهشی بلندمدت و کوتاه‌مدت معیارهای عملکردی شرکت (شامل: سود هر سهم، سود عملیاتی هر سهم، جریان وجه نقد عملیاتی هر سهم و رشد خالص دارایی‌های تعدیل شده هر سهم بر حسب تورم) در زمان افزایش سود نقدی است. بدین منظور شش فرضیهٔ برای بررسی این موضوع تدوین و داده‌های مربوط به ۳۰۱ شرکت عضو بورس اوراق بهادار برای دوره‌ی زمانی بین سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۴ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. الگوی رگرسیون پژوهش با استفاده از روش داده‌های تابلویی با رویکرد اثرات ثابت، بررسی و آزمون شد. نتایج پژوهش نشان داد که برای معیارهای عملکردی سود هر سهم، سود عملیاتی هر سهم و جریان نقد عملیاتی هر سهم، واکنش مثبت بازار به افزایش همزمان معیار عملکردی و سود تقسیمی، برای الگوهای بلندمدت نسبت به الگوهای کوتاه‌مدت بیشتر است. از سوی دیگر، نتایج موید آن است که برای معیار عملکردی تغییر در خالص دارایی‌های تعدیل شده هر سهم، واکنش مثبت بازار به افزایش همزمان معیار عملکردی و سود تقسیمی، برای الگوهای بلندمدت و الگوهای کوتاه‌مدت غیرمعنادار است. همچنین نتایج نشان داد، واکنش بازار به معیارهای عملکردی جریان نقد عملیاتی هر سهم و سود عملیاتی هر سهم برای الگوهای کوتاه‌مدت نسبت به دو الگوی دیگر عملکردی بیشتر است. علاوه بر این، نتایج موید آن است که برای الگوهای بلندمدت واکنش بازار یکسان نیست و بازار در تضاد با مبانی تئوریک برای هر معیار عملکردی واکنش متفاوتی نشان می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: واکنش رفتاری بازار سهام، گزارشگری سود سهام، روندهای بلندمدت معیارهای عملکردی و سودتقسیمی، روندهای کوتاه‌مدت معیارهای عملکردی و سودتقسیمی.

طبقه‌بندی موضوعی: G14, G11

DOI: 10.22051/jera.2018.18272.1876

* استادیار گروه حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران شرق، تهران، ایران. (j.nickar@gmail.com)
** دانشیار گروه حسابداری دانشگاه شهید چمران اهواز، ایران، (نویسنده‌ی مسئول). (vkhodadadi@scu.ac.ir)
*** دانشیار گروه مدیریت مالی دانشگاه شهید چمران اهواز، ایران. (ha-sinaei@yahoo.com)
**** دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز، ایران. (Hfarazmand@scu.ac.ir)

مقدمه

طی دهه ۹۰ میلادی، اکثر پژوهش‌های مالی به بسط مدل‌های روانشناسی و ارتباط آن‌ها با بازارهای مالی سوق پیدا کردند. پژوهشگران ناهنجاری‌های فراوانی را در بازارهای مالی پیش روی داشتند که مدل‌های نظری قادر به تبیین آن‌ها نبودند. بسیاری از سرمایه‌گذاران در گذشته به این نتیجه رسیده بودند که پدیده‌های روانشناختی نقش مهمی در تعیین رفتارهای بازارهای مالی دارد. با این وجود، پژوهش‌های مالی در این حوزه در طی دهه ۹۰ میلادی گسترش یافت. امروزه، به نظر می‌آید که بازار سهام نسبت به تمام پدیده‌ها واکنش داشته باشد، که یکی از مهمترین این متغیرها میزان عملکرد و تغییرات آن است (سزاری و میر، ۲۰۱۵). افزون بر این، اخبار مربوط به تقسیم سود و تغییرات سودتقسیمی نسبت به سال‌های گذشته، برای سهامداران از اهمیت به سزایی برخوردار است. زیرا، با توجه به تئوری علامت‌دهی[1]، سهامداران می‌توانند با توجه به تغییر خط‌مشی تقسیم سود، وضعیت مالی شرکت را در آینده پیش‌بینی کنند که در نتیجه سبب واکنش بازار می‌شود. بنابراین، مدیران شرکت‌ها به این موضوع توجه دارند که سهامداران آن‌ها خواهان یک روند ثابت و پایدار برای تقسیم سود هستند، زیرا پایداری سودتقسیمی این پیام را می‌دهد که شرکت وضعیت مالی با ثباتی دارد و دارای ریسک تجاری پایین‌تری است. در نتیجه، ارزش بازار سهام شرکت افزایش می‌یابد (برزیده و برهانی، ۱۳۸۸). با در نظر گرفتن توضیحات بیان شده، این سوالات مطرح می شود که اگر الگوهای عملکردی و سودتقسیمی در شرکت شکسته شود، چه واکنش رفتاری می‌تواند برای سهامداران و سایر ذینفعان داشته باشد و آیا این الگوهای متنوع (با ویژگی بلندمدت بودن در مقابل کوتاه‌مدت بودن)، واکنش رفتاری متفاوتی دارد؟ کدام یک دارای محتوای اطلاعاتی بیشتری هستند؟ همچنین، آیا این واکنش رفتاری بازار برای الگوهای متفاوت عملکردی، با یکدیگر تفاوت معناداری دارد؟

با توجه به سوالات مطرح شده، یکی از جنبه‌هایی که در زمینه سیاست تقسیم سود شرکت‌ها و بحث واکنش رفتاری آن مسکوت مانده است، بحث روندهای تاریخی بلندمدت و کوتاه‌مدت در زمینه معیارهای عملکردی شرکت و سیاست تقسیم سود آن است. مطالعات انجام شده در گذشته، هیچ اطلاعاتی از این مفهوم که آیا الگوهای بلندمدت و کوتاه‌مدت تغییرات در معیارهای عملکردی و سودتقسیمی گذشته، نقشی در انتقال اطلاعات ناشی از

سیاست تقسیم سود دارد و آیا سبب واکنش بازار سهام می شود یا خیر، ارائه نکرده‌اند (بحث شکست الگوهای بلندمدت معیارهای عملکردی و سودتقسیمی در مقابل الگوهای کوتاه‌مدت). مطالعه‌ی حاضر، واکنش رفتاری بازار سهام را در برابر شکست الگوهای متنوعی از معیارهای عملکردی (شامل؛ سود هر سهم، سود عملیاتی هر سهم، جریان وجه نقد عملیاتی هر سهم و تغییر خالص دارایی‌های تعدیل شده هر سهم بر حسب تورم) و سوابق سودتقسیمی ارزیابی می‌کند. بنابراین، باید میان دو عامل جداگانه‌ی اثر گذار بر تصمیم‌گیری در ارتباط با سیاست تقسیم سود تمایز قائل شد؛ الف) تأثیر تغییرات معیارهای عملکردی ب) تأثیر الگوهای تاریخی. بنابراین، این پژوهش انتظار دارد که در صورت تغییر معیارهای عملکردی، توانایی معیارهای عملکردی جاری به عنوان سیگنال معیارهای عملکردی آتی نمی‌تواند تنها بر کیفیت معیارهای عملکردی جاری (مانند کیفیت سود یا کیفیت سود عملیاتی) وابسته باشد؛ بلکه تابعی از: الف) سیاست تقسیم سود ب) ثبات رویه شرکت در به وجود آوردن سود و تعمیم آن در شکلی از پرداخت سود سهام است. اکثر پژوهش‌های انجام شده بر معیارهای عملکردی و کیفیت این معیارها تمرکز داشته‌اند و هیچ یک از پژوهش‌های گذشته در ادبیات حسابداری بر تأثیر الگوهای بلندمدت و کوتاه‌مدت و مقایسه جامع آن‌ها تمرکز نکرده است. علاوه بر این، در ادبیات مطرح شده گذشته در زمینه واکنش بازار سهام، تمامی پژوهش‌های انجام شده بر واکنش بازار سهام با توجه به مقدار تغییر توجه داشته‌اند و هیچ یک از ادبیات حسابداری در گذشته به بررسی واکنش بازار سهام با توجه به ثبات‌پذیری شرکت توجه نداشته‌اند. به طوری که این واکنش در شرکت‌های باثبات و با ثبات کمتر تفاوت دارد. بنابراین، با توجه به اهمیت تصمیم‌گیری سیاست تقسیم سود برای مدیران و اهمیت محتوای اطلاعاتی تغییرات سودتقسیمی برای سهامداران و دیگر ذینفعان، مطالعه حاضر به بررسی واکنش رفتاری بازار سهام، بر اساس شکست روندهای کاهشی بلندمدت و کوتاه‌مدت معیارهای عملکردی شرکت و سودتقسیمی می‌پردازد.

پیشینه پژوهش

پیشینه نظری

مدیران بر حفظ ثبات یا افزایش سود و دوری از سود غیر مترقبه، با هدف حفظ یک جریان هموار از سودتقسیمی تمرکز می‌کنند و از انحراف در سیاست تقسیم سود با ثبات، اجتناب می‌کنند. زیرا، آنان تمایلی به شکستن تعهدات مداوم خود برای تقسیم منظم سود سهام ندارند. یک تغییر در سودتقسیمی به سبب یک تغییر در عملکرد شرکت، نشان دهنده‌ی علامتی قابل اعتماد به سرمایه‌گذاران از انتظار تغییر در قابلیت سودآوری شرکت است که می‌تواند سبب واکنش رفتاری بازار سهام شود. افزون بر این، اگر مدیران تمایلی به تغییر سودتقسیمی نداشته باشند، در این صورت در یک دوره‌ی بلندمدت از معیارهای عملکردی گذشته و سوابق سودتقسیمی؛ الف) تغییر سودتقسیمی اطلاعات بیشتری در باره‌ی سودهای آینده ارائه می‌کند که باعث واکنش رفتاری بازار می‌شود و ب) این واکنش رفتاری زمانی صورت می‌گیرد که انتظار رود این تغییر در عملکرد شرکت پایدار باشد (لیو و چن، ۲۰۱۴).

از سوی دیگر، استدلال می‌شود که چون مدیران تمایلی به تغییر سیاست سودتقسیمی ندارند، در ارتباط با مشکلات عملکرد که انتظار می‌رود پایدار باشد هر چه الگوهای عملکردی و الگوی سودتقسیمی گذشته بلندمدت‌تر باشد؛ احتمال تغییر سودتقسیمی بیش‌تر می‌شود. در واقع، هر چه الگوی کاهشی معیارهای عملکردی و سودتقسیمی قبل از تغییر معیارهای عملکردی، بلندمدت‌تر باشد؛ انتظار می‌رود تغییر معیارهای عملکردی، محتوای اطلاعاتی بیشتری در توضیح احتمال تغییر سودتقسیمی داشته باشد و سبب واکنش بیشتر در بازار شود. در نتیجه، زمانی که معیارهای عملکردی تغییر می‌کند به منزله‌ی سیگنالی در یک الگوی ثابت از معیارهای عملکردی است که بر تصمیم‌گیری در رابطه با سودتقسیمی تأثیر گذار است و این موضوع زمانی که سوابق گذشته معیارهای عملکردی و سودتقسیمی قبل از تغییر در معیارهای عملکردی، بلندمدت‌تر باشد بیشتر خود را نشان می‌دهد (سزاری و میر، ۲۰۱۵).

بر این اساس، با استفاده از دو استدلال شرکت‌ها با توجه به سوابق معیارهای عملکردی و سودتقسیمی گذشته از یکدیگر تفکیک شده‌اند. اول تمرکز بر شرکت‌هایی با سابقه‌ی بلندمدتی از معیارهای عملکردی، برای توانایی جداسازی بهتر تغییرات قابل توجه در قابلیت

سودآوری؛ برای مثال، افزایش معیارهای عملکردی پس از یک دوره‌ی بلندمدت از یک روند معیارهای عملکردی منفی نسبت به یک دوره‌ی کوتاه‌مدت از معیارهای عملکردی، غیر معمول‌تر است. دوم، تفکیک شرکت‌ها بر اساس الگو سود سهام پرداختی طبق نظریه میلر و مودیگلیانی (۱۹۶۱)، که استدلال می‌کنند اگر شرکتی خارج از الگوی سودتقسیمی عمل کند، سرمایه گذاران احتمالا تفسیر می‌کنند که تغییر در نرخ سود نقدی به عنوان یک تغییر در اعتقاد مدیران درباره‌ی عملکرد آینده شرکت است. در نتیجه، تفسیر سرمایه‌گذاران نسبت به تغییر در اعتقاد مدیران نسبت به عملکرد آینده شرکت، برای شرکت‌ها با الگوی بلندمدت از افزایش سودتقسیمی نسبت به الگوی کوتاه‌مدت متفاوت است (چاریتو و همکاران، ۲۰۱۰).

افزون بر این، مدیرانی که دارای روندهای کاهشی در معیارهای عملکردی و سود تقسیمی هستند، انگیزه بیشتری برای خروج از بحران دارند (یا انگیزه بیشتری دارند که به بازار اعلام کنند که چشم‌انداز روشنی دارند). بنابراین، در صورت تغییرات مثبت معیارهای عملکردی پس از یک دوره کاهشی، مدیران با انگیزه بالاتری به منظور کسب منافع بیشتر، سیاست تقسیم سود را تغییر داده و الگوی بلندمدت را می‌شکنند. لذا، تغییر سودتقسیمی دارای محتوای اطلاعاتی زیادی در توضیح سود آینده دارد (چاریتو و همکاران، ۲۰۰۰). که می‌تواند سبب واکنش رفتاری بازار شود. همچنین، با توجه به اینکه مدیران تمایلی زیادی به خروج از بحران دارند، هر چه الگوهای عملکردی و سودتقسیمی گذشته بلندمدت‌تر باشد، معیارهای عملکردی تحقق یافته‌ی شرکت در مقایسه با شرکت‌هایی که ثبات کمتری دارند دارای واکنش بازار بیشتری برای تغییر سودتقسیمی است (چاریتو و همکاران، ۲۰۱۱).

از سوی دیگر، در اکثر متون مالی و حسابداری این انتظار وجود دارد که تغییرات سود عملیاتی و جریان وجه نقد عملیاتی نسبت به سایر معیارهای عملکردی شرکت بیشتر مورد توجه بازار قرار گیرد اما، این موضوع کمتر در ادبیات حسابداری بر اساس روندهای بلندمدت و کوتاه‌مدت مورد آزمون قرار گرفته است. بنابراین، مطابق فرضیه پنجم این انتظار وجود دارد که شکست الگوهای کوتاه مدت در میان معیارهای عملکردی برای معیارهای سود عملیاتی هر سهم و جریان نقد عملیاتی هر سهم نسبت به سود هر سهم و خالص دارایی‌های تعدیل شده هر سهم دارای محتوای اطلاعاتی و واکنش بازار بیشتری باشند. چرا که این معیارها کمتر قابلیت دستکاری داشته و به طور مستقیم با عملیات واقعی و عملیاتی شرکت مربوط است و

دارای قابلیت مقایسه پذیری بیشتر و دیدگاه بلندمدت جامع‌تر هستند. همچنین، مطابق با فرضیات ششم، این انتظار وجود دارد با توجه به اینکه در بلندمدت، تمامی معیارهای عملکردی شرکت به یکدیگر نزدیک می شود (در یک دوره بلندمت تقریبا یکسان هستند) در بلندمدت تمامی معیارهای عملکردی (شامل؛ سود هر سهم، سود عملیاتی هر سهم، جریان وجه نقد عملیاتی هر سهم و خالص دارایی‌های تعدیل شده هر سهم بر حسب تورم) دارای محتوای اطلاعاتی و واکنش بازار یکسان باشند (چن و تایرس، ۲۰۱۵).

پیشینه تجربی

بالی (۲۰۰۳) شواهدی یافته بود که کاهش سود سهام باعث واکنش بزرگتری از بازار به نسبت افزایش آن می‌شود. در واقع آن‌ها به این نتیجه دست یافتند که «خبر خوب به طور اساسی خبر به حساب نمی‌آید» که بدان معنی است که بازار به تغییرات سود سهامی که دربردارنده‌ی خبرهای خوب است واکنش نشان نمی‌دهد. هرچند این نتیجه نیز حاصل شد که اخبار بد، اعم از حذف یا کاهش سود سهام واکنش منفی معناداری در بر خواهد داشت. همچنین، باومن (۲۰۰۹) در مقاله خو شبینی مدیریتی و واکنش بازار نسبت به تغییرات سود سهام به این نتیجه دست یافت که تغییرات سود سهام واکنش غیرعادی بازار را به همراه دارد و اطلاعات کمی را از درآمد آینده شرکت‌ها فراهم می‌کند.

بحث تأثیر الگوی سود و سودتقسیمی گذشته بر محتوای اطلاعاتی سودتقسیمی برای اولین بار توسط چاریتو و همکاران (۲۰۱۰)، بررسی شد. آنان تأثیر الگوی سود و سودتقسیمی گذشته را بر محتوای اطلاعاتی سودتقسیمی در زمان کاهش سود، بررسی کردند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که هر چه ثبات (روند افزایشی) الگوی سود و سودتقسیمی گذشته در میان شرکت‌هایی که کاهش سود داشته‌اند، بلندمدت‌تر باشد؛ الف) اطلاعات منتقل شده توسط سودهای تقسیمی دربارهٔ سودهای آینده تقویت می شود و ب) نقش مقدار سود تحقق یافته در جهت روشن ساختن تصمیم‌گیری سیاست تقسیم سود که در آن سود در بردارنده‌ی محتوای اطلاعاتی بیشتری در توضیح احتمال کاهش سودتقسیمی است، افزایش می‌یابد. همچنین آنان در سال (۲۰۱۱)، تأثیر الگوی سود و سودتقسیمی گذشته را بر واکنش بازار در زمان متحمل شدن زیان بررسی کردند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که در یک نمونه از

شرکت‌هایی که متحمل زیان شده‌اند، هر چه ثبات (روند افزایشی) الگوی سود و سودتقسیمی گذشته بلندمدت‌تر باشد، شرکت با واکنش منفی بیشتری از سوی بازار رو به رو می‌شود.

سزاری و میر (۲۰۱۵) تأثیر تغییرات سودتقسیمی بر ارزشمندی قیمت سهام را بررسی کردند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که ارتباط مثبت معناداری میان بازده گذشته و تغییرات فعلی سودتقسیمی وجود دارد. همچنین، مطالعه آنان اطلاعات خصوصی موجود در قیمت سهام را به عنوان یک عامل تعیین کننده مهم سیاست تقسیم سود برجسته ساخته است.

چن و تایرس (۲۰۱۵) در پژوهشی به بررسی سایر منابع اطلاعاتی به عنوان عامل موثر بر واکنش منفی بازار به شگفتی‌های سود پرداختند. که چرا بازار لزوماً به شگفتی‌های مثبت (منفی) واکنش مثبت (منفی) نشان نمی‌دهد. نتایج نشان داد که سایر منابع اطلاعاتی عامل اصلی این واکنش متضاد می‌باشند و اثر سایر منابع اطلاعاتی هنگامی که سرمایه‌گذاران با شک و تردید به اطلاعات سود نگاه می‌کنند، بیشتر است. همچنین، نتایج نشان داد که سایر منابع اطلاعاتی ارزیابی سرمایه‌گذاران از اطلاعات سود را تسهیل می‌کنند.

یکینی و همکاران (۲۰۱۶) به بررسی واکنش بازار با توجه به اعلامیه‌های مثبت گزارشگری سالانه پرداختند. نمونه آنان شامل ۱۴۱۰ شرکت انگلیسی بود. نتایج پژوهش آنان نشان داد که گستردگی بیشتری از واکنش بازار نسبت به اخبار مثبت در اطراف تاریخ افشا وجود دارد. همچنین، آنان معتقدند که اعلامیه های ارائه شده شرکت نباید به عنوان ابزاری در اختیار مدیریت باشد بلکه به عنوان کانال‌هایی برای ارائه اطلاعات هستند.

ایجاز و همکاران (۲۰۱۷) به بررسی تغییرات سودتقسیمی به عنوان سیگنالی برای پیشبینی سودهای آتی شرکت پرداختند. آنان برای انجام این پژوهش از داده‌های مربوط به ۹۲۸ شرکت فرانسوی و ۹۵۵ شرکت آلمانی بین سال‌های ۱۹۹۱-۲۰۱۰ استفاده کردند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که ارتباط معناداری میان تغییرات سودتقسیمی جاری و تغییرات سود آتی برای شرکت‌ها با بازده غیر عادی بیشتر وجود دارد.

محمودی و محقق (۱۳۹۰) معتقدند که بازار با دنبال کردن روندی خاص، واکنش مثبتی به افزایش صورت گرفته از سوی آن روند نشان می‌دهد. تا زمانی که بنگاه از روند قبلی خود منحرف نشود، بازار واکنش غیر منتظره‌ای نشان نمی‌دهد. با توجه به این که واکنش

بازار در برابر انحراف مثبت اساسی از روندی منفی، واکنشی منفی بوده است، می‌توان نتیجه گرفت که خبرهای مثبت، در برابر روند منفی با واکنش مناسبی از جانب بازار روبه‌رو نمی‌شود و بازار روند را در این گونه انحرافات دنبال می‌کند .

فدایی‌نژاد و کامل‌نیا (۱۳۹۱) واکنش بازار سهام به اعلامیه‌های سود فصلی در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کردند. نتایج حاصله نشان داد که اعلامیه‌های سود حاوی اطلاعات مربوطی برای بازار سهام است. و زمانی که سود واقعی سه ماهه بیش از پیش‌بینی شرکت باشد (اخبار خوب)، در پنج روز بعد از اعلام سود، بازدهی غیرعادی مثبت معنی‌داری مشاهده می شود. تداوم این بازدهی غیرعادی طی چند روز پس از اعلام سود، نشان دهنده آن است که سرعت تعدیل قیمت‌ها در این بورس کوچک کم است. همچنین، در اعلامیه‌های سودی که سود واقعی کمتر از پیش بینی است (اخبار بد)، بازدهی غیرعادی مشاهده نمی‌شود.

سجادی و همکاران (۱۳۹۴) معتقدند هر چه سوابق سود و الگوی سود تقسیمی گذشته در میان شرکت‌هایی که متحمل کاهش سود شده‌اند، بلندمدت‌تر باشد؛ محتوای اطلاعاتی سود تقسیمی در باره‌ی سودهای آینده افزایش می‌یابد. همچنین، باعث افزایش نقش مقدار کاهش سود تحقق یافته در تصمیم‌گیری سیاست تقسیم سود می‌شود، که در آن سود در بر دارنده‌ی محتوای اطلاعاتی بیشتری در توضیح احتمال کاهش سود تقسیمی است.

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مبانی نظری مطرح شده و پژوهش‌های پیشین، فرضیه‌های پژوهش به صورت زیر تدوین شده است:

نکته: لازم به توضیح است که برای هر چهار فرضیه اول انتظار بر این است که برای الگوی بلندمدت نسبت به الگوی کوتاه مدت، واکنش رفتاری بازار سهام بیشتر و شدیدتر باشد.

فرضیه اول: در شرکت‌هایی که پس از یک دوره کاهشی در سود هر سهم و سود نقدی، افزایش در سود هر سهم آن‌ها رخ دهد؛ افزایش سود نقدی، سبب تأثیر مثبت بیشتری بر واکنش بازار دارد.

فرضیه دوم: در شرکت‌هایی که پس از یک دوره کاهشی در سود عملیاتی هر سهم و سود نقدی، افزایش در سود عملیاتی هر سهم آن‌ها رخ دهد؛ افزایش سود نقدی، سبب تأثیر مثبت بیشتری بر واکنش بازار دارد.

فرضیه سوم: در شرکت‌هایی که پس از یک دوره کاهشی در وجه نقد عملیاتی هر سهم و سود نقدی، افزایش در وجه نقد عملیاتی هر سهم آن‌ها رخ دهد؛ افزایش سود نقدی، سبب تأثیر مثبت بیشتری بر واکنش بازار دارد.

فرضیه چهارم: در شرکت‌هایی که پس از یک دوره کاهشی در خالص دارایی‌های تعدیل شده هر سهم و سود نقدی، افزایش در خالص دارایی‌های هر سهم آن‌ها رخ دهد؛ افزایش سود نقدی، سبب تأثیر مثبت بیشتری بر واکنش بازار دارد.

فرضیه پنجم: واکنش بازار معیارهای عملکردی جریان نقد عملیاتی هر سهم و سود عملیاتی هر سهم برای الگوهای کاهشی کوتاه‌مدت بیشتر از معیارهای عملکردی سود هر سهم و تغییر خالص دارایی‌های هر سهم است.

فرضیه ششم: واکنش بازار معیارهای عملکردی برای الگوهای کاهشی در بلندمدت (شامل؛ سود هر سهم، سود عملیاتی هر سهم، جریان وجه نقد عملیاتی هر سهم و خالص دارایی‌های تعدیل شده هر سهم بر حسب تورم) یکسان است.

روش گردآوری داده‌ها

در این پژوهش گردآوری اطلاعات در دو مرحله انجام شده است. در مرحله‌ی اول برای تدوین مبانی نظری پژوهش از روش کتابخانه‌ای و در مرحله‌ی دوم، برای گردآوری داده‌های موردنظر از ماهنامه‌های بورس و سایت‌های بورس و بانک مرکزی و نرم‌افزارهای اطلاعات مالی شرکت‌ها استفاده شده است .سپس، برای آماده سازی اطلاعات از نرم افزار اکسل استفاده شده است، به این ترتیب که پس از استخراج اطلاعات مربوط به متغیرهای مورد بررسی از منابع ذکر شده، این اطلاعات در کاربرگ‌های ایجاد شده در محیط این نرم افزار وارد شده و سپس، محاسبات لازم برای دستیابی به متغیرهای مورد بررسی انجام شده است و در نهایت نیز به منظور آزمون فرضیه‌ها از نرم افزار ایویز (*Eviews*) نسخه ۹ استفاده شده است.

روش‌شناسی پژوهش

جامعه و نمونه‌ی آماری

جامعه‌ی آماری پژوهش، کلیه شـــرکت‌های پذیرفته شـــده در بورس اوراق بهادار تهران در فاصله‌ی زمانی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۴ بوده است. در این پژوهش، برای تعیین نمونه‌ی آماری از روش نمونه گیری به صورت حذف سیستماتیک استفاده شد؛ بدین صورت که در هر مرحله از بین کلیه شـرکت‌های موجود در ابتدای سـال ۱۳۶۹ تا انتهای سـال ۱۳۹۵، شـرکت‌هایی که دارای شـرایط زیر نبوده‌اند، حذف شـده و شـرکت‌های باقی مانده برای انجام آزمون انتخاب شدند:

۱. شرکت‌ها باید در طول دوره‌ی مورد بررسی تداوم فعالیت داشته باشند.

۲. نمونه‌ی آماری شامل شرکت‌های تولیدی و صنعتی باشد.

۳. شرکت‌هایی که سال مالی آن‌ها به انتهای اسفند ماه ختم می‌شود.

در نهایت، پس از طی مراحل مزبور، تعداد ۳۰۱ شـرکت، شـامل ۸ زیر نمونه به شـرح نگاره زیر برای بررســی انتخاب شــد. به طوری که برای هر یک از عوامل عملکردی کاهشــی در مجموع ۴ زیر نمونه (۴×۱) و بعد از آن برای روندهای بلندمدت و کوتاه‌مدت تبدیل به ۸ زیر نمونه (۴×۲) خواهد شد.

نگاره (۱): زیر نمونه‌های پژوهش*

معیار عملکردی	الگوهای عملکردی	تعداد شکست
سود هر سهم	کوتاه‌مدت (سه ساله)	۱۶۴
	بلندمدت (بیش از شش سال)	۶۴
سود عملیاتی هر سهم	کوتاه‌مدت (سه ساله)	۱۸۷
	بلندمدت (بیش از شش سال)	۶۰
جریان نقد عملیاتی هر سهم	کوتاه‌مدت (سه ساله)	۱۴۳
	بلندمدت (بیش از شش سال)	۴۸
رشد خالص دارایی‌های هر سهم (تعدیل شده بر اساس تورم)	کوتاه‌مدت (سه ساله)	۱۸۲
	بلندمدت (بیش از شش سال)	۵۸

الگوها و متغیرهای پژوهش

با توجه به مبانی نظری مطرح شده، هدف این پژوهش بررسی واکنش رفتاری بازار سهام بر اساس روندهای بلندمدت و کوتاه‌مدت کاهشی معیارهای عملکردی شرکت در زمان افزایش سود نقدی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. بنابراین، الگوهای زیر مطابق با مبانی تئوریک و پیشینه‌های بررسی شده برای انجام آزمون فرضیه‌های انتخاب شده است.

الگوی (۱)

$$CAR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 EPS_{i,t} + \beta_2 DIV_INCREASE_{i,t} + \beta_3 (EPS \times DIV_INCREASE)_{i,t} + \beta_4 ISTAB_{i,t} + \beta_5 (EPS \times DIV_INCREASE \times ISTAB)_{i,t} + \beta_6 CFO_{i,t} + \beta_7 Size_{i,t} + \beta_8 MTB_{i,t} + \beta_9 DEBTEQ_{i,t} + \beta_{10} SPI_{i,t} + \beta_{11} SALEGR_{i,t} + \beta_{12} RETTE_{i,t} + \beta_{13} Turnover_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

الگوی (۲)

$$CAR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Operat\ Profit_{i,t} + \beta_2 DIV_INCREASE_{i,t} + \beta_3 (Operat\ Profit \times DIV_INCREASE)_{i,t} + \beta_4 ISTAB_{i,t} + \beta_5 (Operat\ Profit \times DIV_INCREASE \times ISTAB)_{i,t} + \beta_6 CFO_{i,t} + \beta_7 Size_{i,t} + \beta_8 MTB_{i,t} + \beta_9 DEBTEQ_{i,t} + \beta_{10} SPI_{i,t} + \beta_{11} SALEGR_{i,t} + \beta_{12} RETTE_{i,t} + \beta_{13} Turnover_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

الگوی (۳)

$$CAR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Cash\ Flow_{i,t} + \beta_2 DIV_INCREASE_{i,t} + \beta_3 (Cash\ Flow \times DIV_INCREASE)_{i,t} + \beta_4 ISTAB_{i,t} + \beta_5 (Cash\ Flow \times DIV_INCREASE \times ISTAB)_{i,t} + \beta_6 Current\ ratio_{i,t} + \beta_7 Size_{i,t} + \beta_8 MTB_{i,t} + \beta_9 DEBTEQ_{i,t} + \beta_{10} SPI_{i,t} + \beta_{11} SALEGR_{i,t} + \beta_{12} RETTE_{i,t} + \beta_{13} Turnover_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

الگوی (۴)

$$CAR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Net\ Asset_{i,t} + \beta_2 DIV_INCREASE_{i,t} + \beta_3 (Net\ Asset \times DIV_INCREASE)_{i,t} + \beta_4 ISTAB_{i,t} + \beta_5 (Net\ Asset \times DIV_INCREASE \times ISTAB)_{i,t} + \beta_6 CFO_{i,t} + \beta_7 Size_{i,t} + \beta_8 MTB_{i,t} + \beta_9 DEBTEQ_{i,t} + \beta_{10} SPI_{i,t} + \beta_{11} SALEGR_{i,t} + \beta_{12} RETTE_{i,t} + \beta_{13} Turnover_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

نکته: لازم به توضیح است که در الگو سوم پژوهش تنها برای معیار عملکردی جریان نقد عملیاتی هر سهم به منظور جلوگیری از وجود همخطی به جای متغیر کنترل جریان نقد عملیاتی

از متغیر نسبت جاری استفاده شده است. چراکه معیار عملکردی جریان نقد عملیاتی هر سهم متغیر مستقل است.

متغیرهای پژوهش

متغیرهای وابسته

$CAR_{i,t}$: برابر با واکنش بازار سهام شرکت است. که بر اساس بازده غیر عادی انباشته سهام پنج روز معاملاتی پیرامون تاریخ اعلان سود نقدی محاسبه شده است. بازده غیر عادی انباشته از طریق مقایسه بازده واقعی سهام شرکت و بازده واقعی بازار به صورت انباشته محاسبه شده است.

متغیرهای مستقل

EPS: برابر با سود هر سهم شرکت است که از تقسیم سود خالص بر تعداد سهام شرکت بدست می‌آید.

$Operat\ Profit$: برابر با سود عملیاتی هر سهم است که از تقسیم سود عملیاتی بر تعداد سهام شرکت بدست می‌آید.

$Cash\ Flow$: برابر با جریان وجه نقد عملیاتی هر سهم است که از تقسیم جریان وجه نقد عملیاتی بر تعداد سهام شرکت بدست می‌آید.

$Net\ Asset$: برابر با تغییر در خالص دارایی‌های تعدیل شده هر سهم نسبت به سال قبل است که از تقسیم تغییرات خالص دارایی‌های تعدیل شده بر حسب تورم بر تعداد سهام شرکت بدست می‌آید.

$ISTAB$: یک متغیر موهومی است در صورتی که پس از یک دوره‌ی مشخص (سه ساله و بیش از شش سال) در کاهش معیارهای عملکردی و سود نقدی شرکت‌ها، افزایش در معیارهای عملکردی و سودتقسیمی رخ داده باشد، عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر در نظر گرفته می‌شود.

$DIV_INCREASE$: یک متغیر موهومی است در صورتیکه در سود نقدی پرداختی شرکت‌ها افزایش رخ داده باشد عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر در نظر گرفته می‌شود.

متغیرهای کنترل

CFO: جریان‌های نقدی عملیاتی شرکت که توسط دارایی‌های اول دوره همگن شده است.

$Size$: اندازه‌ی شرکت که از طریق لگاریتم طبیعی ارزش دفتری کل دارایی‌های شرکت محاسبه شده است.

MTB: نسبت فرصت‌های رشد شرکت که از طریق نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت محاسبه شده است.

$DEBTEQ$: نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام شرکت است.

SPI: نسبت اقلام خاص (اقلام غیر مترقبه) صورت سود وزیان به سود خالص دوره است.

$SALEGR$: برابر با رشد درآمد جاری شرکت نسبت به سال قبل است.

$RETTE$: نسبت سود انباشته به جمع حقوق صاحبان سهام شرکت است.

$Current\ ratio$: برابر با نسبت دارایی‌های جای شرکت به بدهی‌های جاری آن است.

$Turnover_{i,t}$: برابر با میانگین حجم معاملات روزانه سهام در سال است.

لازم به توضیح است که برای تعریف متغیرهای پژوهش از پژوهش‌های چاریتو و همکاران (۲۰۱۰)، چاریتو و همکاران (۲۰۱۱) و سجادی و همکاران (۱۳۹۴) استفاده شده است و مطابق با این پژوهش‌ها می‌باشد.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

همان‌طور که مشاهده می‌شود، نتایج آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در نگاره (۲) نشان داده شده است.

نگاره (۲): آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش*

متغیر	میانگین	میانه	انحراف معیار	بیشینه	کمینه	چولگی	کشیدگی
واکنش بازار	۱۶/۶۳۶	۱۲/۲۷۰	۲/۶۳۰	۴۸/۲۱۰	۰	۰/۰۶۸	۳/۰۲۶
سودتقسیمی هر سهم	۶۸۱/۴۷	۳۲۸	۲۶/۶۱۹	۴۵۸۰	۰	۰/۰۸۵	۳/۰۶۵
سود هر سهم	۷۷۳/۸۱	۵۵۳	۳۱/۹۳۴	۵۰۵۰	-۲۴۵۰	۰/۰۷۵	۳/۰۵۷
سود عملیاتی هر سهم	۹۸۰	۶۹۲/۱۴	۲۹/۶۰۹	۵۷۵۲/۰۷	-۱۶۰۴/۱	۰/۰۴۹	۳/۰۷۲
جریان نقد عملیاتی هر سهم	۶۰۸/۳۳	۵۴۳/۶۲	۲۴/۲۳۸	۴۲۲۲/۳۶	-۱۲۶۰/۴	۰/۰۴۷	۳/۰۴۳
تغییر در خالص دارایی‌های تعدیل شده هر سهم	۱۶۲/۷۶	۱۶۳/۱۹	۱۱/۴۹۹	۲۹۳۹/۲۰	-۲۱۰۲/۵	۰/۰۵۸	۳/۰۹۲
نسبت جریان نقد عملیاتی شرکت به دارایی اول دوره	۰/۰۸۸	۰/۰۹۹	۰/۱۲۵	۰/۳۶۹	-۰/۲۱۸	-۰/۰۱۵	۲/۸۶۴
اندازهٔ شرکت	۵/۵۲۸	۵/۵۶۸	۰/۷۵۹	۷/۸۵۳	۳/۷۷۰	۰/۰۰۵	۳/۰۲۲
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام	۲/۴۰۰	۱/۸۳۳	۲/۱۹۲	۸/۵۷۵	-۲/۴۰۵	۰/۰۵۷	۳/۱۱۰
نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام	۲/۴۱۹	۱/۸۲۶	۲/۳۸۰	۸/۰۲۰	-۳/۰۵۴	۰/۰۴۵	۳/۱۰۹
نسبت اقلام خاص (اقلام غیر مترقبه) به سود خالص	۰/۰۶۹	۰/۰۲۳	۰/۳۴۵	۰/۷۷۳	-۰/۴۰۴	-۰/۰۰۶	۲/۹۶۹
رشد درآمد شرکت	۰/۱۹۰	۰/۱۵۳	۰/۲۷۲	۰/۶۶۲	-۰/۳۸۹	-۰/۰۰۳	۲/۹۵۷
نسبت سود انباشته به حقوق صاحبان سهام	۰/۲۹۵	۰/۲۸۴	۰/۳۹۰	۱/۳۲۸	-۰/۶۲۴	۰/۰۲۳	۳/۰۳۵
نسبت جاری	۱/۲۲۰	۱/۱۳۶	۰/۴۶۵	۲/۵۴۸	۰/۴۱۴	۰/۰۴۹	۳/۰۸۰
لگاریتم میانگین حجم معاملات روزانه	۴/۶۳۱	۴/۶۰۵	۰/۸۶۹	۶/۱۹۰	۲/۹۱۲	۰/۰۵۲	۲/۹۲۲

با توجه به نتایج بدست آمده از آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش و نزدیک به هم بودن میانگین و میانه در بیشتر متغیرهای پژوهش، می‌توان بیان کرد که کلیه متغیرها از توزیع مناسبی برخوردار هستند. افزون بر این، آماره‌های انحراف معیار، ضریب کشیدگی، چولگی و احتمال آماره جارک‌برا نیز به منظور بررسی نرمال بودن توزیع داده‌ها بکار گرفته می‌شوند (کلر و واراک، ۲۰۰۳). با بررسی معیارهای مذکور می‌توان اظهار داشت که داده‌های مربوط به متغیرهای مستقل و وابسته از توزیع نرمال برخوردار هستند زیرا، متغیرها دارای حداقل فاصله از ارزش ارایه شده برای کشیدگی می‌باشند. از سوی دیگر، سودتقسیمی هر سهم دارای میانگین تقریبی ۶۸۱ ریالی است که با توجه به دوره پژوهش ۲۵ ساله، نشان دهنده پرداخت سودتقسیمی بالا در شرکت‌های ایرانی است. علاوه بر این، متغیرهای عملکردی دارای میانگین مثبتی بوده که بیانگر عملکرد مثبت شرکت‌ها در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار است. از سوی دیگر، با توجه به میانگین متغیر رشد درآمد شرکت که برابر ۰/۱۹ می‌باشد می‌توان ادعا کرد که فروش شرکت‌ها در دوره پژوهش دارای رشد معقولی با توجه به میانگین نرخ تورم داشته است. همچنین، با توجه به میانگین متغیر نسبت جاری که برابر ۱/۲۲ است می‌توان بیان کرد که در شرکت‌های ایرانی این نسبت در حد معقولی نبوده و شرکت‌ها به صورت میانگین دارای ضعف نقدینگی هستند.

آزمون هم خطی متغیرهای مستقل و بررسی همسانی واریانس

همخطی یعنی وجود رابطه شدید بین متغیرهای مستقل که توسط آماره *VIF* سنجیده می‌شود. مقادیر زیر ۱۰ برای این آماره نشان دهنده عدم وجود همخطی بین متغیرهای مستقل است. با توجه به نتایج بدست آمده برای کلیه مقادیر بدست آمده این مقدار برای متغیرهای پژوهش کمتر از حد مجاز است. در نتیجه، هیچ گونه هم خطی میان متغیرهای پژوهش مشاهده نشده است. در ضمن، برای بررسی همسانی واریانس میان باقیمانده‌های مدل، از آزمون والد تعدیل شده استفاده شده است. این آزمون در نرم افزار ایویوز قابل انجام نبوده و برای انجام آن از نرم افزار استاتا استفاده شده است. نتیجه این آزمون برای مدل‌های پژوهش موید وجود همسانی واریانس میان باقیمانده‌های مدل است. همچنین، نرمال بودن توزیع باقی مانده‌های رگرسیون نیز مورد بررسی قرار گرفته است که نتایج موید نرمال بودن این باقی‌مانده‌ها است.

آمار استنباطی

هدف این پژوهش، بررسی واکنش رفتاری بازار سهام، بر اساس روندهای کاهشی بلندمدت و کوتاه‌مدت معیارهای عملکردی شرکت، در زمان افزایش سود نقدی است. در همین راستا، با توجه به مبانی نظری مطرح شده شش فرضیه تدوین و در ادامه به بررسی و آزمون آن‌ها پرداخته شده است. البته لازم است، قبل از برازش الگوهای پژوهش، آزمون چاو و هاسمن به ترتیب به منظور بررسی استفاده از روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت[۲] در مقابل روش داده های تلفیقی[۳] و انتخاب از بین الگوی داده های تابلویی با اثرات ثابت یا داده های تابلویی با اثرات تصادفی برای نمونه پژوهش انجام شود (افلاطونی، ۱۳۹۲). نتایج حاصل از آزمون چاو و هاسمن برای الگوهای پژوهش در نگاره (۳) نشان داده شده است. نتایج این آزمون به صورت زیر است:

نگاره (۳): نتایج آزمون چاو و هاسمن برای الگوهای پژوهش

الگوی مورد بررسی	آزمون چاو		آزمون هاسمن		روش پذیرفته شده
	آماره	سطح خطا	آماره	سطح خطا	
الگوی کوتاه‌مدت (سه ساله)					
الگوی (۱) معیار سود هر سهم	۱/۷۱۱	۰/۰۰۰	۲۶/۸۶۹	۰/۰۱۳	روش اثرات ثابت
الگوی (۲) معیار سود عملیاتی هر سهم	۱/۷۱۰	۰/۰۰۰	۲۶/۷۱۹	۰/۰۱۳	روش اثرات ثابت
الگوی (۳) معیار جریان نقد عملیاتی هر سهم	۱/۷۳۰	۰/۰۰۰	۳۷/۹۹	۰/۰۰۰	روش اثرات ثابت
الگوی (۴) معیار تغییر در خالص دارایی‌های تعدیل شده هر سهم	۱/۷۰۰	۰/۰۰۰	۲۶/۲۷۸	۰/۰۱۵	روش اثرات ثابت
الگوی بلندمدت (بیش از شش سال)					
الگوی (۱) معیار سود هر سهم	۱/۷۱۱	۰/۰۰۰	۲۷/۴۲۸	۰/۰۱۰	روش اثرات ثابت
الگوی (۲) معیار سود عملیاتی هر سهم	۱/۷۱۲	۰/۰۰۰	۳۳/۸۱۱	۰/۰۰۱	روش اثرات ثابت
الگوی (۳) معیار جریان نقد عملیاتی هر سهم	۱/۷۲۷	۰/۰۰۰	۳۸/۳۴۹	۰/۰۰۰	روش اثرات ثابت
الگوی (۴) معیار تغییر در خالص دارایی‌های تعدیل شده هر سهم	۱/۶۹۵	۰/۰۰۰	۲۷/۵۸۳	۰/۰۱۰	روش اثرات ثابت

همانطور که در نگاره (۳) قابل مشاهده است، نتایج حاکی از آن است که روش داده‌های تابلویی با رویکرد اثرات ثابت برای الگوهای پژوهش روش ارجح است. بنابراین، در ادامه به

تخمین الگوی (۱) پژوهش به منظور بررسی فرضیه اول با توجه به روش ارجح پرداخته شد. نتایج حاصل از بررسی این فرضیه در نگاره (۴) ارائه شده است.

نگاره (۴): نتایج تخمین الگوی (۱) پژوهش*

	الگوی سه ساله			الگوی بیش از شش سال		
متغیر	ضریب متغیر	آماره تی	سطح خطا	ضریب متغیر	آماره تی	سطح خطا
عرض از مبداء	۳/۷۳۴	۰/۸۶۵	۰/۳۸۶	۴/۱۲۶	۰/۹۵۵	۰/۳۳۹
سود هر سهم	۰/۰۰۰۴ –	-۱/۲۵۲	۰/۲۱۰	۰/۰۰۰۴	۱/۳۳۱	۰/۱۸۳
افزایش سودتقسیمی	۲/۰۵۵	۲/۷۰۸	۰/۰۰۶	۱/۸۳۵	۲/۴۵۳	۰/۰۱۴
سود هر سهم در افزایش سودتقسیمی	۰/۰۰۰۳	۱/۱۴۶	۰/۲۵۱	۰/۰۰۰۳	۱/۰۹۵	۰/۲۷۳
افزایش همزمان سود هر سهم و سودتقسیمی	۱/۲۴۲	۲/۰۷۹	۰/۰۳۷	۱/۸۳۵	۲/۷۸۹	۰/۰۰۵
سود هر سهم در افزایش سود تقسیمی در افزایش همزمان سود هر سهم و سودتقسیمی	۰/۰۰۲۶	۳/۱۸۱	۰/۰۰۱	۰/۰۵۱۱	۴/۲۳۵	۰/۰۰۰
نسبت جریان نقد عملیاتی به کل دارایی‌ها	۱۲/۱۵۰	۵/۰۰۸	۰/۰۰۰	۱۲/۲۹۲	۵/۰۶۳	۰/۰۰۰
اندازهٔ شرکت	۱/۹۸۷	۲/۵۶۰	۰/۰۱۰	۱/۹۰۸	۲/۴۵۶	۰/۰۱۴
فرصت‌های رشد شرکت	-۰/۳۹۶	-۳/۱۲۴	۰/۰۰۱	-۰/۳۹۰	-۳/۰۷۱	۰/۰۰۲
نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام	۰/۴۸۷	۳/۰۲۶	۰/۰۰۲	۰/۴۹۶	۳/۰۷۴	۰/۰۰۲
نسبت اقلام خاص به سود خالص	-۰/۲۸۲	-۰/۳۱۱	۰/۷۵۵	-۰/۳۰۴	-۰/۳۳۶	۰/۷۳۶
رشد درآمد شرکت	۴/۳۹۶	۴/۵۰۳	۰/۰۰۰	۴/۴۱۳	۴/۵۲۱	۰/۰۰۰
نسبت سود انباشته به حقوق صاحبان سهام	۰/۲۴۹	۰/۲۷۴	۰/۷۸۳	۰/۳۱۶	۰/۳۴۶	۰/۷۲۸
میانگین حجم معاملات روزانه	۰۰۰۰۰۰ -۰/۰۲	-۰/۴۷۵	۰/۶۳۴	-۰/۰۰۰۰۰۰۲	-۰/۴۴۸	۰/۶۵۳
ضریب تعیین	۰/۳۵۰			۰/۳۶۱		
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۲۸۲			۰/۲۹۰		
آماره‌ی دوربین-واتسون	۲/۰۷۵			۲/۰۷۴		
آماره‌ی F	۲/۲۰۸ (۰/۰۰۰)			۲/۲۵۶ (۰/۰۰۰)		
ازمون مقایسه ضرایب (آزمون تی)						
نتایج ازمون مقایسه ضرایب t	۳/۹۹۵			۰/۰۰۰		

با توجه به نتایج قابل مشاهده در نگاره (۴) و با توجه آماره F بدست آمده برای الگوهای کوتاه‌مدت (سه ساله) و بلندمدت (بیش از شش سال) که به ترتیب برابر (۲/۲۰۸) و (۲/۲۵۶) و سطح خطای آن‌ها که برابر (۰/۰۰۰) است، می‌توان ادعا کرد که در سطح اطمینان ۹۹ درصد، در مجموع الگوی پژوهش از معناداری بالایی برخوردار است. همچنین، با توجه به ضریب تعیین تعدیل شده بدست آمده برای الگوهای کوتاه‌مدت (سه ساله) و بلندمدت (بیش از شش سال) که به ترتیب برابر ۲۸ و ۲۹ درصد است، می‌توان بیان کرد که در مجموع متغیرهای مستقل و کنترل پژوهش بیش از ۲۸ و ۲۹ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. افزون بر این، با توجه به مقدار آماره دوربین واتسون که به ترتیب برابر ۲/۰۷۵ و ۲/۰۷۴ است، می‌توان ادعا کرد که خودهمبستگی مرتبه اول میان باقی‌مانده‌های الگو وجود ندارد. مطابق مبانی تئوریک در فرضیه اول انتظار بر این بود که ضریب مثبت متغیر سود هر سهم در افزایش سودتقسیمی و در افزایش همزمان سود هر سهم و سودتقسیمی برای الگوی بلندمدت نسبت به الگوی کوتاه‌مدت بیشتر و در نتیجه دارای واکنش رفتاری بیشتری باشد. نتایج نیز نشان داد ضریب این متغیر برای الگوی بلندمدت (۰/۰۵۱) بیشتر از الگوی کوتاه‌مدت (۰/۰۰۲) است. بنابراین، فرضیه اول پژوهش تایید می‌شود. افزون بر این، با توجه به اینکه سطح خطا برای آزمون مقایسه‌ای ضرایب زیر ۵ درصد بوده است در نتیجه، اختلاف ضرایب در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است.

از سوی دیگر، برای بررسی فرضیه دوم از الگوی (۲) استفاده شده است. نتایج تخمین الگوی (۲) با روش داده‌های تابلویی با رویکرد اثرات ثابت، در نگاره (۵) ارائه شده است.

نگاره (۵): نتایج تخمین الگوی (۲) پژوهش*

متغیر	الگوی سه ساله			الگوی بیش از شش سال		
	ضریب متغیر	آماره تی	سطح خطا	ضریب متغیر	آماره تی	سطح خطا
عرض از مبداء	۲/۹۸۰	۰/۶۹۸	۰/۴۸۴	۳/۳۰۸	۰/۷۷۴	۰/۴۳۸
سود عملیاتی هر سهم	-۰/۰۰۰۱	-۰/۴۴۲	۰/۶۵۸	-۰/۰۰۰۲	-۰/۶۲۵	۰/۵۳۲
افزایش سودتقسیمی	۱/۷۷۳	۲/۴۶۱	۰/۰۱۳	۱/۴۰۳	۱/۷۱۲	۰/۰۸۶
سود عملیاتی هر سهم در افزایش سودتقسیمی	۰/۰۰۰۳	۱/۴۰۸	۰/۱۵۹	۰/۰۰۰۴	۱/۱۶۸	۰/۲۴۲

متغیر	الگوی سه ساله			الگوی بیش از شش سال		
	ضریب متغیر	آماره تی	سطح خطا	ضریب متغیر	آماره تی	سطح خطا
افزایش همزمان سود عملیاتی هر سهم و سودتقسیمی	۱/۱۶۴	۲/۱۲۵	۰/۰۳۳	۱/۳۲۴	۲/۷۹۳	۰/۰۰۵
سود عملیاتی هر سهم در افزایش سود تقسیمی در افزایش همزمان سودعملیاتی هر سهم و سودتقسیمی	۰/۰۰۳۵	۲/۸۶۷	۰/۰۰۴	۰/۰۲۱۲	۳/۲۹۴	۰/۰۰۰
نسبت جریان نقد عملیاتی به کل دارایی‌ها	۱۱/۷۴۲	۴/۸۰۹	۰/۰۰۰	۱۱/۸۷۵	۴/۸۶۸	۰/۰۰۰
اندازهٔ شرکت	۲/۱۴۲	۲/۷۹۴	۰/۰۰۵	۲/۰۸۹	۲/۷۲۵	۰/۰۰۶
فرصت‌های رشد شرکت	-۰/۴۲۱	-۳/۳۳۴	۰/۰۰۰	-۰/۴۱۸	-۳/۳۱۵	۰/۰۰۰
نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام	۰/۴۵۵	۲/۷۹۸	۰/۰۰۵	۰/۴۶۰	۲/۸۳۴	۰/۰۰۴
نسبت اقلام خاص به سود خالص	-۰/۳۴۷	-۰/۳۸۵	۰/۶۹۹	-۰/۲۹۶	-۰/۳۲۶	۰/۷۴۴
رشد درآمد شرکت	۴/۲۷۶	۴/۳۴۹	۰/۰۰۰	۴/۳۰۵	۴/۳۸۳	۰/۰۰۰
نسبت سود انباشته به حقوق صاحبان سهام	۰/۰۴۰	۰/۰۴۳	۰/۹۶۵	۰/۰۶۳	۰/۰۶۹	۰/۹۴۴
میانگین حجم معاملات روزانه	-۰/۰۰۰۰۰۰۱	-۰/۴۱۲	۰/۶۸۰	-۰/۰۰۰۰۰۰۱	-۰/۴۰۶	۰/۶۸۴
ضریب تعیین	۰/۳۵۵			۰/۳۶۸		
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۲۹۱			۰/۳۰۳		
آماره‌ی دوربین-واتسون	۲/۰۷۴			۲/۰۷۴		
آماره‌ی F	۲/۲۰۲ (۰/۰۰۰)			۲/۲۷۱ (۰/۰۰۰)		
ازمون مقایسه ضرایب (آزمون تی)						
نتایج ازمون مقایسه ضرایب t	۲/۶۹۲			۰/۰۰۷		

با توجه به نتایج قابل مشاهده در نگاره (۵) و با توجه آماره F بدست آمده برای الگوهای کوتاه‌مدت (سه ساله) و بلندمدت (بیش از شش سال) که به ترتیب برابر (۲/۲۰۲) و (۲/۲۷۱) و سطح خطای آن‌ها که برابر (۰/۰۰۰) است، می‌توان ادعا کرد که در سطح اطمینان ۹۹ درصد، در مجموع الگوی پژوهش از معناداری بالایی برخوردار است. همچنین، با توجه به ضریب تعیین تعدیل شده بدست آمده برای الگوهای کوتاه‌مدت (سه ساله) و بلندمدت (بیش از شش سال) که به ترتیب برابر ۲۹ و ۳۰ درصد است، می‌توان بیان کرد که در مجموع متغیرهای

مستقل و کنترل پژوهش بیش از ۲۹ و ۳۰ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. افزون بر این، با توجه به مقدار آماره دوربین واتسون که برابر ۲/۰۷۴ است، می‌توان ادعا کرد که خودهمبستگی مرتبه اول میان باقی‌مانده‌های الگو وجود ندارد. مطابق مبانی تئوریک در فرضیه دوم انتظار بر این بود که ضریب مثبت متغیر سود عملیاتی هر سهم در افزایش سودتقسیمی و در افزایش همزمان سود عملیاتی هر سهم و سودتقسیمی برای الگوی بلندمدت نسبت به الگوی کوتاه‌مدت بیشتر و در نتیجه دارای واکنش رفتاری بیشتری باشد. نتایج نیز نشان داد ضریب این متغیر برای الگوی بلندمدت (۰/۰۲۱) بیشتر از الگوی کوتاه‌مدت (۰/۰۰۳) است. بنابراین، فرضیه دوم پژوهش تایید می‌شود. افزون بر این، با توجه به اینکه سطح خطا برای آزمون مقایسه‌ای ضرایب زیر ۵ در صد بوده ا ست در نتیجه، اختلاف ضرایب در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است.

از سوی دیگر، برای بررسی فرضیه سوم از الگوی (۳) استفاده شده است. نتایج تخمین الگوی (۳) با روش داده‌های تابلویی با رویکرد اثرات ثابت، در نگاره (۶) ارائه شده است.

نگاره (۶): نتایج تخمین الگوی (۳) پژوهش*

	الگوی سه ساله			الگوی بیش از شش سال		
متغیر	ضریب متغیر	آماره تی	سطح خطا	ضریب متغیر	آماره تی	سطح خطا
عرض از مبداء	۴/۰۲۰	۰/۹۳۱	۰/۳۵۱	۴/۴۳۲	۱/۰۰۰	۰/۳۱۷
جریان نقد عملیاتی هر سهم	۰/۰۰۰۷	۲/۴۸۴	۰/۰۱۳	۰/۰۰۰۷	۲/۵۱۵	۰/۰۱۱
افزایش سودتقسیمی	۲/۵۱۵	۳/۶۵۹	۰/۰۰۰	۲/۴۰۳	۳/۵۲۸	۰/۰۰۰
جریان نقد عملیاتی هر سهم در افزایش سودتقسیمی	۰/۰۰۰۱	۰/۴۴۹	۰/۶۵۲	۰/۰۰۰۰۹	۰/۳۶۰	۰/۷۱۸
افزایش همزمان جریان نقد عملیاتی هر سهم و سودتقسیمی	۳/۶۱۶	۳/۰۶۷	۰/۰۰۲	۳/۸۶۷	۲/۲۷۵	۰/۰۲۲
جریان نقد عملیاتی هر سهم در افزایش سود تقسیمی در افزایش همزمان جریان نقد عملیاتی هر سهم و سودتقسیمی	۰/۰۰۵۲	۳/۳۲۱	۰/۰۰۰	-۰/۰۱۹۱	۳/۶۹۹	۰/۰۰۰
نسبت جاری	-۱/۴۳۴	-۲/۰۰۸	۰/۰۴۴	-۱/۴۳۷	-۲/۰۱۴	۰/۰۴۴
اندازهٔ شرکت	۲/۴۰۷	۳/۱۴۸	۰/۰۰۱	۲/۳۴۵	۳/۰۶۵	۰/۰۰۲

	الگوی سه ساله			الگوی بیش از شش سال		
متغیر	ضریب متغیر	آماره تی	سطح خطا	ضریب متغیر	آماره تی	سطح خطا
فرصت‌های رشد شرکت	-۰/۳۷۸	-۳/۰۲۰	۰/۰۰۲	-۰/۳۷۸	-۳/۰۱۰	۰/۰۰۲
نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام	۰/۳۳۷	۲/۱۱۳	۰/۰۳۴	۰/۳۴۴	۲/۱۵۰	۰/۰۳۱
نسبت اقلام خاص به سود خالص	-۰/۲۳۰	-۰/۲۵۶	۰/۷۹۷	-۰/۲۳۲	-۰/۲۵۸	۰/۷۹۶
رشد درآمد شرکت	۴/۲۲۳	۴/۳۷۸	۰/۰۰۰	۴/۲۱۶	۴/۳۶۶	۰/۰۰۰
نسبت سود انباشته به حقوق صاحبان سهام	-۰/۴۰۰	-۰/۴۴۳	۰/۶۵۷	-۰/۳۴۹	-۰/۳۸۶	۰/۶۹۹
میانگین حجم معاملات روزانه	-۰/۰۰۰۰۰۰۲	-۰/۴۸۰	۰/۶۳۱	-۰/۰۰۰۰۰۰۲	-۰/۵۰۷	۰/۶۱۱
ضریب تعیین	۰/۳۴۸			۰/۳۵۷		
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۲۷۹			۰/۲۸۸		
آماره‌ی دوربین-واتسون	۲/۰۶۸			۲/۰۶۷		
آماره‌ی F	۲/۱۶۲ (۰/۰۰۰)			۲/۲۲۰ (۰/۰۰۰)		
ازمون مقایسه ضرایب (آزمون تی)						
نتایج ازمون مقایسه ضرایب t	۲/۵۶۳			۰/۰۱۰		

با توجه به نتایج قابل مشاهده در نگاره (۶) و با توجه آماره F بدست آمده برای الگوهای کوتاه‌مدت (سه ساله) و بلندمدت (بیش از شش سال) که به ترتیب برابر (۲/۱۶۲) و (۲/۲۲۰) و سطح خطای آن‌ها که برابر (۰/۰۰۰) است، می‌توان ادعا کرد که در سطح اطمینان ۹۹ درصد، در مجموع الگوی پژوهش از معناداری بالایی برخوردار است. همچنین، با توجه به ضریب تعیین تعدیل شده بدست آمده برای الگوهای کوتاه‌مدت (سه ساله) و بلندمدت (بیش از شش سال) که به ترتیب برابر ۲۷ و ۲۸ درصد است، می‌توان بیان کرد که در مجموع متغیرهای مستقل و کنترل پژوهش بیش از ۲۷ و ۲۸ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. افزون بر این، با توجه به مقدار آماره دوربین واتسون که به ترتیب برابر ۲/۰۶۸ و ۲/۰۶۷ است، می‌توان ادعا کرد که خودهمبستگی مرتبه اول میان باقی‌مانده‌های الگو وجود ندارد. مطابق مبانی تئوریک در فرضیه سوم انتظار بر این بود که ضریب مثبت متغیر جریان نقد عملیاتی هر سهم در افزایش سودتقسیمی و در افزایش همزمان سود عملیاتی هر سهم و سودتقسیمی برای الگوی بلندمدت نسبت به الگوی کوتاه‌مدت بیشتر و در نتیجه دارای واکنش رفتاری بیشتری باشد. نتایج نیز نشان داد ضریب این متغیر برای الگوی بلندمدت (۰/۰۱۹) بیشتر از الگوی

کوتاه‌مدت (۰/۰۰۵) است. بنابراین، فرضیه سوم پژوهش تایید می‌شود. افزون بر این، با توجه به اینکه سطح خطا برای آزمون مقایسه‌ای ضرایب زیر ۵ درصد بوده است در نتیجه، اختلاف ضرایب در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است.

از سوی دیگر، برای بررسی فرضیهٔ چهارم از الگوی (۴) استفاده شده است. نتایج تخمین الگوی (۴) با روش داده‌های تابلویی با رویکرد اثرات ثابت، در نگاره (۷) ارائه شده است.

نگاره (۷): نتایج تخمین الگوی (۴) پژوهش*

	الگوی سه ساله			الگوی بیش از شش سال		
متغیر	ضریب متغیر	آماره تی	سطح خطا	ضریب متغیر	آماره تی	سطح خطا
عرض از مبداء	۲/۶۶۳	۰/۶۲۸	۰/۵۳۰	۳/۰۱۴	۰/۶۸۴	۰/۴۹۳
تغییر در خالص دارایی‌های هر سهم	-۰/۰۰۰۰۵	-۰/۰۵۶	۰/۹۵۴	-۰/۰۰۰۰۰۹	-۰/۰۱۹	۰/۹۸۴
افزایش سودتقسیمی	۲/۲۴۱	۳/۱۶۸	۰/۰۰۱	۱/۹۰۶	-۲/۶۲۶	۰/۰۰۸
تغییر در خالص دارایی‌های هر سهم در افزایش سودتقسیمی	۰/۰۰۰۰۶	۰/۰۹۳	۰/۹۲۵	۰/۰۰۰۱	۰/۲۱۱	۰/۸۳۲
افزایش همزمان تغییر در خالص دارایی‌های و سودتقسیمی	۳/۸۳۲	۲/۰۱۸	۰/۰۴۳	۴/۵۷۷	۲/۱۱۹	۰/۰۳۴
تغییر در خالص دارایی‌های هر سهم در افزایش سود تقسیمی در افزایش همزمان تغییر در خالص دارایی‌های هر سهم و سودتقسیمی	۰/۰۰۲۲	۰/۹۹۵	۰/۳۱۹	۰/۰۰۸۲	۰/۸۳۰	۰/۴۰۶
نسبت جریان نقد عملیاتی به کل دارایی‌ها	۱۱/۹۰۶	۴/۹۴۰	۰/۰۰۰	۱۱/۸۶۶	۴/۷۳۴	۰/۰۰۰
اندازهٔ شرکت	۲/۱۷۲	۲/۸۴۷	۰/۰۰۴	۲/۰۹۹	۲/۶۵۱	۰/۰۰۸
فرصت‌های رشد شرکت	-۰/۴۲۸	-۳/۴۲۱	۰/۰۰۰	-۰/۴۱۷	-۳/۲۰۹	۰/۰۰۱
نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام	۰/۴۷۶	۳/۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۴۷۹	۲/۹۰۷	۰/۰۰۳
نسبت اقلام خاص به سود خالص	-۰/۳۸۵	-۰/۴۲۴	۰/۶۷۰	-۰/۴۵۳	-۰/۴۸۰	۰/۶۳۰
رشد درآمد شرکت	۴/۳۲۱	۴/۴۱۱	۰/۰۰۰	۴/۳۱۸	۴/۲۳۷	۰/۰۰۰
نسبت سود انباشته به حقوق صاحبان سهام	۰/۱۰۷	۰/۱۲۰	۰/۹۰۳	۰/۱۶۲	۰/۱۷۵	۰/۸۶۰
میانگین حجم معاملات روزانه	-۰/۰۰۰۰۰۰۱	-۰/۳۷۰	۰/۷۱۰	-۰/۰۰۰۰۰۰۱	-۰/۳۶۲	۰/۷۱۷
ضریب تعیین	۰/۳۳۳			۰/۳۴۹		

	الگوی سه ساله			الگوی بیش از شش سال		
متغیر	ضریب متغیر	آماره تی	سطح خطا	ضریب متغیر	آماره تی	سطح خطا
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۲۶۶			۰/۲۸۱		
آماره‌ی دوربین-واتسون	۲/۰۷۱			۲/۰۷۱		
آماره‌ی F	۲/۱۰۴ (۰/۰۰۰)			۲/۱۹۰ (۰/۰۰۰)		
ازمون مقایسه ضرایب (آزمون تی)						
نتایج ازمون مقایسه ضرایب t	۰/۲۱۰			۰/۶۳۳		

با توجه به نتایج قابل مشاهده در نگاره (۷) و با توجه آماره F بدست آمده برای الگوهای کوتاه‌مدت (سه ساله) و بلندمدت (بیش از شش سال) که به ترتیب برابر (۲/۱۰۴) و (۲/۱۹۰) و سطح خطای آن‌ها که برابر (۰/۰۰۰) است، می‌توان ادعا کرد که در سطح اطمینان ۹۹ درصد، در مجموع الگوی پژوهش از معناداری بالایی برخوردار است. همچنین، با توجه به ضریب تعیین تعدیل شده بدست آمده برای الگوهای کوتاه‌مدت (سه ساله) و بلندمدت (بیش از شش سال) که به ترتیب برابر ۲۶ و ۲۸ درصد است، می‌توان بیان کرد که در مجموع متغیرهای مستقل و کنترل پژوهش بیش از ۲۶ و ۲۸ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. افزون بر این، با توجه به مقدار آماره دوربین واتسون که برابر ۲/۰۷۱ است، می‌توان ادعا کرد که خودهمبستگی مرتبه اول میان باقی‌مانده‌های الگو وجود ندارد. مطابق مبانی تئوریک در فرضیه چهارم انتظار بر این بود که ضریب مثبت متغیر تغییر خالص دارایی‌های تعدیل شده هر سهم در افزایش سودتقسیمی و در افزایش همزمان تغییر خالص دارایی‌های تعدیل شده هر سهم و سودتقسیمی برای الگوی بلندمدت نسبت به الگوی کوتاه‌مدت بیشتر و در نتیجه دارای واکنش رفتاری بیشتری باشد. نتایج نیز نشان داد ضریب این متغیر برای الگوی بلندمدت (۰/۰۰۸) بیشتر از الگوی کوتاه‌مدت (۰/۰۰۳) است، اما این نتیجه معنادار نیست. بنابراین، فرضیه چهارم پژوهش رد می‌شود. افزون بر این، با توجه به اینکه سطح خطا برای آزمون مقایسه‌ای ضرایب که بیشتر از ۵ درصد بوده است در نتیجه، اختلاف ضرایب در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار نیست.

از سوی دیگر، برای بررسی فرضیهٔ پنجم از آزمون مقایسه‌ای استفاده شده است. نتایج تخمین، آزمون مقایسه‌ای در نگاره (۸) ارائه شده است.

نگاره (۸): نتایج آزمون مقایسه‌ای پژوهش*

ازمون مقایسه ضرایب (آزمون تی)		
	ضریب	سطح خطا
نتایج ازمون مقایسه ضرایب بین سود عملیاتی هر سهم و سود هر سهم	۳/۰۸۵	۰/۰۰۲
نتایج ازمون مقایسه ضرایب بین سود عملیاتی هر سهم و تغییر در خالص دارایی‌های هر سهم	۵/۱۲۲	۰/۰۰۰
نتایج ازمون مقایسه ضرایب بین جریان نقد عملیاتی هر سهم و سود هر سهم	۴/۲۷۱	۰/۰۰۰
نتایج ازمون مقایسه ضرایب بین جریان نقد عملیاتی هر سهم و تغییر در خالص دارایی‌های هر سهم	۵/۰۵۱	۰/۰۰۰

با توجه به ضریب مثبت معیارهای عملکردی هر سهم در افزایش سودتقسیمی و در افزایش همزمان معیار عملکردی هر سهم و سودتقسیمی برای الگوی کوتاه‌مدت که به ترتیب برای معیارهای عملکردی سود هر سهم (۰/۰۰۲۶)، سود عملیاتی هر سهم (۰/۰۰۳۵)، جریان نقد عملیاتی هر سهم (۰/۰۰۵۲) و تغییر در خالص دارایی‌های هر سهم (۰/۰۰۲۲)، مشخص است که این ضریب برای معیارهای سودعملیاتی هر سهم و جریان نقد عملیاتی هر سهم نسبت به دو معیار دیگر بیشتر است. علاوه بر این، با توجه به اینکه سطح خطا برای آزمون مقایسه‌ای ضرایب زیر ۵ درصد بوده است در نتیجه، اختلاف ضرایب در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است. بنابراین، می‌توان ادعا کرد واکنش بازار معیارهای عملکردی جریان نقد عملیاتی هر سهم و سود عملیاتی هر سهم برای الگوهای کاهشی کوتاه‌مدت بیشتر از معیارهای عملکردی سود هر سهم و خالص دارایی‌های هر سهم است. در نتیجه، فرضیه پنجم پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد تایید می‌شود.

از سوی دیگر، برای بررسی فرضیهٔ ششم از آزمون مقایسه‌ای استفاده شده است. نتایج تخمین، آزمون مقایسه‌ای در نگاره (۹) ارائه شده است.

نگاره (۹): نتایج آزمون مقایسه‌ای پژوهش*

ازمون مقایسه ضرایب (آزمون تی)		
	ضریب	سطح خطا
نتایج ازمون مقایسه ضرایب بین سود هر سهم و سود عملیاتی هر سهم	۰/۰۳۰	۰/۹۷۵
نتایج ازمون مقایسه ضرایب بین سود هر سهم و جریان نقدی عملیاتی هر سهم	۲/۴۳۰	۰/۰۱۵
نتایج ازمون مقایسه ضرایب بین سود هر سهم و تغییر در خالص دارایی‌های هر سهم	۲/۷۴۳	۰/۰۰۶
نتایج ازمون مقایسه ضرایب بین سود عملیاتی هر سهم و جریان نقد عملیاتی هر سهم	۰/۲۵۲	۰/۸۰۱
نتایج ازمون مقایسه ضرایب بین سود عملیاتی هر سهم و تغییر در خالص دارایی‌های هر سهم	۱/۱۰۰	۰/۲۷۱
نتایج ازمون مقایسه ضرایب بین جریان نقد عملیاتی هر سهم و تغییر در خالص دارایی‌های هر سهم	۰/۹۷۷	۰/۳۲۸

با توجه به ضرایب معیار عملکردی هر سهم در افزایش سودتقسیمی و در افزایش همزمان معیار عملکردی هر سهم و سودتقسیمی برای الگوی بلندمدت که به ترتیب برای معیارهای عملکردی سود هر سهم (۰/۰۵۱)، سود عملیاتی هر سهم (۰/۰۲۱)، جریان نقد عملیاتی هر سهم (۰/۰۱۹) و تغییر در خالص دارایی‌های هر سهم (۰/۰۰۸) است، طبق مبانی تئوریک آزمون مقایسه‌ای ضرایب برای مقایسه دو به دو ضرایب باید نشان دهد تفاوت معناداری میان ضرایب وجود ندارد. اما، سطح خطا برای آزمون مقایسه‌ای ضرایب برای مقایسه سود هر سهم با جریان نقد عملیاتی هر سهم و سود هر سهم با تغییر در خالص دارایی‌های هر سهم زیر ۵ درصد بوده است که نشان دهنده آن است برای این دو مقایسه واکنش بازار متفاوت است. اما، سطح خطا برای آزمون مقایسه‌ای ضرایب برای مقایسه سایر ضرایب بالای ۵ درصد بوده است که نشان دهنده آن است واکنش بازار برای سایر مقایسه‌ها در الگوی بلند مدت یکسان است. بنابراین، اختلاف ضرایب در سطح اطمینان ۹۵ درصد برای تمام مقایسه‌ها معنادار نیست. در نتیجه، فرضیه ششم پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش به بررسی واکنش رفتاری بازار سهام بر اساس شکست روندهای کاهشی بلندمدت و کوتاه‌مدت معیارهای عملکردی شرکت، در زمان افزایش سود نقدی پرداخته شد.

بدین منظور فرضیه‌هایی برای بررسی این موضوع تدوین و با استفاده از اطلاعات در دسترس به تجزیه و تحلیل آن پرداخته شـد. به طور کلی، این پژوهش اسـتدلال می‌کند که باید میان دو عامل جداگانه‌ی اثر گذار بر تصـمیم‌گیری در ارتباط با سـیاسـت تقسـیم سـود تمایز قائل شـد؛ الف) تأثیر تغییرات معیارهای عملکردی ب) تأثیر الگوهای تاریخی. در نتیجه، فرضـیه‌های پژوهش بیان می‌کند در صـورت تغییر معیارهای عملکردی، توانایی عملکرد جاری به عنوان سیگنال عملکرد آتی نمی‌تواند تنها بر کیفیت سود وابسته باشد؛ بلکه تابعی از: الف) سیاست تقسیم سود ب) ثبات رویه شرکت در به وجود آوردن سود و تعمیم آن در شکلی از پرداخت سود سهام است. از سوی دیگر، استدلال می‌شود هر چه الگوی کاهشی معیارهای عملکردی و سودتقسیمی قبل از تغییر معیارهای عملکردی، بلندمدت‌تر باشد؛ انتظار می‌رود تغییر معیارهای عملکردی، محتوای اطلاعاتی بیشتری در توضیح احتمال تغییر سودتقسیمی داشته باشد و سبب واکنش بیشـتر در بازار شـود. در نتیجه، زمانی که معیارهای عملکردی تغییر می‌کند به منزله‌ی سـیگنالی در یک الگوی ثابت از معیارهای عملکردی اسـت که بر تصـمیم‌گیری در رابطه با سودتقسیمی تأثیر گذار است و این موضوع زمانی که سوابق گذشته معیارهای عملکردی و سودتقسیمی قبل از تغییر در معیارهای عملکردی، بلندمدت‌تر باشد بیشتر خود را نشان می‌دهد. مطابق مبانی تئوریک در فرضیه‌ها انتظار بر این است که واکنش بازار برای شکست الگوهای بلندمدت نسبت به شکست الگوهای کوتاه‌مدت بیشتر باشد. چرا که مطابق با استدلال‌های بیان شـده این الگوها دارای محتوای اطلاعاتی بیشـتری نسـبت به سـودآوری آتی شـرکت هسـتند. همچنین، این انتظار وجود دارد که شکست الگوهای کوتاه مدت در میان معیارهای عملکردی برای معیارهای سود عملیاتی هر سهم و جریان نقد عملیاتی هر سهم نسبت به سود هر سهم و خالص دارایی‌های تعدیل شده هر سهم دارای محتوای اطلاعاتی و واکنش بازار بیشتری باشند. مطابق با این اسـتدلال‌ها، نتایج پژوهش نشـان داد که برای معیارهای عملکردی سـود هر سـهم، سـود عملیاتی هر سـهم و جریان نقد عملیاتی هر سـهم، واکنش مثبت بازار به افزایش همزمان معیار عملکردی و سود تقسیمی، برای الگوهای بلندمدت نسبت به الگوهای کوتاه‌مدت بیشتر است (مطابق نتایج پژوهش چاریتو و همکاران، ۲۰۱۱). از سوی دیگر، نتایج موید آن است که برای معیار عملکردی تغییر در خالص دارایی‌های تعدیل شـده هر سـهم، واکنش مثبت بازار به افزایش همزمان معیار عملکردی و سـود تقسـیمی، برای الگوهای بلند مدت و الگوهای

کوتاه‌مدت غیر معنادار است. همچنین نتایج نشان داد، واکنش بازار معیارهای عملکردی جریان نقد عملیاتی هر سهم و سود عملیاتی هر سهم برای الگوهای کوتاه‌مدت بیشتر از معیارهای عملکردی سود هر سهم و خالص دارایی‌های هر سهم است (مطابق نتایج پژوهش چن و تایرس، ۲۰۱۵). علاوه بر این، نتایج موید آن است که برای الگوهای بلندمدت واکنش بازار یکسان نیست و بازار در تضاد با مبانی تئوریک برای هر معیار عملکردی واکنش متفاوتی نشان می‌دهد. بنابراین، تمامی فرضیات پژوهش به استثنای فرضیات چهارم و ششم در سطح اطمینان ۹۵ درصد تایید می‌شود. دلایل احتمالی رد فرضیه چهارم و عدم توجه بازار به این معیار عملکردی، می‌تواند به دلیل نرخ تورم بالا در دوره پژوهش بوده که با توجه به این نرخ تورم، بازار به این معیار عملکردی اطمینانی نداشته است. چرا که نرخ دقیقی برای تورم در اختیار بازار نمی‌باشد تا بتواند برآورد دقیقی داشته و بر اساس آن واکنش نشان دهد. علاوه بر این، دلیل احتمالی رد فرضیه ششم می‌تواند به دلیل آن باشد که اقتصاد کشور طی سه دهه اخیر با نوسانات و ریسک‌های سیاسی زیادی مواجه بوده که باعث آن شده بازار نتواند واکنش‌های منطقی از خود نشان دهد.

در راستای نتایج بدست آمده می‌توان بیان کرد که مدیران باید توجه زیادی به عدم انحراف از ثبات سودتقسیمی داشته باشند، زیرا این مورد می‌تواند توسط سرمایه‌گذاران به عنوان یک تغییر ساختاری در قدرت سودآوری به صورت تأثیر بلندمدت درک شود. درک رابطه میان شرکت‌های با ثبات در مقابل شرکت‌های با ثبات کمتر در سوابق معیارهای عملکردی و سودتقسیمی گذشته، می‌تواند به سرمایه‌گذاران برای ارزیابی محتوای اطلاعاتی سودتقسیمی زمانی که شرکت متحمل تغییرات معیار عملکردی می‌شود، کمک کند. از سوی دیگر، مدیران با تمرکز بر چنین آگاهی‌هایی می‌توانند با استفاده از سیاست تقسیم سود عملکرد آتی شرکت را بهتر توضیح دهند. همچنین، با توجه به نتایج پژوهش به فعالان بازار و تحلیل‌گران مالی پیشنهاد می‌شود که در تصمیم‌های خود به بحث شرکت‌های باثبات در مقابل شرکت‌ها با ثبات کمتر در معیارهای عملکردی و توزیع آن به شکل سود تقسیمی، توجه کنند. علاوه بر این، به مدیران نیز پیشنهاد می‌شود در تصمیم‌گیری در ارتباط با توزیع سود تقسیمی به الگوهای گذشته شرکت توجه کنند؛ چرا که با توجه به نتایج پژوهش، الگوهای گذشته شرکت در

معیارهای عملکردی و توزیع آن به شکل سود تقسیمی، بر شدت واکنش بازار تأثیر گذار است.

پی نوشت

۱ Signalling theory

۲ Fix Effect Panel Data

۳ Pooled Data

منابع

افلاطونی، عباس. (۱۳۹۲). تجزیه و تحلیل آماری با Eviews در تحقیقات حسابداری و مدیریت مالی، چاپ اول، تهران، انتشارات ترمه.

برزیده، فرخ؛ برهانی، محمد. (۱۳۸۸). سودمندی اطلاعات سودهای تقسیمی درباره سودهای آتی، مطالعات حسابداری، ۶ (۲۳). ۶۷-۸۲.

سجادی، حسین؛ نیک‌کار، جواد؛ حاجی‌زاده، سعید؛ ملک‌خدایی، الهه. (۱۳۹۴). تأثیر الگوهای تاریخی سود و سود سهام بر محتوای اطلاعاتی سود سهام جاری برای پیش‌بینی سودهای آتی در زمان کاهش سود، دانش حسابداری مالی: ۲ (۴). ۲۷-۴۵.

فدایی‌نژاد، اسمائیل؛ کامل‌نیا، مجتبی. (۱۳۹۱). واکنش بازار به اعلامیه‌های سود فصلی در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه پژوهش‌های حسابداری مالی: ۵ (۴). ۷۱-۹۰.

محمودی، وحید؛ محقق، هادی. (۱۳۹۰). بررسی واکنش بازار بورس اوراق بهادار تهران نسبت به انحرافات اساسی از روند تقسیم سود سهام، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی: ۶۶، ۴۰-۲۹.

Aflatoni, Abas. (2013). Statistical Analysis with Eviews in Accounting and Financial Management Research, First Edition, Tehran, Terme Publishing. (in persian)

Bali akesh. An Empirical Analysis of Stock Returns around Dividend Changes, Applied Economics January 2003; 35 (1). 51-61.

Barzideh, F. , Borhani, M. (2009). The usefulness of dividend information about future profits, Accounting studies, 6 (23). 67-82. (in persian)

Bouwman Christa H. S. Managerial Optimism and the Market's Reaction to Dividend Changes, Wharton Financial Institutions Center , Case Western Reserve University 2009; 35 (80) 14.

Cesari, D, A. , & Meier, W, H. 2015. Dividend Changes and Stock Price Informativeness, Journal of Corporate Finance: 34 (4). 274-303.

Charitou, A. , Lambertides, N. , and Theodoulou, G. 2010. The Effect of Past Eearnings and Dividend Patterns on the Information Content of Dividends When Earnings Are Reduced , ABACUS: 46 (2). 153-187.

Charitou, A. , Lambertides, N. , and Theodoulou, G. 2011. Losses, Dividend Reduction, and Market Reaction Associated with Past Eearnings and Dividends Patterns, Journal of Accounting, auditing, finance: 41 (2). 351-382.

Charitou, A. 2000. The impact of losses and cash flows on dividend: Evidence for Japan, Abacus: 36 (2). 198-225.

Chen, V. Y. , and Tiras, S, L. 2015. Other information'as an explanatory factor for the opposite market reactions to earnings surprises, Review of Quantitative Finance and Accounting: 45 (4). 757-784.

Fadaii Nejad, E. , Kamel Nia, M. (2012). Market Reaction to Quarterly Earning Anouncment in Tehran Stock Exchange, Journal of Financial Accounting Research: 18,71-90. (in persian)

Ijaz, A. , Noor, M. , & Gohar, A. 2017. Do Firms Use Dividend Changes to Signal Future Earnings? An Investigation Based on Market Rationality, International Journal of Economics and Finance: 9 (4). 2017.

Keller, G. , & Warrack, B. 2003. Statistics for management and economics (6th ed.). Pacific Grove, CA: Duxbury Press.

Liu, SH. , & Chen, A, S. 2014. Do firms use dividend changes to signal future profitability? A SimultaneousEquation analysis, International Review of Financial Analysis: 53 (4) , 354-389.

Mahmoodi, V. , Mohaghegh, H. (2011) , Investigating the Tehran Stock Exchange's reaction to the major deviations from dividend dividend trend, Accounting and auditing reviews: 66,29-40. (in persian)

Miller, M. , and Modigliani, F. 1961. Dividend policy, growth and thevaluation of Shares, Journal of Business: 34 (4). 411- 33.

Sajadi, H. , Nikkar, J. , Hajizadeh, S. , Malek Khodaii, E. (2015). The Effect of Past Earnings and Dividend Patterns on the Information Content of Dividends When Earnings Are Reduced, Financial Accounting Knowledge: 2 (4) ,27-45. (in persian)

Yekini, S. , Wisniewski, T, P. , & Millo, Y. 2016. Market Reaction to the Positiveness of Annual Report Narratives, The British Accounting Review,: 48 (4). 325-358.

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال هشتم، شماره ۳۲، تابستان ۱۳۹۸، صص ۳۳۳ - ۳۵۰

تأثیر گزارشگری مالی اینترنتی بر ارزش شرکت

مهدی ناظمی اردکانی*، زهره عارف منش، سمیه دهقان دهنوی*****

تاریخ دریافت: ۹۶/۱۰/۰۹

تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۲/۱۰

چکیده

روند پرشتاب دگرگونی های صورت گرفته در حوزه‌ی فن‌آوری اطلاعات و ارتباطات به‌ویژه اینترنت، کلیه‌ی ابعاد جوامع بشری را تحت تأثیر قرار داده به‌گونه‌ای که برای مثال در حوزه‌ی حسابداری منجر به معرفی یک رشته‌ی نوین و انقلابی برای گزارشگری مالی شده است. این روش نوین گزارشگری در عصر جدید را گزارشگری مالی اینترنتی گویند. با توجه به اهمیت این نوع گزارشگری که می‌تواند تأثیر بسزایی بر تصمیم‌گیری استفاده‌کنندگان از اطلاعات مالی داشته باشد، پژوهش حاضر به دنبال بررسی اثرات این شیوه‌ی جدید گزارشگری بر ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. پژوهش حاضر به لحاظ هدف کاربردی و از نوع پژوهش‌های توصیفی- همبستگی است. برای انجام این پژوهش نمونه‌ای متشکل از ۱۱۲ شرکت از میان کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران به روش حذف سیستماتیک انتخاب گردید. همچنین این پژوهش به صورت مقطعی بوده و از اطلاعات صورت‌های مالی و یادداشت‌های توضیحی شرکت‌های نمونه در پایان سال ۱۳۹۴ استفاده شده است. بر اساس نتایج پژوهش، درصد گزارشگری مالی اینترنتی و درصد اقلام محتوایی گزارشگری مالی اینترنتی بر ارزش شرکت تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد، ولی درصد اقلام نحوه ارائه گزارشگری مالی اینترنتی بر ارزش شرکت تأثیری ندارد.

واژه‌های کلیدی: گزارشگری مالی اینترنتی، اقلام محتوایی، اقلام نحوه ارائه، ارزش شرکت.

طبقه بندی موضوعی: M41.

DOI: 10.22051/jera.2018.18280.1877

* استادیار گروه حسابداری و مالی دانشگاه یزد، یزد، ایران، (نویسنده مسئول)، (m.nazemiardakani@gmail.com)

** استادیار گروه حسابداری و مالی دانشگاه یزد، یزد، ایران، (arefmanesh@yazd.ac.ir)

*** دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری دانشگاه یزد، یزد، ایران، (dehghan66somayyeh@gmail.com)

مقدمه

امروزه با پدیدار شدن وب، شرکت‌ها در راهبردهای افشا و انتشار اطلاعات خود تجدیدنظر کرده‌اند، زیرا وب نسبت به ابزارهای سنتی در نحوه‌ی نمایش و تنوع محتوای اطلاعات انعطاف‌پذیری بیشتری دارد. به‌عنوان نمونه، تارنمای بسیاری از شرکت‌ها برای استفاده‌کنندگان امکان تعامل را فراهم می‌کند و یا به آنان اجازه می‌دهد به ویدئوهای شرکت (گزارش‌های مدیران شرکت برای تحلیلگران مالی) دسترسی داشته باشند. همچنین امکان ارائه اطلاعاتی بیش از اطلاعات قابل ارائه در روش سنتی را فراهم می‌آورد. چنین بستری موجب می‌شود رابطه‌ی مباشرت مدیران شرکت با سهامداران مستقیم‌تر، پویاتر و به‌صورت تعاملی درآید (کرمیر و همکاران، ۲۰۰۹).

از سویی دیگر مبنای تئوریک استفاده از اینترنت برای گزارشگری مالی را می‌توان مفهوم عدم تقارن اطلاعاتی بین مدیریت و مالکان شرکت دانست. یکی از عوامل مؤثر بر عدم اطمینان سرمایه‌گذاران، عدم تقارن اطلاعاتی است. امروزه شرکت‌ها به ساز و کارهایی از قبیل گزار شگری مالی اینترنتی به‌منظور کاهش اثرات منفی عدم تقارن اطلاعاتی، کاهش هزینه‌های نمایندگی، کاهش هزینه‌های سرمایه و افزایش ارزش شرکت اندیشیده‌اند (دبرسنی و همکاران، ۲۰۰۳).

بیان مسأله و اهمیت آن

گزارشگری مالی اینترنتی امکان ارائه اطلاعاتی را فراهم آورده که با اطلاعات گزارش‌های سنتی تفاوت دارد. ارتباط برتری داده‌ها، قابلیت دسترسی به داده‌ها را تقویت و دسترسی مرحله به مرحله اطلاعات را آسان کرده است. افزون بر این شبکه جهانی اطلاع رسانی، سنجش عملکرد غیرمالی و استفاده از نمودارها را برای تفهیم بهتر امکان‌پذیرساخته است. اینترنت به شرکت‌ها راهکارهای جدیدی را برای تکمیل، جایگزینی و مدیریت راه‌های قدیمی روابط میان مالکان و مدیران پیشنهاد می‌دهد تا اطلاعات مالی را که مربوط به سرمایه‌گذاران ا ست افشا کند و در اختیار آن‌ها قرار دهد (خسروی و همکاران، ۱۳۹۳).

حال مسأله ا صلی این ا ست که با وجود اهمیت این شیوه‌ی گزار شگری مالی و هم‌چنین با وجود فراگیر شدن گزارشگری مالی اینترنتی در سطح جهان، هنوز کشورهای در حال توسعه

از جمله ایران، از روش‌های سنتی گزارشگری مالی استفاده می‌کنند و استفاده از گزارشگری مالی اینترنتی در آن‌ها نسبت به کشورهای توسعه یافته بسیار کم‌رنگ می‌باشد. اگر کشور ایران نتواند خود را با این شیوه جدید گزارشگری پیوند دهد، در آینده‌ای نه چندان دور، در عرصه رقابت بین‌المللی به حاشیه رانده خواهد شد و بسیاری از فرصت‌های کسب و کار را از دست خواهد داد. همچنین بررسی ادبیات موجود نشان می‌دهند که در کشور ایران در زمینه این شیوه نوین گزارشگری مالی خلأ تحقیقاتی وجود دارد و شاید علت عدم آشنایی شرکت‌های ایران با این شیوه جدید گزارشگری، همین موضوع باشد. لذا پژوهش حاضر درصدد است تا با بررسی یکی از مهم‌ترین پیامدهای گزارشگری مالی اینترنتی، تأثیر آن بر ارزش شرکت، اهمیت و ضرورت استفاده از این شیوه گزارشگری را توسط شرکت‌های کشور ایران نشان دهد و موجب گردد که شرکت‌های ایران با آشنایی بیشتر با پیامدهای گزارشگری مالی اینترنتی، به سمت استفاده از این شیوه نوین گزارشگری سوق داده شوند.

مبانی نظری

گزارشگری مالی:

یکی از وظایف سازمان‌ها و واحدهای اقتصادی، گزارشگری برای سهامداران، ذینفعان و سایر استفاده‌کنندگان اطلاعات مالی است. گزارشگری مالی از مهمترین گزارش‌هاست که برحسب مورد براساس اصول پذیرفته شده حسابداری برای گزارشگری برون سازمانی (سهامداران، اعتباردهندگان و...) و یا براساس نیازهای مدیریت برای گزارشگری درون سازمانی تهیه می‌شود (پورزمانی و سنایی، ۱۳۹۰).

گزارش‌های مالی در تصمیمات سرمایه‌گذاران اثر بسزایی دارند؛ بنابراین این گزارش‌ها نقش کلیدی در بازار سرمایه بر عهده دارند. بازار سرمایه به‌عنوان موتور محرکه اقتصاد بر محور اطلاعات قرار دارد. جریان درست اطلاعات در این بازار منجر به تصمیم‌گیری صحیح و منطقی از سوی مشارکت‌کنندگان می‌شود و در نهایت، توسعه اقتصادی و بهبود رفاه اجتماعی را به ارمغان می‌آورد. گزارش‌های مالی مهمترین منابع اطلاعاتی است که بخش اعظمی از نیاز اطلاعاتی بازار سرمایه را تأمین می‌کند (پیوندی و خرم، ۱۳۹۲).

کیفیت گزارشگری مالی:

کیفیت گزارشگری مالی، دقت و صحت گزارش‌های مالی در بیان اطلاعات مربوط به عملیات شرکت، خصوصا جریان های نقدی مورد انتظار، به منظور آگاه نمودن سرمایه‌گذاران می‌باشد (خدائی وله زاقرد و یحیایی، ۱۳۸۹). سودمندی صورت‌های مالی یا سایر گزارش‌های مالی، تحت تأثیر کیفیت گزارشگری مالی است که در آن ثبات رویه و صحت اطلاعات، جنبه‌های کلیدی کیفیت به‌شمار می‌آیند.

کیفیت گزارشگری مالی ضوابطی است که اطلاعات مفید و سودمند را از سایر اطلاعات تفکیک می‌کند و سودمندی اطلاعات مالی را ارتقا می‌دهد. واضح است که قانون‌گذاران و سرمایه‌گذاران برای داشتن گزارشگری مالی با کیفیت بالا، هم عقیده هستند. زیرا اعتقاد غالب این است که کیفیت گزارشگری مالی مستقیما روی بازارهای سرمایه اثر می‌گذارد (کردستانی و رحیمی، ۱۳۹۰).

گزارشگری مالی اینترنتی:

گزارشگری لازمه پاسخگویی است. گزارش ابتدا به صورت شفاهی و به وسیله علائم اشاره‌ای و سپس به صورت کتبی و به وسیله نمادهای نوشتاری بود و با پیدایش خط، وارد مرحله جدیدی شد. گزارشگری مکتوب تا این اواخر تغییر چندانی نکرده بود اما با پیشرفت‌های اخیر در زمینه رایانه، فناوری اطلاعات و در نهایت شبکه اینترنت، گزارشگری مالی و غیرمالی وارد مرحله نوینی شد. فناوری اطلاعات تمام جنبه‌های زندگی امروز انسان را در برگرفته است. از این رو سده ۲۱ را سده اینترنت یا عصر اطلاعات نامیده‌اند. اینترنت، شکل جریان اطلاعات از تهیه‌کنندگان به استفاده‌کنندگان و برعکس را تغییر داده و دسترسی به اطلاعات را آسان کرده است و استفاده‌کنندگان می‌توانند از طریق آن، اطلاعات دلخواه خود را دریافت کنند. یکی از وظایف سازمان‌ها و واحدهای اقتصادی، گزارشگری برای سهامداران، ذینفعان و سایر استفاده‌کنندگان اطلاعات مالی است. گزارشگری مالی از مهمترین گزارش‌ها است که بر حسب مورد بر اساس اصول پذیرفته شده حسابداری برای گزارشگری برون سازمانی (سهامداران، اعتباردهندگان و...) و یا بر اساس نیازهای مدیریت برای گزارشگری درون سازمانی تهیه می‌شود. استفاده از اینترنت به

عنوان یکی از کانال‌های پخش اطلاعات شرکت‌ها، پدیده‌ای است که در سال‌های اخیر در حال رشد و پیشرفت بوده است (پورزمانی و سنایی، ۱۳۹۰).

محققین از اصطلاحات گوناگونی برای بیان گزارشگری شرکت‌ها از طریق اینترنت استفاده می‌کنند. برخی از این اصطلاحات عبارتند از: افشای شرکت از طریق اینترنت، گزارشگری دیجیتال، گزارشگری مالی الکترونیکی، حسابداری الکترونیکی، افشای مالی اینترنتی، گزارشگری مالی اینترنتی، گزارشگری آنلاین و گزارشگری تحت وب. در میان این اصطلاحات گزارشگری مالی اینترنتی (IFR[1]) مشهورترین اصطلاحی است که توسط محققین مورد استفاده قرار گرفته است (بن علی خان و بن اسماعیل، ۲۰۱۱).

گزارشگری مالی اینترنتی به استفاده از وب سایت شرکت برای انتشار اطلاعات درمورد عملکرد مالی شرکت اشاره دارد. اطلاعات مالی ارائه شده توسط شرکت از طریق وب سایت شامل مجموعه‌ای از صورت‌های مالی جامع، از جمله یادداشت‌های همراه، صورت‌های مالی سه ماهه و یا بخشی از اطلاعات مالی که ممکن است شامل ارائه بخشی از صورت‌های مالی، اطلاعات قیمت سهام، گزارشات تحلیل‌گران، مباحث مدیریتی عملیات، یک پایگاه داده از اخبار مربوط به شرکت‌ها و دیگر اطلاعات خاص شرکت‌ها می‌باشد. از این تعریف می‌توان نتیجه گرفت که گزارشگری مالی اینترنتی همه‌ی اطلاعات درمورد یک شرکت از جمله اطلاعات مالی و غیرمالی را ارائه می‌کند و این اطلاعات مورد استفاده کاربران برای تصمیم‌گیری قرار می‌گیرد (رحمان، ۲۰۱۰). شرکت‌ها با استقرار نظام اطلاعات حسابداری اینترنتی امکانات و تسهیلات فراوانی را برای استفاده‌کنندگان گزارش‌های مالی به ویژه استفاده‌کنندگان داخلی فراهم می‌آورند. نظیر این سیستم‌ها هم اکنون در بسیاری از کشورهای توسعه یافته مانند آمریکا، آلمان، انگلستان و... استقرار یافته و مورد استفاده قرار می‌گیرد (خسروی و همکاران، ۱۳۹۳).

مزایای گزارشگری مالی اینترنتی

۱- افزایش ویژگی مربوط بودن اطلاعات (لارن و گینر، ۲۰۰۲؛ امینی و مرادی، ۱۳۸۶).

۲- افزایش ویژگی به‌موقع بودن اطلاعات: سرمایه‌گذاران نیازمند اطلاعات حسابداری به‌موقع هستند تا بتوانند از طریق تحلیل آن‌ها تصمیمات سرمایه‌گذاری خود را اتخاذ کنند.

گزارشگری مالی اینترنتی، نسبت به گزارشگری مالی سنتی، موجب می‌شود تا اطلاعات شرکت‌ها سریع‌تر در اختیار سرمایه‌گذاران قرار گیرد (دبرسنی و همکاران، ۲۰۰۳؛ لارن و گینر، ۲۰۰۲).

۳- افزایش ارزش شرکت: زمانی که شرکت‌ها از گزارشگری مالی اینترنتی استفاده می‌کنند، اطلاعات مالی و غیر مالی اضافی را افشا می‌کنند که این امر منجر می‌شود سرمایه‌گذاران با اطمینان بیشتری سهام شرکت را خریداری کنند. درنتیجه تعداد بیشتری از سهام شرکت به فروش می‌رود و قیمت سهام افزایش می‌یابد و به‌دنبال آن بر ارزش شرکت افزوده می‌شود (احمد و همکاران، ۲۰۱۵).

۴- کاهش هزینه انتشار اطلاعات: اگر تصمیم‌گیرندگان از طریق پایگاه اطلاع‌رسانی اطلاعات مالی را دریافت کنند، شرکت‌ها در هزینه‌های چاپ و توزیع گزارش‌های سالانه ومیان دوره‌ای صرفه‌جویی خواهند کرد (شانکر و همکاران، ۲۰۱۵؛ تاتجانا و همکاران، ۲۰۱۴؛ لارن و گینر، ۲۰۰۲؛ طهور و علیمرادی‌بهاء، ۱۳۹۴؛ امینی و مرادی، ۱۳۸۶).

۵- گسترش مشتریان اطلاعات تجاری: هنگامی که اطلاعات مالی شرکت‌ها در پایگاه اطلاع‌رسانی قرار می‌گیرد، به کالای عمومی تبدیل می‌شود؛ درنتیجه گزارشگری مالی اینترنتی تعداد بیشتری از استفاده‌کنندگان را قادر می‌سازد که به حجم بالایی از اطلاعات دست یابند (احمد، ۲۰۱۳؛ بنسون و اسکیبار، ۲۰۰۶؛ امینی و مرادی، ۱۳۸۶).

۶- افزایش امکان بهنگام‌رسانی سریع اطلاعات (شانکر و همکاران، ۲۰۱۴؛ امینی و مرادی، ۱۳۸۶).

۷- افزایش تناوب ارائه اطلاعات مالی

۸- تسهیل انتشار اطلاعات مالی: چون مفید بودن اطلاعات به شرایط محیطی استفاده‌کنندگان بستگی دارد، گزارشگری الکترونیکی موجب تسهیل انتشار اطلاعات مالی با ابزار اینترنت شده است، زیرا بازیابی و تحلیل اطلاعات توسط تصمیم‌گیرندگان را آسان نموده است. ابزار اینترنت شامل مرورگرها، ارتباط برتر و دستگاه‌های انتقال داده‌ها است. مرورگرها به مشتریان اجازه می‌دهند اطلاعاتی را که قبلا می‌بایست با مطالعه متون طولانی به‌دست آورند یا اطلاعاتی را که به دلیل ماهیت تجمعی اطلاعات در صورت‌های مالی منعکس نمی‌شوند، جستجو نمایند.

ارتباط برتر امکان متراکم نمودن قسمت‌های مختلف گزارش‌های سالانه و نیز ارتباط آن به یادداشت‌های پیوست و سایر اطلاعات را فراهم می‌نماید. علاوه براین گزارشگری الکترونیکی سازوکار پیاده‌سازی اطلاعات را برای تحلیل شخصی امکان‌پذیر می‌کند (نوروزی‌پور و همکاران، ۱۳۹۰).

۹- افزایش مقدار ارائه اطلاعات: گزارشگری مالی اینترنتی کمیت اطلاعات را افزایش می‌دهد. اطلاعات برمبنای کاغذ ساده شده و خلاصه شده است در حالی‌که گزارشگری مالی اینترنتی باعث می شود شرکت‌ها اطلاعات زیاد و متراکم نشده‌ای را در سایت خود قرار دهند (مومانی و شرمان، ۲۰۰۶؛ بنسون و اسکیبار، ۲۰۰۶).

۱۰- ارائه اطلاعات غیرمالی: در گزارشگری مالی اینترنتی، شرکت‌ها علاوه بر عملکرد مالی، توجه قابل ملاحظه‌ای به افشای سایر جنبه‌های عملکرد خود از قبیل عملکرد محیطی، عملکرد اجتماعی و رویه‌های نظارتی دارند. افشای اطلاعات غیرمالی می‌تواند موجب از بین رفتن شکاف بین اطلاعات مالی ارائه شده در مدل سنتی و نیازهای اطلاعاتی استفاده‌کنندگان گردد (شیخ و حسن‌زاده، ۱۳۹۳؛ اسدیان اوغانی، ۱۳۸۷).

۱۱- امکان فیلتر کردن اطلاعات: امکان فیلتر کردن به این معنی است که ذینفعان قادر خواهند بود وب سایت‌ها را به گونه‌ای تنظیم کنند که تنها اطلاعات مورد نظر خودشان را برایشان نمایش دهد و سایر اطلاعات حجیمی را که برای مخاطبان دیگری مورد نیاز است از حوزه دید خود خارج نمایند (شانکر و همکاران، ۲۰۱۴؛ اسدیان اوغانی، ۱۳۸۷).

معایب گزارشگری مالی اینترنتی

۱- احتمال از بین رفتن داده‌ها به‌وسیله ویروس‌ها و رخنه گران

۲- فقدان مقررات و نظارت بر میزان قابل اتکای اطلاعات در اینترنت و در نتیجه ناممکن بودن مقایسه گزارش‌ها با هم

۳- مشکل بودن تعیین اعتبار گزارش‌های غیر قانونی

۴- دسترسی نداشتن عموم به ابزار و فناوری لازم برای تهیه و استفاده از گزارشگری الکترونیکی مانند رایانه، اتصال به اینترنت و برنامه نویسان مجرب (خردیار و همکاران، ۱۳۹۳).

شاخص‌های افشای گزارشگری مالی اینترنتی

پژوهش‌های مختلف از شاخص‌های متفاوتی برای تعیین سطح گزارشگری مالی اینترنتی استفاده کرده‌اند که منجر به نتایج متفاوتی گردیده است. براساس مرور ادبیات موجود، در تحقیقات قبلی برای نشان دادن گزارشگری مالی اینترنتی از شاخص‌های متناقضی استفاده شده که این امر منجر به شکست در توضیح پیامدها و عوامل مؤثر گزارشگری مالی اینترنتی گردیده است. بنابراین ارائه مجموعه‌ی جامعی از شاخص‌های گزارشگری مالی اینترنتی، می‌بایست به‌عنوان یک امر مهم در دستورکار دانشگاهیان و صنعت‌گران قرار گیرد.

اولین تلاش برای توسعه‌ی شاخص‌های افشای گزارشگری مالی اینترنتی در سال ۱۹۹۹ توسط پیرچیگر و واگن‌هوفر صورت گرفت. آن‌ها از چک لیستی شامل اقلام زیر استفاده نمودند:

۱- اقلام محتوایی: بعد محتوا نوع اطلاعات مالی منتشر شده و یا در دسترس بودن اطلاعات را بررسی می‌کند.

۲- به‌موقع بودن: بعد به‌موقع بودن، بهنگام بودن اطلاعات مالی ارائه شده را اندازه‌گیری می‌کند.

۳- تکنولوژی: بعد تکنولوژی، استفاده شرکت از پیشرفته‌ترین فن‌آوری‌ها را بررسی می‌کند.

۴- پشتیبانی از کاربر: بعد پشتیبانی از کاربر، شیوه طراحی وب‌سایت را مورد بررسی قرار می‌دهد (بن علی خان و بن اسماعیل، ۲۰۱۱).

ایده پیرچیگر و واگن‌هوفر توسط محققین بسیاری مورد استفاده قرار گرفته است. اما تعداد و نوع شاخص‌های افشای اینترنتی مورد استفاده در تحقیقات مختلف، متفاوت می‌باشد. براساس بررسی ادبیات موجود اکثر پژوهش‌ها از شاخص‌های محتوایی و نحوه ارائه اطلاعات استفاده کرده‌اند. بعد محتوا، نوع اطلاعات گزارش شده بر روی وب سایت شرکت را اندازه‌گیری می‌کند درحالی‌که بعد نحوه ارائه، کاربرد جدیدترین معیارهای نمایش جهت انتشار اطلاعات شرکت و طراحی وب سایت شرکت را اندازه‌گیری می‌کند.

گزارشگری مالی اینترنتی و ارزش شرکت

با ظهور شرکت‌های بزرگ و شکل‌گیری مو ضوع جدایی مالکیت از مدیریت و همچنین با توجه به وجود تضاد منافع بین مالکان و مدیران، بروز مشکلاتی از قبیل عدم تقارن اطلاعات و مشکلات نمایندگی قابل پیش‌بینی می‌با شد. همواره پژوهشگران در پی حل مشکل عدم تقارن اطلاعات و مشـــکلات نمایندگی بوده‌اند و با اســـتفاده از راهکارهای متفاوت و نظریه‌های مختلف، مشـــکلات فوق را مورد بررســـی قرار داده‌اند. یکی از راه‌حل‌های ارائه شـــده جهت کاهش مشـکلات نمایندگی و عدم تقارن اطلاعات، افشـای اطلاعات کامل از سـوی مدیریت می‌با شد (فروغی و آدینه جونقانی، ۱۳۹۱). از طرفی اطلاعات حسابداری زمانی مفید می‌با شند که تفاوتی در تصـــمیم ســـرمایه‌گذاران ایجاد کنند و انتشـــار آن‌ها همراه با یک تغییر عمده در قیمت سـهام باشـد (باس و همکاران، ۲۰۰۱). صـورت‌های مالی جهت مفید بودن برای تصـمیم گیری، باید مربوط، قابل اتکا و قابل مقایســه باشــد. به موقع بودن از تعیین کننده‌های اســاســی مربوط بودن است (سلیمانی امیری و رحیمی تمرین، ۱۳۹۲).

ســـرمایه‌گذاران نیازمند اطلاعات حســـابداری به موقع هســـتند تا بتوانند از طریق تحلیل آن‌ها تصـمیمات سـرمایه‌گذاری خود را اتخاذ کنند. با توجه به سـرعت رشـد محیط تجارت جهانی، گزارشـات حسـابداری به شـکل سـنتی محدودیت جدی را دارا می‌باشـد و آن کاهش بهنگام بودن این اطلاعات است. مخصوصاً با افزایش در پراکندگی جغرافیایی سرمایه‌گذاران این امر شـدیدتر شـده، بنابراین این اطلاعات برای اهداف تصـمیم‌گیری مفید نمی‌باشـند (دبرسـنی و همکاران، ۲۰۰۳).

همچنین براساس تئوری علامت دهی، شرکت‌ها به‌منظور دستیابی به منابع محدود سرمایه با هم در رقابت هسـتند. اگر شـرکت به لحاظ گزارشـگری مالی خوشـنام باشـد و در مورد فعالیت‌های خود اطلاعات بیشـتری اعلام و افشـا نماید توانایی بیشـتری در جذب سـرمایه خواهد داشت چراکه اعتماد سرمایه‌گذاران را به خود جلب خواهدکرد. گزارشات قابل اتکا و به‌موقع باعث می‌شـود که افراد بتوانند به درسـتی چشـم اندازهای آتی شـرکت را ارزیابی نمایند. این امر باعث کاهش ریسک سرمایه‌گذاری و همچنین نرخ بازده مورد انتظار شده و بالتبع کاهش هزینه سرمایه را به دنبال خواهد داشت. همچنین افشای داوطلبانه اطلاعات باعث می شود عدم تقارن اطلاعات بین شرکت و بازار کاهش یابد و درنتیجه تعداد بیشتری از سهام

شـرکت مورد معامله قرارگیرد. به این ترتیب توان نقدشـوندگی سـهام افزایش یافته و موجب جلب توجه نهادهای سرمایه‌گذاری بزرگ خواهد شد. با ادامه این امر، شرکت می‌تواند بدون این‌که ناگزیر شـود قیمت‌ها را کاهش دهد، حجم بزرگی از سـهام خود را به فروش برسـاند. بنابراین با افزایش تقاضا، قیمت سهام شرکت بالا رفته و ارزش بازار شرکت نیز افزایش می‌یابد (اعتمادی و همکاران، ۱۳۹۱).

بنابراین با توجه به موارد ذکر شده، گزارشگری مالی اینترنتی به‌عنوان یکی از روش‌های افشا اطلاعات مالی می‌تواند با کاهش عدم تقارن اطلاعات، کاهش هزینه‌های نمایندگی و افزایش به‌موقع بودن اطلاعات، موجب افزایش تقاضا برای سهام شرکت شده، در نتیجه ارزش شرکت را تحت تأثیر قرار دهد.

پیشینه پژوهش

صـالحی و همکاران (۱۳۹۳) رابطه بین اضـافه ارزشـیابی سـهام و افشـای اینترنتی اطلاعات را مطالعه کردند. نتایج حاصـل از آزمون‌های بعمل آمده در این تحقیق حاکی از تأیید فرضـیه و وجود رابطه منفی و معنادار بین اضافه ارزشیابی و افشای اینترنتی اطلاعات مالی می‌باشد.

پورزمانی و سـنایی (۱۳۹۰) در مقاله‌ای به بررسـی اثرات گزارشـگری مالی اینترنتی بر قیمت سـهام شـرکت‌های پذیرفته شـده در بورس اوراق بهادار تهران طی سـال‌های ۱۳۸۸ و ۱۳۸۹ پرداختند. این پژوهش دارای دو فرضـیه می‌باشـد. نتایج تحقیق نشـان داد با فرض عدم وجود سایر عوامل مؤثر، میانگین قیمت سهام بعد از گزارشگری مالی اینترنتی شرکت‌ها نسبت به قبل از آن تفاوت معناداری دارد (تأیید فرضـیه اول). ولی میانگین قیمت سـهام شـرکت‌هایی که از گزارشـگری مالی اینترنتی اسـتفاده می‌کنند، نسـبت به شـرکت‌هایی که از گزارشـگری مالی اینترنتی استفاده نمی‌کنند، دارای تفاوت معناداری نیست (رد فرضیه دوم).

السارتاوی (۲۰۱۷) به بررسی تأثیر گزارشگری مالی اینترنتی بر ارزش افزوده بازار بانک‌های اسلامی کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس پرداخت. بدین منظور از نمونه‌ای شامل ۲۹ بانک اسـلامی بورس شـورای همکاری خلیج فارس اسـتفاده کرد. نتایج نشـان داد که بین گزارشـگری مالی اینترنتی و ارزش افزوده بازار بانک‌های اسـلامی رابطه مثبت وجود دارد و

گزارشگری مالی اینترنتی با افزایش شفافیت و تقارن اطلاعات، موجب افزایش قیمت سهام بانک‌ها در بازار می‌گردد.

احمد و همکاران (۲۰۱۵) در پژوهشی ارتباط بین سطح گزارشگری مالی اینترنتی و ارزش شرکت‌های بورس اوراق بهادار کشور مصر را بررسی کردند. برای تعیین سطح گزارشگری مالی اینترنتی آن‌ها از متغیرهای مجازی استفاده کردند. بدین منظور از چک لیستی شامل ۱۱۰ مؤلفه که متشکل از ۶۹ قلم مربوط به محتوا، ۲۹ قلم مربوط به پشتیبانی از کاربر و ۱۲ قلم مربوط به نحوه ارائه اطلاعات بود، استفاده کردند. نتایج نشان داد که اقلام محتوایی و اقلام پشتیبانی از کاربر دارای ارتباط معنادار با ارزش شرکت می‌باشند ولی ارتباط معناداری بین اقلام مربوط به نحوه ارائه اطلاعات و ارزش شرکت وجود ندارد.

گرای و همکاران (۲۰۱۳) در مقاله‌ای به بررسی رابطه بین میزان افشا اطلاعات شرکت‌ها در اینترنت و ارزش بازار شرکت در هفت بورس بزرگ سهام آمریکای لاتین پرداخته‌اند. آن‌ها به این نتیجه رسیده‌اند که پس از کنترل ویژگی‌های شرکت‌ها و همچنین صنعت، افزایش ۱درصدی در افشا اطلاعات شرکت در اینترنت، موجب افزایش۱۵۹۲/. درصدی در نسبتQ توبین و افزایش ۱۱۹. /. درصدی در نرخ بازده دارایی‌های (ROA^2) شرکت می‌شود.

هونتر و اسمیت (۲۰۱۱) به بررسی این موضوع پرداختند که آیا انتشار اطلاعات مالی، بر روی وب سایت شرکت های موجود در بازارهای کشورهای در حال توسعه، برای سرمایه‌گذاران موجود در این بازارها ارزشمند است؟ نتایج نشان داد که با انتشار اطلاعات بر روی وب سایت شرکت‌ها، قیمت و حجم مبادله‌ی سهام سریعا تحت تأثیر قرار می‌گیرد و عملکرد بازار اوراق بهادار پس از استفاده‌ی شرکت‌ها از گزارشگری مالی اینترنتی بهبود می‌یابد.

رحمان (۲۰۱۰) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر گزارشگری مالی اینترنتی بر قیمت سهام ۱۰۰ شرکت بورس اوراق بهادار اندونزی پرداخت. نتایج نشان داد که رابطه‌ای مثبت بین میزان گزارشگری مالی اینترنتی و بازده غیرعادی سهام وجود دارد. همچنین نتایج بیانگر این موضوع بود که تفاوت معناداری بین بازده غیرعادی سهام شرکت‌هایی که از گزارشگری مالی اینترنتی

استفاده می‌کنند، نسبت به شرکت‌هایی که از گزارشگری مالی اینترنتی استفاده نمی‌کنند، وجود ندارد.

لای و همکاران (۲۰۱۰) پیامدهای اقتصادی گزار شگری مالی اینترنتی را مورد برر سی قرار دادند. بدین منظور از داده‌های ۵۲۲ شرکت لیست شده در بورس اوراق بهادار تایوان ا ستفاده کردند. نتایج نشان داد که ۴۹۰ شرکت دارای وب‌سایت بوده و از این تعداد ۲۰۶ شرکت از گزارشگری مالی اینترنتی استفاده می‌کردند. همچنین نتایج نشان داد که قیمت سهام شرکت‌هایی که از گزارشگری مالی اینترنتی استفاده می‌کنند، در مقایسه با شرکت‌هایی که از گزارشگری مالی اینترنتی استفاده نمی‌کنند، با سرعت بیشتری تغییر می‌کند. همچنین یافته‌ها نشان داد که درجه و دامنه گزار شگری مالی اینترنتی تأثیر قابل توجهی بر بازده غیرعادی سهام دارد.

فرضیه‌های پژوهش

فرضیه اول: گزارشگری مالی اینترنتی بر ارزش شرکت تأثیر معنی‌داری دارد.

فرضیه دوم: درصد اقلام محتوایی گزارشگری مالی اینترنتی بر ارزش شرکت تأثیر معنی‌داری دارد.

فرضیه سوم: درصد اقلام نحوه ارائه گزارشگری مالی اینترنتی بر ارزش شرکت تأثیر معنی‌داری دارد.

روش‌شناسی پژوهش

این تحقیق از لحاظ طبقه بندی بر حسب هدف، کاربردی و از نظر طبقه‌بندی بر مبنای روش، توصیفی واز نوع همبستگی است، زیرا رابطه بین متغیرهای وابسته و مستقل را بررسی می‌کند. متغیرهای مستقل تحقیق: در صدگزار شگری مالی اینترنتی، در صد اقلام محتوایی گزار شگری مالی اینترنتی، در صد اقلام نحوه ارائه گزار شگری مالی اینترنتی، ارزش دفتری هر سهم و سود هر سهم، متغیر وابسته: قیمت هر سهم و متغیرهای کنترلی: اندازه شرکت، نسبت جاری، اهرم مالی و حسابرس شرکت می‌باشد. داده‌های پژوهش از طریق جمع‌آوری داده‌های شرکت‌های منتخب با مراجعه به صورت‌های مالی و با استفاده از نرم افزار ره آورد نوین جمع‌آوری و بعد

از محاسبه آمارهای توصیفی و بررسی برقرار بودن پیش فرض‌های مدل (استقلال جملات خطا و همسانی واریانس جملات خطا)، مدل‌های رگرسیون پژوهش، برازش و مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. کلیه آزمون‌ها با استفاده از نرم‌افزار Eviews8 انجام گردیده است. مبنای قبول فرضیه‌ها سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌باشد.

جامعه آماری، روش نمونه‌گیری و حجم نمونه

دوره زمانی این پژوهش سال ۱۳۹۴ می‌باشد. جامعه آماری تحقیق شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است و انتخاب نمونه از این جامعه با در نظر گرفتن معیارهای زیر به روش حذف سیستماتیک انجام شده است:

۱- به‌منظور قابل مقایسه بودن اطلاعات، پایان سال مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفند باشد.

۲- جزو شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری‌های مالی (از قبیل بانک‌ها، لیزینگ و...) نباشند.

۳- دارای گزارشگری مالی اینترنتی باشند.

درنهایت با اعمال شرایط فوق تعداد۱۱۲ شرکت حائز شرایط بوده و به‌عنوان نمونه انتخاب شدند. اسامی شرکت‌های نمونه در فایل پیوست ارائه شده است.

مدل‌های پژوهش و معرفی متغیرها

در این پژوهش، به استناد پژوهش احمد و همکاران (۲۰۱۵)، به‌منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش از مدل‌های رگرسیونی ۱، ۲ و ۳ استفاده شده است:

مدل (۱) $$MV_{it}= \alpha_o+\beta_1 PIFR_{it}+\beta_2 BV_{it}+\beta_3 EPS_{it}+\beta_4 SIZE_{it}+\beta_5 LIQ_{it}+ B_6 LEV_{it} +\beta_7 AUD_{it}+\varepsilon_{it}$$

مدل (۲) $$MV_{it}= \alpha_o+\beta_1 PCIFR_{it}+\beta_2 BV_{it}+\beta_3 EPS_{it}+\beta_4 SIZE_{it}+\beta_5 LIQ_{it}+ B_6 LEV_{it} +\beta_7 AUD_{it}+\varepsilon_{it}$$

مدل (۳) $$MV_{it}= \alpha_o+\beta_1 PPIFR_{it}+\beta_2 BV_{it}+\beta_3 EPS_{it}+\beta_4 SIZE_{it}+\beta_5 LIQ_{it}+ B_6 LEV_{it} +\beta_7 AUD_{it}+\varepsilon_{it}$$

اجزای این مدل‌ها عبارتند از:

MV_{it}: قیمت هر سهم عادی شرکت i در پایان سال t

α_o: مقدار ثابت مدل (عرض از مبدأ)

$PIFR_{it}$: درصد گزارشگری مالی اینترنتی شرکت i در سال t

$PCIFR_{it}$: درصد اقلام محتوایی گزارشگری مالی اینترنتی شرکت i در سال t

$PPIFR_{it}$:. درصد اقلام نحوه ارائه گزارشگری مالی اینترنتی شرکت i در سال t

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

EPS_{it}: سود هر سهم عادی شرکت i در سال t

$SIZE_{it}$: اندازه شرکت i در سال t

LIQ_{it}: نسبت نقدینگی شرکت i در سال t

LEV_{it}: اهرم مالی شرکت i در سال t

AUD_{it}: کیفیت حسابرسی شرکت i در سال t

ε_{it} :باقیمانده یا پسماند رگرسیون

متغیرهای مستقل پژوهش

درصد گزارشگری مالی اینترنتی: درصد گزارشگری مالی اینترنتی متغیری مجازی می‌باشد که برای محاسبه آن از چک لیستی حاوی صد شاخص افشای اینترنتی استفاده شده است. این چک لیست با توجه به بررسی ادبیات موجود و با بهره‌گیری از تحقیقات پینتو و پیکاتو (۲۰۱۶)، علی و همکاران (۲۰۱۰)، کلتون و یانگ (۲۰۰۸)، مارستون و پولی (۲۰۰۴) و پیرچیگر و واگن‌هوفر (۱۹۹۹)، توسط محقق طراحی گردیده است و شامل ۵۲ شاخص محتوا (۱۹ شاخص اطلاعات مالی و حسابداری، ۱۲ شاخص اطلاعات مربوط به سرمایه‌گذاران، ۵ شاخص اطلاعات عمومی شرکت و ۱۶ شاخص جزئیات اطلاعات و سایر اطلاعات) و ۴۸ شاخص نحوه ارائه (۲۸ شاخص ویژگی تکنولوژی و ۲۰ شاخص قابلیت استفاده از وب‌سایت)

می‌باشد. چک لیست موردنظر در فایل پیوست ارائه گردیده است. اگر شرکت نمونه، شاخص موردنظر را افشا کرده باشد عدد یک و درغیر این‌صورت عدد صفر توسط محقق لحاظ گردیده است. درنهایت مجموع امتیازات هر شرکت تقسیم بر مجموع شاخص‌ها (۱۰۰ شاخص)، به‌عنوان درصد گزارشگری مالی اینترنتی آن شرکت درنظر گرفته شده است.

درصد اقلام محتوایی: درصد اقلام محتوایی گزارشگری مالی اینترنتی نیز به‌عنوان متغیر مستقل این پژوهش می‌باشد که طریقه محاسبه آن برای هر شرکت بدین صورت می‌باشد که تعداد شاخص‌های محتوایی که شرکت نمونه افشا کرده است بر جمع کل شاخص‌های محتوایی (۵۲ شاخص) تقسیم گردیده است.

درصد اقلام نحوه ارائه: درصد اقلام نحوه ارائه گزارشگری مالی اینترنتی یکی دیگر از متغیرهای مستقل این پژوهش می‌باشد که طریقه محاسبه آن برای هر شرکت بدین صورت می‌باشد که تعداد شاخص‌های نحوه ارائه اطلاعات که شرکت نمونه افشا کرده است بر جمع کل شاخص‌های نحوه ارائه (۴۸ شاخص) تقسیم گرددیده است.

ارزش دفتری هر سهم عادی: در این پژوهش ارزش دفتری هر سهم عادی در پایان سال مالی به‌عنوان یکی از متغیرهای مستقل می‌باشد که از طریق رابطه ۱ محاسبه گردیده است:

رابطه (۱) تعداد سهام عادی/ ارزش حقوق صاحبان سهام =BV

سود هر سهم عادی: سود هر سهم عادی یکی دیگر از متغیرهای مستقل این پژوهش می‌باشد که با استفاده از رابطه ۲ محاسبه شده است:

رابطه (۲) تعداد سهام عادی/ سودخالص =EPS

متغیر وابسته پژوهش

در این پژوهش ارزش شرکت متغیر وابسته می‌باشد که از شاخص قیمت هر سهم برای اندازه‌گیری آن استفاده شده و طبق رابطه ۳ محاسبه گردیده است:

رابطه (۳) تعداد سهام / ارزش بازار سهام در پایان دوره =MV

متغیرهای کنترلی

اندازه شرکت: در پژوهش حاضر اندازه شرکت از متغیرهای کنترلی پژوهش می‌باشد که از طریق لگاریتم طبیعی مجموع فروش‌های سالانه شرکت به‌دست می‌آید و طبق رابطه ۴ محاسبه شده است:

رابطه (۴) SIZE= Ln (مجموع فروش‌های سالانه)

نسبت نقدینگی: در این پژوهش از نسبت جاری به‌عنوان نسبت نقدینگی و یکی از متغیرهای کنترلی استفاده شده و طبق رابطه ۵ محاسبه شده است:

رابطه (۵) LIQ = بدهی‌های جاری / دارایی‌های جاری

اهرم مالی: نسبت‌های اهرم مالی میزان کلی بدهی‌های شرکت را اندازه می‌گیرند. نسبت‌های مزبور منعکس‌کننده‌ی توانایی شرکت برای پاسخ‌گویی به تعهدات کوتاه‌مدت و بلندمدت هستند. در پژوهش حاضر اهرم مالی به‌عنوان یکی از متغیرهای کنترلی از طریق تقسیم کل بدهی‌ها بر کل دارایی‌ها حاصل شده و از طریق رابطه ۶ محاسبه شده است:

رابطه (۶) LEV= کل بدهی‌ها / کل دارایی‌ها

کیفیت حسابرسی: کیفیت حسابرسی از متغیرهای کنترلی پژوهشی می‌باشد که متغیری مجازی است. نحوه محاسبه آن بدین صورت است که اگر حسابرسی شرکت مورد نظر توسط سازمان حسابرسی انجام شده باشد عدد یک و درغیر این‌صورت عدد صفر لحاظ گردیده است.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

نگاره (۱) نتایج آمار توصیفی متغیرهای تحقیق را نشان می‌دهد. به‌طور متوسط درصد گزارشگری مالی اینترنتی شرکت‌های نمونه ۲۹/۴ درصد می‌باشد که حداکثر درصد گزارشگری مالی اینترنتی ۵۶ درصد و حداقل آن ۴ درصد می‌باشد. به‌طور متوسط درصد اقلام

محتوایی گزارشگری مالی اینترنتی ۲۷ درصد و درصد اقلام نحوه ارائه گزارشگری مالی اینترنتی شرکت‌های نمونه ۳۲ درصد می‌باشد.

نگاره (۱): نتایج آمار توصیفی

متغیر	حداقل	حداکثر	میانه	میانگین	انحراف معیار
ارزش شرکت	۲۷۳/۲	۳۳۴۵۰	۴۱۴۹	۶۴۶۴/۰۷۴	۶۰۵۱/۶۵۲
درصد گزارشگری مالی اینترنتی	۰/۰۴	۰/۵۶	۰/۲۹	۰/۲۹۴	۰/۱۲
درصد اقلام محتوایی گزارشگری مالی اینترنتی	۰/۰۳۸	۰/۶۹	۰/۱۹	۰/۲۷	۰/۱۸
درصد اقلام نحوه ارائه گزارشگری مالی اینترنتی	۰/۰۴	۰/۵۲	۰/۳۳	۰/۳۲	۰/۹۵
ارزش دفتری هر سهم	۲۲۷/۶	۶۱۴۲/۴	۱۷۳۱/۳	۲۱۲۳/۷	۱۲۲۸
سود هر سهم	-۱۹۱۶/۵۲	۵۲۱۱/۱۹	۱۵۰/۷	۴۰۲/۴	۸۰۵/۴
اندازه شرکت	۷/۳۵	۱۸/۶	۱۳/۷۶	۱۴	۱/۹۵
نسبت نقدینگی	۰/۱۴	۰/۹۶	۰/۷	۰/۶۶	۰/۲
اهرم مالی	۰/۰۲۳	۰/۹۴	۰/۵۶	۰/۵۶	۰/۱۸
حسابرس	۰	۱	۰	۰/۱۹	۰/۴

نتایج آزمون فرضیه‌ها

استفاده از رگرسیون خطی در صورتی میسر است که مفروضات آن رعایت شود. بر اساس آزمون‌های صورت گرفته مفروضات استفاده از رگرسیون برقرار است. از جمله استقلال جملات خطا (تفاوت بین مقادیر واقعی و مقادیر پیش بینی شده توسط مدل رگرسیون) با استفاده از آزمون LM (بریوش گادفری) آزمون شد. در صورتی‌که سطح معنی‌داری از ۵ درصد بیشتر باشد فرض صفر مبنی بر استقلال جملات خطا پذیرفته می‌شود. همچنین همسانی واریانس جملات خطا با استفاده از آزمون آرچ آزمون شد. در صورتی‌که سطح معنی‌داری از ۵ درصد بیشتر باشد فرض صفر مبنی بر همسانی واریانس جملات خطا پذیرفته می‌شود. نتایج مربوط به آزمون‌های LM (بریوش گادفری) و آرچ در نگاره‌های ۲ و ۳ گزارش شده است.

نگاره (۲): نتایج آزمون عدم خودهمبستگی

مدل	آماره f	sig (F)	آماره Obs*R-squared	Sig (Chi-Square)	نتایج آزمون
مدل۱	۱/۲	۰/۳	۲/۷	۰/۲۶	قبول H_0
مدل۲	۱/۱	۰/۳۴	۲/۴	۰/۳۱	قبول H_0
مدل۳	۱/۸	۰/۱۶	۳/۹	۰/۱۴	قبول H_0

همان‌طور که در نگاره (۲) نشان داده شده است احتمال آماره‌های F و Obs*R-squared برای هر سه مدل پژوهش حاضر بیشتر از ۵ درصد می‌باشد. بنابراین فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم خودهمبستگی بین جملات خطا پذیرفته می‌شود.

نگاره (۳): نتایج آزمون همسانی واریانس

مدل	آماره f	sig (F)	آماره Obs*R-squared	Sig (Chi-Square)	نتایج آزمون
مدل۱	۰/۲۱	۰/۶	۰/۲۱	۰/۶۴	قبول H_0
مدل۲	۰/۲۲	۰/۶۴	۰/۲۳	۰/۶۳	قبول H_0
مدل۳	۰/۲۳	۰/۶۳	۰/۲۳	۰/۶۴	قبول H_0

همان‌طور که در نگاره (۳) نشان داده شده است احتمال آماره‌های F و Obs*R-squared برای هر سه مدل پژوهش حاضر بیشتر از ۵ درصد می‌باشد. بنابراین فرضیه صفر این آزمون مبنی بر همسانی واریانس جملات خطا پذیرفته می‌شود.

نتایج آزمون فرضیه اول

نگاره (۴) نتایج برازش معادله اول رگرسیون برای آزمون فرضیه اول را نشان می‌دهد. آماره F نشان می‌دهد مدل در کل برازش مطلوبی دارد. R^2 تعدیل شده مدل حاکی از این است که ۸۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته (ارزش شرکت) توسط مدل رگرسیون توضیح داده می‌شود. همچنین سطح معنی‌داری محاسبه شده برای متغیر مستقل درصد گزارشگری مالی اینترنتی کمتر از ۵ درصد می‌باشد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که درصد گزارشگری مالی اینترنتی بر ارزش شرکت تأثیر معنی‌داری دارد. از سویی دیگر ضریب برآورد شده برای متغیر درصد گزارشگری مالی اینترنتی برابر با ۴۲/۴ می‌باشد. این موضوع بدین معنی است که درصد گزارشگری مالی اینترنتی تأثیر مثبت بر ارزش شرکت دارد و به ازای هر یک درصد افزایش

در گزارشـــگری مالی اینترنتی، ارزش شـــرکت ۴۲/۴ریال افزایش می‌یابد. بنابراین با توجه به نتایج مندرج در نگاره (۴) و در سطح اطمینان ۹۵ درصد فرضیه اول پژوهش رد نخواهد شد.

نگاره (۴): نتایج برآورد مدل۱

$MV_{it}=\alpha_o+\beta_1 PIFR_{it}+\beta_2 BV_{it}+\beta_3 EPS_{it}+\beta_4 SIZE_{it}+\beta_5 LIQ_{it}+\beta_6 LEV_{it}+\beta_7 AUD_{it}+\varepsilon_{it}$			
متغیر	ضریب رگرسیون	آماره t	سطح معنی داری
عرض از مبدا	۲۱۳۵/۸	۱/۰۶	۰/۲۹
درصد گزارشگری مالی اینترنتی	۴۲/۴	۲/۱۳	۰/۰۳۶
ارزش دفتری هر سهم	۲/۲	۷/۳	۰/۰۰۰۰
سود هر سهم	۳/۸	۱۱/۲	۰/۰۰۰۰
اندازه شرکت	-۲۶۳/۲	-۲/۱۷	۰/۰۳
نسبت نقدینگی	۱۰۰۷/۶	۰/۹	۰/۳۴
اهرم مالی	-۵/۸	-۰/۰۰۴	۰/۹
حسابرس	-۱۹۰/۱	-۰/۳	۰/۸
R^2: ۰/۸۲ R^2 تعدیل شده: ۰/۸۰ دوربین واتسون (DW): ۱/۷۱ آماره F: ۵۳/۶ ۰/۰۰۰۰ Sig (F):			

نتایج آزمون فرضیه دوم

نتایج برازش مدل رگرسیون برای آزمون دوم در نگاره (۵) ارائه شده است. آماره F نشان می‌دهد مدل در کل برازش مطلوبی دارد. R^2 تعدیل شـــده مدل حاکی از این اســـت که ۸۰ در صد از تغییرات متغیر وابسته (ارزش شرکت) تو سط مدل رگر سیون تو ضیح داده می شود. همچنین سطح معنی‌داری محا سبه شده برای متغیر مستقل در صد اقلام محتوایی گزار شگری مالی اینترنتی کمتر از ۵ درصد می‌باشد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که درصد اقلام محتوایی گزارشـــگری مالی اینترنتی بر ارزش شـــرکت تأثیر معنی‌داری دارد. از ســـویی دیگر ضـــریب برآورد شده برای متغیر در صد اقلام محتوایی گزار شگری مالی اینترنتی برابر با ۲۹/۲ می‌با شد. این موضوع بدین معنی است که درصد اقلام محتوایی گزارشگری مالی اینترنتی تأثیر مثبت بر ارزش شـــرکت دارد و به ازای هر یک درصـــد افزایش در اقلام محتوایی گزارشـــگری مالی اینترنتی، ارزش شـــرکت ۲۹/۲ ریال افزایش می‌یابد. بنابراین با توجه به نتایج مندرج در نگاره (۵) و در سطح اطمینان ۹۵ درصد فرضیه دوم پژوهش رد نخواهد شد.

نگاره (۵): نتایج برآورد مدل۲

$MV_{it}=\alpha_o+\beta_1 PCIFR_{it}+\beta_2 BV_{it}+\beta_3 EPS_{it}+\beta_4 SIZE_{it}+\beta_5 LIQ_{it}+\beta_6 LEV_{it}+\beta_7 AUD_{it}+\varepsilon_{it}$			
متغیر	ضریب رگرسیون	آماره t	سطح معنی‌داری
عرض از مبدا	۲۱۵۶/۴	۱/۰۱	۰/۳۱
درصد اقلام محتوایی گزارشگری مالی اینترنتی	۲۹/۲	۲/۲	۰/۰۳
ارزش دفتری هر سهم	۲/۲	۸/۴	۰/۰۰۰۰
سود هر سهم	۳/۸	۹/۰۱	۰/۰۰۰۰
اندازه شرکت	-۲۳۴/۹	-۱/۸	۰/۰۸
نسبت نقدینگی	۱۱۲۲/۰۱	۰/۹	۰/۴
اهرم مالی	-۴۰/۳	-۰/۰۳	۰/۹
حسابرس	-۲۱۱/۸	-۰/۳۳	۰/۷
R^2: ۰/۸۲ R^2 تعدیل شده: ۰/۸۰ دوربین واتسون (DW): ۱/۷ آماره F: ۵۴ ۰/۰۰۰۰ Sig (F):			

نتایج آزمون فرضیه سوم

نتایج برازش مدل رگرسیون برای آزمون فرضیه سوم در نگاره (۷) ارائه شده است. همان‌طور که در نگاره (۶) نشان داده شده است سطح معنی‌داری محاسبه شده برای متغیر مستقل درصد اقلام نحوه ارائه گزارشگری مالی اینترنتی بیشتر از ۵ درصد می‌باشد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که در صد اقلام نحوه ارائه گزار شگری مالی اینترنتی بر ارزش شرکت تأثیر معنی‌داری ندارد. بنابراین با توجه به نتایج مندرج در نگاره (۶) و در سطح اطمینان ۹۵ درصد فرضیه سوم پژوهش پذیرفته نخواهد شد.

نگاره (۶): نتایج برآورد مدل۳

$MV_{it}=\alpha_o+\beta_1 PPIFR_{it}+\beta_2 BV_{it}+\beta_3 EPS_{it}+\beta_4 SIZE_{it}+\beta_5 LIQ_{it}+\beta_6 LEV_{it}+\beta_7 AUD_{it}+\varepsilon_{it}$			
متغیر	ضریب رگرسیون	آماره t	سطح معنی داری
عرض از مبدا	۲۸۳۵/۸	۱/۳	۰/۱۹
درصد اقلام نحوه ارائه گزارشگری مالی اینترنتی	۱۶/۳	۰/۶۱	۰/۵۴

متغیر	ضریب رگرسیون	آماره t	سطح معنی داری
ارزش دفتری هر سهم	۲/۳	۸/۴	۰/۰۰۰۰
سود هر سهم	۳/۹	۸/۹	۰/۰۰۰۰
اندازه شرکت	-۲۴۵/۵	-۱/۷	/۰۸
نسبت نقدینگی	۷۴۱	۰/۵۶	۰/۵۷
اهرم مالی	-۳۱۸/۰۲	-۰/۲۱	۰/۸۴
حسابرس	-۹۶/۹	-۰/۱۵	۰/۹
R^2: ۰/۸۱ R^2 تعدیل شده: ۰/۷۹ دوربین واتسون (DW): ۱/۷ آماره F: ۵۱/۲ Sig (F): ۰/۰۰۰۰			

نتیجه‌گیری

نتایج به‌دست آمده از تجزیه و تحلیل آماری داده‌ها در خصوص هر یک از فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر می‌باشد:

تحلیل نتیجه آزمون فرضیه اول: در فرضیه اول پژوهش ادعا شده است که گزارشگری مالی اینترنتی بر ارزش شرکت تأثیر معنی‌داری دارد. بر اساس اطلاعاتی که در نگاره (۴) ارائه شده است، سطح معنی‌داری محاسبه شده برای متغیر مستقل درصد گزارشگری مالی اینترنتی کمتر از ۵ درصد می‌باشد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که داده‌های تجربی جمع‌آوری شده نیز این فرضیه را تأیید کرده و با اطمینان ۹۵ درصد می‌توان بیان کرد که درصد گزارشگری مالی اینترنتی با ضریب تأثیر ۴۲/۴ بر ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد. زیرا زمانی که شرکت‌ها گزارش‌های مالی خود را بر روی وب سایتشان منتشر می‌کنند، باعث می شوند اطلاعات سریع‌تر در اختیار سرمایه‌گذاران قرار گیرد و قبل از این‌که از محتوای اطلاعات کاسته شود، در تصمیم‌گیری‌های اقتصادی مورد استفاده قرار گیرد. همچنین به علت عدم تقارن اطلاعاتی که بین افراد درون شرکت و سرمایه‌گذاران وجود دارد، سرمایه‌گذاران نسبت به وضعیت آتی شرکت دچار عدم اطمینان هستند. یکی از راه‌های کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، انتشار گزارش‌های شرکت از طریق کانال‌های مختلف است. اینترنت از جمله کانال‌های ارتباطی شرکت می‌باشد که موجب می‌شود اطلاعات مالی و غیرمالی در اختیار سرمایه‌گذاران قرار گیرد، از عدم تقارن اطلاعاتی کاسته شود و عدم اطمینان سرمایه‌گذاران نسبت به وضعیت آتی شرکت نیز کاهش یابد. این امر موجب می‌گردد که

تعداد بیشتری از سهام شرکت مبادله شود. درنتیجه با افزایش تقاضا برای سهام، قیمت سهام نیز بالا رفته و ارزش شرکت تحت تأثیر قرار می‌گیرد.

نتایج این فرضیه با یافته‌های پژوهش احمد و همکاران (۲۰۱۵) همخوانی دارد. بر اساس یافته‌های احمد و همکاران، زمانی که شرکت‌ها از گزار شگری مالی اینترنتی ا ستفاده می‌کنند اطلاعات مالی و غیرمالی اضافی را افشا می‌کنند که این امر منجر می‌شود سرمایه‌گذاران با اطمینان بیشتری سهام شرکت را خریداری کنند. درنتیجه تعداد بیشتری از سهام شرکت به فروش می‌رود و قیمت سهام افزایش می‌یابد. هونتر و اسمیت (۲۰۱۱) نیز در پژوهش خود به این نتیجه ر سیدند که گزار شگری مالی اینترنتی بر قیمت و حجم مبادله سهام تأثیر مثبت دارد. همچنین این نتایج در پژوهش پورز مانی و سنایی (۱۳۹۰)، السار تاوی (۲۰۱۷)، گرای و همکاران (۲۰۱۳)، رحمان (۲۰۱۰) و لای و همکاران (۲۰۱۰) تأیید شده است.

تحلیل نتیجه آزمون فرضیه دوم: در فرضیه دوم پژوهش ادعا شده است که درصد اقلام محتوایی گزارشگری مالی اینترنتی بر ارزش شرکت تأثیر معنی‌داری دارد. با توجه به اطلاعاتی که در نگاره (۵) نشان داده شده است، سطح معنی‌داری محاسبه شده برای متغیر مستقل درصد اقلام محتوایی گزارشگری مالی اینترنتی کمتر از ۵ درصد می‌باشد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که داده‌های تجربی جمع‌آوری شده نیز این فرضیه را تأیید کرده و با اطمینان ۹۵ درصد می‌توان بیان کرد که درصد اقلام محتوایی گزارشگری مالی اینترنتی با ضریب تأثیر ۲۹/۲ بر ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد.

تحلیل پژوهشگر در مورد یافته‌های این فرضیه این است که از آن‌جا که اقلام محتوایی حاوی اطلاعات ا ستراتژیک شرکت از قبیل اطلاعات مالی و حسابداری و اطلاعات مربوط به سرمایه‌گذاران هستند، در نتیجه برای سرمایه‌گذاران بسیار حائز اهمیت می‌باشند. زمانی که شرکت‌ها اقلام محتوایی را بر روی وب سایت خود ارائه می‌دهند، سودمندترین اطلاعات جهت تصمیم‌گیری در اختیار سرمایه‌گذاران قرار می‌گیرد. در نتیجه عدم تقارن اطلاعات کاهش یافته و اگر شرکت از نظر مالی خوش نام باشد تعداد زیادی از سهام آن به فروش می‌رود و به دنبال آن ارزش شرکت افزایش می‌یابد.

نتایج این فرضیه با نتایج پژوهش احمد و همکاران (۲۰۱۵) مطابقت دارد. احمد و همکاران در پژوهش خود برای رو شن‌تر شدن تأثیر گزار شگری مالی اینترنتی بر ارزش شرکت، از دو زیر مجموعه گزارشگری مالی اینترنتی تحت عنوان اقلام محتوایی و اقلام نحوه ارائه گزارشگری مالی اینترنتی استفاده نمودند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که بین درصد اقلام محتوایی گزارشگری مالی اینترنتی با ارزش شرکت ارتباط مثبت و معنی‌داری وجود دارد.

تحلیل نتیجه آزمون فرضیه سوم: در فرضیه سوم ادعا شده است که درصد اقلام نحوه ارائه گزارشگری مالی اینترنتی بر ارزش شرکت تأثیر معنی‌داری دارد. با توجه به اطلاعات گردآوری شده در نگاره (۶)، سطح معنی‌داری محاسبه شده برای متغیر مستقل درصد اقلام نحوه ارائه گزار شگری مالی اینترنتی بیشتر از ۵ درصد می‌باشد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که داده‌های تجربی جمع‌آوری شده این فرضیه را رد کرده و با اطمینان ۹۵ درصد می‌توان بیان کرد که در صد اقلام نحوه ارائه گزار شگری مالی اینترنتی بر ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تأثیری ندارند. در تفسیر نتایج این فرضیه می‌توان گفت که سرمایه‌گذاران توجه چندانی به شکل و نحوه ارائه اطلاعات ندارند و در تصمیم‌گیری‌های اقتصادی، توجه خود را بیشتر به محتوای اطلاعاتی گزارش های مالی جلب می‌کنند. زیرا برای این که ریسک سرمایه‌گذاری آن‌ها کاهش یابد، نیازمند اطلاعات استراتژیک شرکت مثل اطلاعات مالی و حسابداری هستند که این اطلاعات در اقلام محتوایی نهفته‌اند. در نتیجه شرکت‌ها می‌بایست توجه خود را به ارائه هر چه بیشتر اقلام محتوایی، نسبت به اقلام نحوه ارائه، جلب کنند.

نتایج این فرضیه با یافته‌های پژوهش احمد و همکاران (۲۰۱۵) همخوانی دارد. احمد و همکاران در پژوهش خود به این نتیجه رسیده بودند که درصد اقلام نحوه ارائه گزارشگری مالی اینترنتی بر ارزش شرکت تأثیری معنی‌دار ندارد.

پیشنهادهای کاربردی

۱- بر اساس این‌که گزارشگری مالی اینترنتی، با ضریب تأثیر ۴۲/۴ بر ارزش شرکت تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد، پیشنهاد می‌گردد سازمان بورس اوراق بهادار انجام گزار شگری مالی اینترنتی توسط شرکت‌های عضو این سازمان را اجباری کند.

۲- به منظور یکپارچه بودن گزارشات ارسالی شرکت‌ها به سازمان بورس اوراق بهادار، پیشنهاد می‌گردد این سازمان چک لیست شاخص‌های افشای گزارشگری مالی اینترنتی را تهیه و در اختیار شرکت‌ها قرار دهد.

۳- با توجه به عدم آشنایی کافی مدیران شرکت‌های ایران با گزارشگری مالی اینترنتی، پیشنهاد می‌گردد دوره‌های آموزشی حرفه‌ای برای آشنایی مدیران با این شیوه جدید گزارشگری ترتیب داده شود.

پیشنهادهایی برای تحقیق‌های آتی

۱- این پژوهش در سطح کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و بدون تفکیک شرکت‌ها از نظر نوع صنعت انجام شده است که پیشنهاد می‌شود نتایج به تفکیک هر صنعت نیز مورد بررسی قرار گیرد.

۲- پژوهش حاضر به‌صورت مقطعی می‌باشد. بنابراین پیشنهاد می‌شود جهت افزایش قابلیت اطمینان نتایج، پژوهش در دوره‌های زمانی طولانی‌تری انجام شود.

۳- در تحقیقات آتی پیشنهاد می‌گردد به بررسی سایر پیامدهای گزارشگری مالی اینترنتی از جمله تأثیر آن بر روی هزینه سرمایه پرداخته شود.

۴- بررسی هزینه استقرار سامانه گزارشگری مالی اینترنتی و مقایسه آن با سامانه گزارشگری مالی سنتی یکی دیگر از پیشنهادهای این پژوهش می‌باشد.

پی‌نوشت

۱ Internet financial reportin

۲ Return On Assets

منابع

اسدیان اوغانی، اصغر. (۱۳۸۷). بررسی تأثیر گزارشگری مالی تحت وب بر ویژگی‌های کیفی اطلاعات حسابداری. پایان نامه کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه تهران.

اعتمادی، حسین؛ حصارزاده، رضا؛ محمدآبادی، مهدی و بذرافشان، آمنه. (۱۳۹۱). افشا و ارزش شرکت: شواهدی از بازار سرمایه نوظهور ایران. *فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مدیریت*: ۵ (۱۳). ۷۷- ۶۷.

امینی، پیمان و مرادی، فریدون. (۱۳۸۶). گزارشگری واحدهای اقتصادی در اینترنت (گزارشگری الکترونیکی). *فصلنامه حسابرس*: **۳۹**، ۷۱-۶۴.

پورزمانی، زهرا و سنایی، فاطمه. (۱۳۹۰). تأثیر گزارشگری مالی اینترنتی بر قیمت سهام. *فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار: ۶ (۱)*. ۶۳-۷۴.

ثقفی، علی؛ عرب مازار یزدی، محمد و باغومیان، رافیک. (۱۳۸۴). گزارشگری مالی در اینترنت و وضعیت آن در ایران. *فصلنامه مطالعات حسابداری*:۳ *(۱۱-۱۰)*. ۱۲۷-۱۵۹.

خدائی وله زاقرد، محمد و یحیایی، منیره. (۱۳۸۹). بررسی رابطه بین کیفیت گزارشگری مالی و کارایی سرمایه گذاری در بورس اوراق بهادار تهران. مجله *حسابداری مدیریت*:۳ *(۵)*. ۱-۱۵.

خردیار؛ بهتوئی، حسین و طاهری، آرزو. (۱۳۹۳). گزارشگری مالی اینترنتی. *اولین همایش ملی حسابداری، حسابرسی و مدیریت*، اصفهان، موسسه آموزش عالی جامی. دریافت شده از: www. civilica. com

خسروی، علی؛ ولی پور، هاشم و مرادی، جواد. (۱۳۹۳). عوامل موثر گزارشگری اینترنتی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *کنفرانس بین المللی حسابداری، اقتصاد و مدیریت مالی*، تهران، شرکت دانش محور ارتاخه .

زارع بهنمیری، محمدجواد و نادی، زینب. (۱۳۸۷). کاربرد XBRLو XARL در شفافیت و سرعت بخشی گزارشگری مالی. *مجموعه مقالات همایش ملی چشم‌انداز آتی حسابداری و حسابرسی*: ۲۲۶-۲۴۴.

سلیمانی امیری، غلامرضا و رحیمی تمرین، عاطفه. (۱۳۹۲). رابطه بین به‌موقع بودن گزارشگری مالی و عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله پژوهش‌های تجربی حسابداری*: ۳ (۱۱). ۲۱-۳۵.

شیخ، محمد جواد و حسن زاده، ایمان. (۱۳۹۳). گزارشگری مالی تحت وب. *فصلنامه مطالعات حسابداری و حسابرسی۳ (۹)*. 20-35

صالحی، مهدی؛ موسوی شیری، محمود و رضوی، یاسر. (۱۳۹۳). رابطه بین اضافه ارزشیابی سهام و افشای اینترنتی اطلاعات مالی. *مجله پژوهش‌های تجربی حسابداری*: ۴ (۱۴). ۷۹-۱۰۳.

طهور، امیر و علیمرادی بهاء، سحر. (۱۳۹۴). تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات کاربرد اینترنت در حسابداری. *سومین کنفرانس بین المللی مدیریت، اقتصاد و حسابداری*، تبریز، سازمان مدیریت صنعتی نمایندگی آذربایجان شرقی

عرب مازار یزدی، محمد و جابری نسب، بهروز. (۱۳۸۸). ایکس بی آر ال، انقلاب گزارشگری مالی در دهه اخیر. *ماهنامه حسابدار*:۲۳ *(۲۰۶)*. ۴۰-۴۸.

فروغی، داریوش و آدینه جونقانی، احمد. (۱۳۹۱). رابطه بین میزان افشای اطلاعات و ارزش شرکت. *پژوهش‌نامه حسابداری مالی و حسابرسی: ۴ (۱۵). ۱۱۷-۱۴۲.*

کردستانی، غلامرضا و رحیمی، مصطفی. (۱۳۹۰). بررسی عوامل تعیین کننده‌ی انتخاب سطح کیفیت گزارشگری مالی و اثرات اقتصادی آن در بازار سرمایه. *فصلنامه پژوهش‌های تجربی حسابداری مالی؛ ۱ (۱).* ۶۸-۹۱.

نوروزی‌پور، کریم؛ محمدی، مهدی و علیزاده، نادی. (۱۳۹۰). روندی به سوی گزارشگری مالی الکترونیکی: بررسی تاثیر فناوری اطلاعات برافشای داوطلبانه اطلاعات شرکت. *فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مدیریت:۴ (۱۱).* ۷۳-۹۲.

Choudhary, S. , Nalwaya, N. , & Vyas, R. (2015). Corporate Financial Reporting on Internet–A Study of Users' Perception in Udaipur City. *International Journal of Research in Management & Social Science, 3 (3).*

Ahmed, A. H. (2013). Corporate Internet Reporting in Egypt: Practices and perceptions. Un-published PhD Thesis, University of Dundee, UK.

Ahmed, A. H. , Tahat, Y. A. , Burton, B. M. , & Dunne, T. M. (2015). The value relevance of corporate internet reporting: The case of Egypt. *Advances in Accounting: 31 (2*) , 188-196.

Al-Sartawi, A. M. (2017). The Effect of the Electronic Financial Reporting on the Market Value Added of the Islamic banks in Gulf Cooperation Council Countries. In *8th Global Islamic Marketing Conference*, 4-6 .

Amini, P & Moradi, F. (2007). Economic reporting units on the Internet (electronic reporting). *Auditor's Quarterly, 39,* 64-71. ((In Persian)

Arab Mazar Yazdi, M & Jaberi Nasab, B. (2009). XBRL, financial reporting revolution in the last decade. *Accountant Monthly: 23 (206*) ,40-48. ((In Persian)

Asadiyan Oghani, A. (2008). The Effect of Web-Based Financial Reporting on the Quality Characteristics of Accounting Information. Master's Thesis for Accounting, University of Tehran. (In Persian)

Barth, M. E. , Beaver, W. H. , & Landsman, W. R. (2001). The relevance of the value relevance literature for financial accounting standard setting: another view. *Journal of accounting and economics*: *31 (1)* ,77-104.

Bin Ali Khan, M. N. A. , & bin Ismail, N. A. (2011). The use of disclosure indices in internet financial reporting research. *Journal of Global Business and Economics: 3 (1)* ,157-173.

Bonsón, E. , & Escobar, T. (2006). Digital reporting in Eastern Europe: An empirical study *International Journal of Accounting Information Systems, 7 (4)* , 299–318.

Cormier D, Ledoux M J, Magnan M. (2009). The use of Web sites as a disclosure platform for corporate performance. *International Journal of Accounting Information Systems*, 10, 1– 2.

Debreceny, R. , Gray, G. L. , & Rahman, A. (2003). The determinants of internet financial Reporting. *Journal of Accounting and Public Policy*, *21 (4)* , 371–394.

Dolinšek, T. , Tominc, P. , & Lutar Skerbinjek, A. (2014). The determinants of internet financial reporting in Slovenia. *Online Information Review*: *38 (7)* , 842 – 860.

Etemadi, H, Hesarzadeh, R, Mohammad Abadi, M & Bazrafshan, A. (2012). Company Disclosures and Values: Evidence from the Emerging Market of Iran. *Journal of Management Accounting, 5 (13)* ,67-77. (In Persian)

Foroughi, D & Adine Junaghani, A. (2012). The relationship between disclosure rate and company value. *Research Journal of Accounting and Auditing, 4 (15)* , 117-142. (In Persian)

Garay, U. , González, M. , Guzmán, A. , & Trujillo, M. A. (2013). Internet-based corporate disclosure and market value: Evidence from Latin America. *Emerging Markets Review, 17*,150-168.

Hunter, S. A. , & Smith, M. (2011). Impact of internet financial reporting on emerging markets. *journal of International Business Research: 8 (2)* ,21-41.

Kheradyar, Behtooi, H & Taheri, A. (2014). Internet financial reporting. The first National Accounting, Audit and Management Conference, Isfahan, Jami Institute of Higher Education. Available at: www. civilica. com. (In Persian)

Khodai walah zaghard, M & Yahyai, M. (2010). Investigating the relationship between financial reporting quality and investment efficiency in Tehran Stock Exchange. *Management Accounting Magazine, 3 (5)*. ۱-۱۵ (In Persian)

Khosravi, A, Valipour, H & Moradi, J. (2014). Effective factors of Internet reporting in companies admitted to Tehran Stock Exchange. *International Conference on Accounting*, Economics and Financial Management, Tehran, Knowledge-Driven School of Technology. Available at: www. civilica. com. (In Persian)

Kordestani, Gh & Rahimi, M. (2011). Determining the determinants of choosing the level of financial reporting quality and its economic effects in the capital market. *Journal of Empirical Accounting Research: 1 (1)* , 68-91. (In Persian)

Lai, S. C. , Lin, C. , Lee, H. C. , & Wu, F. (2010). An empirical study of the impact of internet financial reporting on stock prices. *The International Journal of Digital Accounting Research,* 10, 1-26.

Larrán, M. , & Giner, B. (2002). The use of the internet for corporate reporting by Spanish Companies. *The International Journal of Digital Accounting Research, 2 (1) ,* 53–82.

Momany, M. T. , Al-Shorman, S. A. D. (2006). Web-based voluntary financial reporting of Jordanian companies. *International Review of Business Research Papers, 2 (2) ,* 127-139.

Noruzipour, K, Mohammadi, M &Alizadeh, N. (2011). A Trend in Electronic Financial Reporting: A Study on the Impact of Information Technology on Information Volunteering. *Quarterly Journal of Management Accounting, 4 (11) ,* 73-92. (In Persian)

Poorzamani, Z & Sanai, F. (2011). Impact of online financial reporting on stock prices. *Journal of Financial Valuation Analysis of Securities: 6 (1).* 63-74 (In Persian)

Rahman, Z. D. (2010). The Impact of Internet Financial Reporting on Stock Prices Moderated by Corporate Governance: Evidence from Indonesia Capital Market. *available at: http: // papers. ssrn. com*

Salehi, M, Mousavi Shiri, M & Razavi, Y. (2014). The relationship between stock valuation and disclosure of financial information. *Journal of Empirical Accounting Research, 4 (14) ,* 79-103. (In Persian)

Saqafi, A, Arab Mazar Yazdi, M & Baghomian, R. (2005). Financial reporting on the Internet and its status in Iran. *Quarterly Journal of Accounting Studies, 3 (10_11*) , 127-159. (In Persian)

Sheikh, M. J & Hassanzadeh, I. (2014). Web Financial Reporting. *Quarterly journal of accounting and auditing, 3 (9) ,*20-35. (In Persian)

Soleimani Amiri, Gh & Rahimi Tamrin, A. (2013). Relationship between timeliness of financial reporting and the performance of companies accepted in Tehran Stock Exchange. *Journal of Empirical Accounting Research, 3 (11) ,* 21-35. (In Persian)

Tahor, A & Ali Moradi Baha, S. (2015). Influence of Information and Communication Technology Internet Use in Accounting. The third international conference on management, economics and accounting, Tabriz, the Industrial Management Agency of the Azerbaijani delegation. Available at: www. civilica. com. (In Persian)

Zare Behnamiri, M. J & Nadi, Z. (2008). The application of XBRL and XARL in the transparency and speed of financial reporting. Proceedings of the National Conference on Future Prospects for Accounting and Auditing, *226-244.* (In Persian)

پژوهش‌های تجربی حسابداری

سال هشتم، شماره ۳۲، تابستان ۱۳۹۸، صص ۳۵۱ - ۳۶۸

تنوع جنسیتی اعضای هیأت مدیره و ارتباط ارزشی گزارش‌گری مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها

پرویز مام صالحی *، طاهر اسکندرلی **

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۹/۲۹

تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۱/۲۰

چکیده

هدف از این پژوهش، تبیین نقش تنوع جنسیتی بر ارتباط ارزشی گزارشگری مسئولیت‌پذیری اجتماعی است. هنگامی‌که شرکت به موضوع مسئولیت اجتماعی شرکتی می‌پردازد، مدیران و صاحبان سهام شرکت‌ها انگیزه‌ای برای کسب مزایای بالقوه به دست می‌آورند. از طرفی، وجود تنوع جنسیتی نشان‌دهنده تعهد شرکت به قوانین و مقررات اجتماعی است؛ که از این طریق می‌تواند بر شهرت شرکت و در نهایت ارزش شرکت اثرگذار باشد. این پژوهش از نوع علّی، پس رویدادی و کاربردی است. جهت انجام این پژوهش، نمونه آماری شامل ۱۵۶ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۵ انتخاب گردید. بر اساس روش داده های ترکیبی و تجزیه‌وتحلیل رگرسیون خطی چند متغیره، یافته‌های پژوهش نشان داد که مسئولیت‌پذیری اجتماعی هم‌راستا با تئوری مشروعیت دارای ارتباط ارزشی است. تنوع جنسیتی نیز مطابق با تئوری نمایندگی ارزش شرکت را افزایش داده و همچنین منجر به افزایش ارتباط ارزشی گزارشگری مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها شده است.

واژه‌های کلیدی: ارتباط ارزشی، تنوع جنسیتی هیأت مدیره، مسئولیت‌پذیری اجتماعی، تئوری مشروعیت

طبقه‌بندی موضوعی: M14, G32

DOI: 10.22051/jera.2018.18419.1889

* کارشناس ارشد حسابداری، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران، (parvizmamsalhy@yahoo.com)

** استادیار حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد گنبدکاووس، گنبدکاووس، ایران، (نویسنده مسئول)، (Taher_Eskandarli@yahoo.com)

مقدمه

گزارش‌گری مسئولیت اجتماعی شرکت ابزاری مهم برای بهبود مسئولیت‌پذیری شرکت‌ها برای طیف وسیعی از ذینفعان است (گری و همکاران، ۲۰۰۱). با این وجود، گزارش‌گری مسئولیت اجتماعی، همواره نشان‌دهنده مدیریت بهتر سازمان نیست، چراکه برخی از مدیران می‌توانند اصلاحات سطحی و جذابی را نمایش دهند تا بتوانند کیفیت گزارش‌گری را ارتقاء و خواسته‌های ذینفعان و سرمایه‌گذاران را برآورده سازند (گری، ۲۰۰۶). بینگتون و همکاران (۲۰۰۸) نتایج متفاوتی را در رابطه بین گزارش‌گری مسئولیت اجتماعی و عملکرد شرکت نشان دادند که آن را به تفاوت در برداشت سهامداران از اطلاعات مسئولیت اجتماعی نسبت داده‌اند که با شهرت شرکت‌ها در ارتباط است. بنابراین افشای مالی ممکن است پاسخ ساده‌ای به نیازهای اطلاعاتی سهامداران باشد و در واقع نیازی به انعکاسِ تعهدِ شرکت نسبت به مسئولیت اجتماعی نباشد (آدامز، ۲۰۰۲ و ۲۰۰۴؛ گری و همکاران، ۲۰۰۱؛ آدور و همکاران، ۲۰۰۵).

نقش هیأت مدیره در ارتباط با گزارشگری مسئولیت اجتماعی این است که سهامداران را متقاعد سازند که مشارکت آن‌ها در فعالیت‌های مسئولیت اجتماعی به نفع آن‌ها است (نخیلی و همکاران، ۲۰۱۷). در صورتِ توجیهِ سهامداران، اگر آن‌ها این استنباط را داشته باشند که هزینه‌های مربوط به فعالیت‌های مسئولیت اجتماعی منجر به افزایش شهرت شرکت می‌شود، دیدگاه موردنظر اعضای هیأت مدیره را می‌پذیرند (نخیلی و همکاران، ۲۰۱۷). دیدگاه‌های مرتبط با مشارکت هیأت مدیره در مسائل مربوط به گزار شگری مسئولیت اجتماعی در درجه اول به این موضوع مرتبط است که زنان (و کارکنان) چگونه در فرآیند تصمیم‌گیری ادغام می‌شوند (هاس و همکاران، ۲۰۰۹). بر این اساس، ویژگی‌های هیأت مدیره، از قبیل تنوع جنسیتی، بر سیاست‌های افشای گزار شگری مسئولیت اجتماعی تأثیر می‌گذارد؛ زیرا زنان در بهبود کارایی هیأت مدیره نقش دارند و به مسائلِ اقتصادی و اجتماعی علاقه‌مند هستند (هاس و همکاران، ۲۰۰۹؛ میلر و تریانا، ۲۰۰۹؛ بئر و همکاران، ۲۰۱۰؛ پست و همکاران، ۲۰۱۱؛ هنجانی و همکاران، ۲۰۱۴؛ اسیدرو و سوبرال، ۲۰۱۵؛ لیائو و همکاران، ۲۰۱۶). علاوه بر این، تنوع جنسیتی هیأت مدیره، افشای اطلاعات مالی عمومی و خصوصی به سرمایه‌گذاران را از طریق نظارت بهتر فراهم می‌آورند و بدین صورت باعث افزایش محتوای اطلاعاتی قیمت سهام می‌شوند (گال و همکاران، ۲۰۱۱).

پژوهش‌های پیشین نقش اساسی مدیران زن را در افشای فعالیت‌های اجتماعی، محیط‌زیست و گزارشگری پایداری تائید کردند (پست و همکاران، ۲۰۱۱؛ لیائو و همکاران، ۲۰۱۶؛ بن عمار و همکارن، ۲۰۱۵). بئر و همکاران (۲۰۱۰) نقش تعدیل‌کننده مسئولیت‌پذیری اجتماعی را در رابطه بین تنوع جنسیتی و شهرت شرکت نشان دادند. هافسی و تورگات (۲۰۱۳) چندین ویژگی جمعیت شناختی مدیران هیأت مدیره (جنسیت، سن، قومیت، دوره تصدی و تجربه) را بررسی و پی بردند که تنوع جنسیتی منجر به بهبود عملکرد اجتماعی می‌شود. داشتن تنوع بیشتر نشان‌دهنده تعهد شرکت به قوانین و مقررات اجتماعی و همچنین توانایی آن‌ها برای پذیرش نیازهای سرمایه‌گذاران است (میلر و تریانا، ۲۰۰۹). علاوه بر این، مدیران زن با محدود کردن سوءاستفاده‌های مرتبط با گزارش‌گری مسئولیت اجتماعی به‌طور معناداری به ارتقاء اعتبار اطلاعات مربوط به گزارشگری مسئولیت اجتماعی کمک می‌کنند (بولوتا، ۲۰۱۳) و ارتباط ارزشی گزارشگری مسئولیت اجتماعی را افزایش می‌دهند (نخیلی و همکاران، ۲۰۱۷)؛ لذا این پژوهش درصدد بررسی نقش تعدیل‌کننده تنوع جنسیتی اعضای هیأت مدیره بر ارتباط ارزشی گزارشگری مسئولیت‌پذیری اجتماعی در بورس اوراق بهادار تهران است.

ادبیات تحقیق و مروری بر پیشینه تحقیق

بررسی انگیزه‌های مرتبط با گزارش‌گری مسئولیت اجتماعی شرکت توجهات زیادی را در تاریخچه مدیریت و حسابداری به خود جلب کرده است (آدامز، ۲۰۰۲؛ دیگان، ۲۰۰۲؛ اون، ۲۰۰۸). تئوری مشروعیت، تئوری ذینفعان و تئوری افشای داوطلبانه پُر کاربردترین نظریه‌های مربوط به افشای عملکرد اجتماعی هستند (دیگان، ۲۰۰۲؛ برامر و پاولین، ۲۰۰۶؛ اون، ۲۰۰۸؛ بوتن و همکاران، ۲۰۱۲). گزارش‌گری مسئولیت اجتماعی به‌منظور ارائه اطلاعاتی است که بر ادراک سرمایه‌گذاران و در نهایت جامعه از شرکت و مدیران تأثیر می‌گذارد (سوروکا و تریبو، ۲۰۰۸). چالشی که در این بین برای شرکت‌ها وجود دارد این است که نه‌تنها گزارش مسئولیت اجتماعی خود، بلکه ادراک سرمایه‌گذاران خود را مدیریت کنند (کاهان و همکاران، ۲۰۱۶). چاوی و همکاران (۲۰۱۵) دریافتند که تفاوت در فضای افشا و کیفیت اطلاعات مسئولیت‌پذیری اجتماعی به متغیرهای مبتنی بر مشروعیت، از قبیل اندازه شرکت، عضویت در صنایع فعال در حوزه‌های خدمت‌رسان به جامعه و افشای اطلاعات عملکرد منفی مرتبط است.

سیر تکاملی فعالیت‌های مسئولیت‌پذیری اجتماعی منجر به انتشار حجم وسیعی از اطلاعات در گزارش‌های سالانه شده است؛ چراکه سرمایه‌گذاران می‌توانند از اطلاعات مفید حاصل از گزارش‌های غیرمالی ازجمله موارد مرتبط به فعالیت‌های مسئولیت اجتماعی در تصمیمات خود استفاده کنند (کورمیر و مگنان، ۲۰۰۷؛ دهالوال و همکاران، ۲۰۱۲). آگاهی سرمایه‌گذاران از اقدامات اجتماعی شرکت‌ها به دلایل مختلفی دارای ارتباط ارزشی (رویکرد ارتباط ارزشی مستلزم این است که بتوان تابع ارزیابی آن‌را نسبت به تأثیرگذاری بر ارزش سهام تدوین کرد) است (نخیلی و همکاران، ۲۰۱۷). افزایش ارتباطات شرکت‌ها با سرمایه‌گذاران خارجی در مورد مسئولیت اجتماعی ممکن است به ایجاد تصویر مثبت کمک کند (آدامز، ۲۰۰۲). افشای اطلاعات مربوط به مسئولیت اجتماعی به بهبود دقت پیش‌بینی‌های سود تحلیل‌گران فروش کمک می‌کند (دهالوال و همکاران، ۲۰۱۲). شرکت‌های دارای سابقه برتر در زمینه مسئولیت اجتماعی می‌توانند پیشنهادهای بهتری از قانون‌گذاران و گزارش مطلوبی را از رسانه‌ها دریافت کنند که به ایجاد نام تجاری و بهبود شهرت شرکت کمک می‌کند (بینگتون و همکاران، ۲۰۰۸). ایجاد و حفظ شهرت خوب با سرمایه‌گذاران می‌تواند با سرعت بخشیدن به رشد درآمد و سود، مزیت رقابتی را برای شرکت‌ها ایجاد و ارزش شرکت را افزایش دهد (گری، ۲۰۰۶؛ نخیلی و همکاران، ۲۰۱۷).

از سوی دیگر، افشای عمومی برای بهبودِ برداشت جامعه از پاسخگویی شرکت به مسائل خاص اجتماعی یا زیست‌محیطی یا به‌طور جایگزین برای منحرف ساختن توجه ذینفعان از موقعیت‌های نامطلوب استفاده می‌شود (دیگان، ۲۰۰۲). در همین حال، هنگام گزارش فعالیت‌های مرتبط با اجتماع، یکی از بزرگ‌ترین چالش‌های شرکت، کاهش بدبینی سهامداران و ارزیابی قابل‌قبول اطلاعات داوطلبانه مسئولیت اجتماعی است (گری و همکاران، ۲۰۰۶؛ چو و همکاران، ۲۰۱۲). درواقع، ماهیت داوطلبانه گزارش‌های مربوط به مسئولیت اجتماعی موجب بی‌نظمی در نحوه گزارش‌گری و گنجاندنِ عناصر متفاوت محیطی و مشکلات در به‌کارگیری معیارهای مناسب برای ارزیابی کیفیت و دقت محتوای گزارش‌ها شده است (ستی و همکاران، ۲۰۱۵). هیأت مدیره نقش مهمی در اجرای استراتژی شرکت، ازجمله مشارکت در فعالیت‌های مرتبط با اجتماع، ایفا می‌کند (هاس و همکاران، ۲۰۰۹). به‌خصوص یک هیأت مدیره خوب باید اثربخشی و کیفیتِ گزارش‌ها را تضمین کند (لیائو و همکاران، ۲۰۱۶). براساس تئوری

نمایندگی، تنوع جنسیتی و به‌ویژه حضورِ مدیرانِ زن، احتمالِ افزایشِ کیفیتِ گزارش‌گری مالی را افزایش می‌دهد (هاس و همکاران، ۲۰۰۹؛ پست و همکاران، ۲۰۱۱). به‌طور خاص، زنان بر موفقیت اجتماعی سازمان نیز تأثیر می‌گذارند (بئر و همکاران، ۲۰۱۰؛ پست و همکاران، ۲۰۱۱). ژانگ و همکاران (۲۰۱۳) بیان کردند که مدیران زن به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای تعداد مؤسسات خیریه و اجتماعی را در جامعه افزایش می‌دهند و به شرکت‌ها این اجازه را می‌دهند که تصویری بهتر برای سهامداران فراهم کنند (برخلاف مردان که بیشتر به مسائل اقتصادی علاقه‌مند هستند)، زنان عمیقاً در حوزه‌های مرتبط با اجتماع مشارکت دارند. زنان بیشتر اخلاق‌گرا هستند، همکاری و توجه بیشتری نسبت به مسئولیت اجتماعی و بشردوستانه اختصاص می‌دهند (آرون و همکاران، ۲۰۱۵؛ هاس و همکارن، ۲۰۰۹؛ بئر و همکاران.، ۲۰۱۰؛ هافسی و تورگات، ۲۰۱۳؛ لیائو و همکاران، ۲۰۱۶). لیائو و همکاران (۲۰۱۶) ارتباط مثبت و معنی‌داری میان حضور مدیران زن و تمایل به افشای اطلاعات انتشار گازهای گلخانه‌ای پیدا کرده‌اند. بن عمار و همکاران (۲۰۱۵) تأثیر تنوع جنسیتی اعضای هیأت مدیره را بر افشای داوطلبانه اطلاعات مربوط به آب‌وهوا و خطرات مرتبط با تغییرات آن‌را در شرکت های کانادایی بررسی کردند؛ نتایج آن‌ها نشان داد که هر چه تعداد مدیران زن بیشتر باشد احتمال وجود اطلاعات مربوط به خطر تغییرات آب و هوایی در گزارش‌های سالانه بیشتر است. از طریق هیأت مدیره متنوع‌تر، شرکت‌ها به‌شدت تعهد و تمایل خود را برای پیروی از قوانین و مقررات اجتماعی و حمایت از ذینفعان و مشارکت‌کنندگان در بازار سرمایه نشان می‌دهند، که بر شهرت شرکت تأثیر می‌گذارد (میلر و ترایانا، ۲۰۰۹)؛ لذا انتظار می‌رود که مدیرانِ زن ارتباط ارزشی اطلاعات مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها را ارتقاء دهند. در ادامه به پیشینه تجربی پژوهش پرداخته می‌شود.

زالاتا و همکاران (۲۰۱۸) به بررسی نقش تخصص مالی و تنوع جنسیتی اعضای کمیته حسابرسی بر مدیریت سود پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که تخصص مالی منجر به کاهش مدیریت سود می‌شود. همچنین نتایج نشان داد که نسبت کارشناسان زن مالی در کمیته حسابرسی به‌طور قابل‌توجهی با مدیریت سود کمتر ارتباط دارد، درحالی‌که نسبت کارشناسان مالی مرد به‌طور قابل‌توجهی بر مدیریت درآمد تأثیر نمی‌گذارد.

نخیلی و همکاران (۲۰۱۷) به بررسی تأثیر تنوع جنسیتی بر ارتباط ارزشی مسئولیت‌پذیری اجتماعی پرداختند. نتایج پژوهش آن ها نشان داد که تنوع جنسیتی بر ارتباط ارزشی مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌های فرانسوی اثرگذار است.

بندری و جواخاز (۲۰۱۷) در پژوهشی به بررسی رابطه میان مسئولیت‌پذیری اجتماعی و کارایی تخصیص سرمایه پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها بیانگر تأثیرگذاری مسئولیت‌پذیری اجتماعی بر کارایی تخصیص سرمایه بود.

سیلا و همکاران (۲۰۱۶) در تحقیقی تحت عنوان زنان در هیأت‌مدیره: آیا تنوع جنسیتی در ریسک شرکت مؤثر است؟ به بررسی رابطه تنوع جنسیتی هیأت‌مدیره و ریسک شرکت پرداختند. نتایج تحقیق نشان‌دهنده این است که هیچ مدرکی دال بر این‌که حضور زنان در هیأت مدیره، حقوق صاحبان سهام را تحت تأثیر قرار دهد پیدا نشد. یافته‌ها هم‌چنین نتایج نشان‌دهنده وجود رابطه منفی بین دو متغیر عوامل غیرقابل مشاهده شرکت و عوامل جنسیتی شرکت می‌باشد.

بنلملیه و بیتار (۲۰۱۵) تحقیقی تحت عنوان اثر مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها بر کارایی سرمایه‌گذاری را مورد برر سی قرار دادند، نتیجه نشان داد که دخالت مسئولیت اجتماعی بالا، ناکارآمدی سرمایه‌گذاری را کاهش و درنتیجه کارایی سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد.

لئو و همکاران (۲۰۱۴) در پژوهشی تحت عنوان اثر تنوع جنسیتی هیئت‌مدیره بر عملکرد شرکت به بررسی رابطه تنوع جنسیتی هیئت‌مدیره و عملکرد شرکت پرداختند. این محققین دریافتند مدیران زن اثر مثبت قوی‌تر بر عملکرد شرکت نسبت مدیران مرد دارند. نتایج همچنین نشان می‌دهد که اثر اجرایی مهم‌تر اثر نظارت است. همچنین نتایج نشان داد که تأثیر مدیران زن بر عملکرد شرکت در شرکت‌های تحت کنترل دولت ناچیز است.

چو و همکاران (۲۰۱۳) به بررسی رابطه بین عدم تقارن اطلاعاتی و مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که بین مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها و عدم تقارن اطلاعاتی رابطه منفی معناداری وجود دارد. در واقع این یافته نشان می‌دهد شرکت‌هایی که مسئولیت اجتماعی بالاتری دارند، تقارن اطلاعاتی بیشتری دارند.

پایک و همکاران (۲۰۱۳) در تحقیقی به بررسی رابطه بین مالکیت مدیریتی و ابعاد مختلف مسئولیت‌پذیری اجتماعی در صنعت بیمارستانی پرداختند. نتایج بیانگر یک رابطه منفی با بُعد کارکنان و رابطه منفی ضعیف با ابعاد جامعه، محیط‌زیست و مشتریان می‌باشد.

ایزدی نیا و هاشمی دهچی (۱۳۹۶) به بررسی رابطه بین مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها و چسبندگی هزینه‌ها پرداختند. نتایج نشان می‌دهد رابطه مثبت و معناداری بین مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها و چسبندگی هزینه وجود دارد. به‌بیان‌دیگر مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت منجر به افزایش چسبندگی هزینه می‌شود.

سپاسی و عبدلی (۱۳۹۵) در تحقیقی تحت عنوان تأثیرات حضور زنان در هیئت‌مدیره بر ارزش شرکت و عملکرد مالی به بررسی رابطه حضور زنان در هیئت‌مدیره و ارزش شرکت و عملکرد مالی شرکت‌ها پرداختند. بر اساس نتایج پژوهش، شواهدی مستقیمی به دست نیامد که وجود یک نماینده زن در هیئت مدیره به‌طور مستقیم بر ارزش شرکت اثر بگذارد؛ بااین‌حال، اثرات غیرمستقیم یافته شده است؛ بدین‌صورت که زنان در هیئت‌مدیره به‌طور مثبت بر عملکرد مالی (که به‌وسیله بازده دارایی‌ها و فروش اندازه‌گیری شده) اثر می‌گذارند و از این طریق ارزش شرکت را نیز تحت تأثیر خود قرار می‌دهند .

سپاسی و عبدلی (۱۳۹۵) به بررسی تأثیر جنسیت مدیران ارشد شرکت بر محافظه‌کاری شرطی پرداختند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که در شرکت‌های دارای عضو هیئت‌مدیره یا مدیرعامل زن در قیاس با شرکت‌های دارای مدیران ارشد مرد، حسابداری محافظه‌کارانه شرطی بالاتر است؛ به‌عبارت‌دیگر، زنان اخبار بد را در سود گزارش‌شده سریع‌تر شناسایی می‌نمایند.

بهار مقدم و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی رابطه مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی بر مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها پرداختند. متغیرهای حاکمیت شرکتی مورد بررسی در تحقیق ایشان تمرکز مالکان، مدیران غیرموظف و دوگانگی نقش مدیرعامل بودند. نتایج تحقیق ایشان نشان می‌دهد که به جز دوگانگی نقش مدیرعامل سایر متغیرها رابطه مثبت معناداری با افشای مسئولیت اجتماعی دارند.

حاجی‌ها و سرفراز (۱۳۹۳) به بررسی رابطه بین مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها و هزینه حقوق صاحبان سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که مسئولیت‌پذیری اجتماعی رابطه معکوس و معناداری با هزینه حقوق صاحبان سهام دارد. بنابراین مدیران با افزایش افشاگری در زمینه عملکرد اجتماعی، باعث کاهش در نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران (هزینه حقوق صاحبان سهام) شده و هزینه‌های تأمین مالی کمتری برای شرکت به ارمغان می‌آورند. به‌عبارت‌دیگر اطلاعات مسئولیت‌پذیری شرکت برای سرمایه‌گذاران محتوای اطلاعاتی دارد.

روش پژوهش

با توجه به ادبیات پژوهش، فرضیه‌های زیر تدوین و مورد آزمون قرار خواهند گرفت:

فرضیه اول: مسئولیت‌پذیری اجتماعی دارای ارتباط ارزشی است.

فرضیه دوم: تنوع جنسیتی دارای ارتباط ارزشی است.

فرضیه سوم: تنوع جنسیتی ارتباط ارزشی مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها را تقویت می‌کند.

این پژوهش بر اساس طبقه‌بندی بر مبنای هدف، کاربردی است و از لحاظ طبقه‌بندی برحسب روش از نوع همبستگی و با استفاده از رویکرد پس رویدادی، انجام شده است. داده‌های خام مربوط به صورت‌های مالی با استفاده از نرم‌افزار ره‌آورد نوین و استفاده از شبکه جامع اطلاع‌رسانی (کُدال) بورس اوراق بهادار جمع‌آوری گردید. همچنین در برآورد مدل از نرم‌افزار ایویوز نسخه ۱۰ استفاده شده است. جامعه آماری این پژوهش، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۱ تا سال ۱۳۹۵ (دوره ۵ ساله) است. نمونه، متشکل از کلیه شرکت‌های موجود در جامعه آماری بوده که حائز این شرایط باشند: ۱- سال مالی آن‌ها به ۱۲/۲۹ هر سال ختم شود؛ ۲- در طول دوره پژوهش، تغییر در دوره (سال) مالی نداشته باشند؛ ۳- داده‌های مورد نیاز جهت متغیرهای پژوهش در طول دوره زمانی مورد بررسی موجود باشند؛ ۴- شرکت‌هایی که در گروه سرمایه‌گذاری، مؤسسات مالی و اعتباری، بانک‌ها، بیمه‌ها و هلدینگ‌ها نباشند. در نهایت با در نظر گفتن شرایط فوق و با استفاده از فرمول

کوکران تعداد ۱۵۶ شرکت (۷۸۰ سال/ شرکت) مشخص و با استفاده از روش نمونه‌گیری تصادفی مورد مطالعه قرار گرفتند.

برای آزمون فرضیات پژوهش رگرسیون زیر برازش می‌شود (نخیلی و همکاران، ۲۰۱۷):

$$TQ_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CSR_{i,t} + \alpha_2 FEM_DIR_{i,t} + \alpha_3 FEM_DIR_{i,t} \times CSR_{i,t} + \alpha_4 BSize_{i,t} + \alpha_5 BInd_{i,t} + \alpha_6 DUAL_{i,t} + \alpha_7 INS_{i,t} + \alpha_8 LEV_{i,t} + \alpha_9 RISK_{i,t} + \alpha_{10} SIZE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

مدل (۱)

که در آن:

متغیر وابسته (TQ): معیار کیوتوبین؛ که از طریق نسبت مجموع ارزش بازار سهام و ارزش دفتری بدهی‌ها به کل دارایی‌ها محاسبه می‌شود. مطابق با کاهان و همکاران (۲۰۱۶)، معیار کیوتوبین برای اندازه‌گیری برآورد بازار از ارزش مورد انتظار بلندمدت شرکت قابل استفاده است. لذا از این معیار می‌توان برای بررسی ارتباط ارزشی افشای اطلاعات مسئولیت‌پذیری اجتماعی و تنوع جنسیتی استفاده نمود (نخیلی و همکاران، ۲۰۱۷).

متغیر مستقل (CSR): مسئولیت‌پذیری اجتماعی؛ برای سنجشِ گزارش‌گری مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها از چک‌لیست برزگر (۱۳۹۲) استفاده شده است. این چک‌لیست از ۶۰ شاخص در سه بعد اجتماعی، زیست‌محیطی و اقتصادی مطرح شده است که هر یک از ابعاد دارای یک سری از مؤلفه‌ها می‌باشد. برای اندازه‌گیری درصد مسئولیت اجتماعی، تحلیل محتوای گزارش سالانه فعالیت هیأت مدیره شرکت‌ها صورت می‌گیرد، به این صورت که به هر یک از شاخص‌های مطرح‌شده، عدد یک و در غیر این صورت عدد صفر داده می‌شود، سپس درصد مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها هر یک از شرکت‌ها محاسبه می‌شود.

متغیر تعدیل‌کننده (FEM_DIR): متغیر مجازی؛ در صورتی‌که اعضای هیأت مدیره شامل عضو زن باشد، یک و در غیر این‌صورت صفر خواهد بود.

متغیرهای کنترلی:

BSize: اندازه هیأت مدیره، لگاریتم طبیعی تعداد اعضای هیأت مدیره؛

Bind: استقلال هیأت مدیره، نسبت اعضای غیرموظف به کل اعضای هیأت مدیره؛

DUAL: متغیر مجازی، اگر مدیرعامل رئیس یا نائب رئیس هیأت مدیره باشد، یک و در غیراین‌صورت صفر؛

INS: نسبت سهام در اختیار مالکان نهادی؛

LEV: نسبت کل بدهی‌ها به کل دارایی‌ها ؛

RISK: بیانگر ریسک سیستماتیک (بتا) است؛

SIZE: لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها .

یافته‌های پژوهش

نگاره شماره (۱) حاوی آمار توصیفی متغیرهای پژوهش است. در این نگاره حداقل، حداکثر، میانگین، میانه و انحراف معیار کلیه متغیرها ارائه گردیده است.

نگاره (۱): آمار توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش

متغیرها	حداقل	حداکثر	میانه	میانگین	انحراف معیار
کیوتوبین	۰/۶۸۱	۷/۳۸۲	۱/۴۱۵	۱/۷۰۹	۱/۰۶۱
مسئولیت اجتماعی	۰/۳۵۱	۰/۷۱۵	۰/۵۲۱	۰/۵۴۵	۰/۲۱۵
تنوع جنسیتی	۰	۱	۰	۰/۱۸۰	۰/۳۸۱
اندازه هیأت مدیره	۱/۰۹۸	۱/۹۴۵	۱/۶۰۹	۱/۶۰۰	۰/۶۱۹
استقلال هیأت مدیره	۰/۲۸۵	۰/۸۵۷	۰/۶۰	۰/۶۱۶	۰/۲۴۱
دوگانگی وظیفه مدیرعامل	۰	۱	۰	۰/۲۵۸	۰/۲۶۶
مالکیت نهادی	۰	۰/۸۵۲	۰/۶۰۵	۰/۶۸۲	۰/۴۵۷
اهرم مالی	۰/۱۹۲	۰/۹۱۸	۰/۶۵۵	۰/۶۷۲	۰/۴۷۲
ریسک بتا	۰/۳۲۱	۰/۶۷۷	۰/۴۹۱	۰/۵۱۸	۰/۲۲۶
اندازه شرکت	۹/۸۴۰	۱۹/۲۲۰	۱۳/۳۴۰	۱۳/۴۹۷	۱/۵۱۷

قبل از آزمون فرضیه‌های تحقیق بایستی مفروضات رگرسیون بررسی شود تا مشخص شود آیا ضرایب رگرسیون قابل‌اتکا هستند. نتایج مفروضات رگرسیون کلاسیک به شرح نگاره (۲) است:

نگاره (۲): نتایج آزمون‌های پیش‌فرض رگرسیون

شرح	نوع آزمون	آماره (معناداری)	نتیجه
آزمون مانایی توزیع متغیرها	ایم، پسران و شین	-۹/۴۳۲ (۰/۰۰۰)	توزیع متغیرها مانا است.
نرمال بودن باقیمانده‌ها	جارک- برا	۲/۷۶۶ (۰/۲۵۰)	توزیع باقیمانده‌ها نرمال است.
خودهمبستگی سریالی	بروش- گادفری	۰/۵۸۲ (۰/۵۶۷)	خودهمبستگی سریالی وجود ندارد.
ناهمسانی واریانس	وایت	۱۵/۴۰۹ (۰/۰۰۰)	استفاده از برآوردگر حداقل مربعات تعمیم‌یافته.

همان‌گونه که مشاهده می شود کلیه مفروضات موردبررسی (مشکل ناهمسانی واریانس از طریق استفاده از برآوردگر حداقل مربعات تعمیم‌یافته به‌جای حداقل مربعات معمولی در برآورد مدل پژوهش حل شده است) برقرار می‌باشد. لازم به ذکر است که مانایی هر یک از متغیرها نیز سنجیده شده است و کلیه متغیرها مانا بودند.

در داده‌های پانلی جهت انتخاب بین مدل داده‌های تلفیقی، مدل اثر ثابت و مدل اثر تصادفی آزمون‌هایی وجود دارد. احتمال آماره آزمون چاو در مواردی که بیشتر از ۰/۰۵ می‌باشد، بیانگر تأیید مدل داده‌های تلفیقی می‌باشد. اگر مدل داده‌های تلفیقی ارجح بود کار تمام است. در غیر این صورت آزمون هاسمن ضرورت می‌یابد. احتمال آماره آزمون هاسمن در مواردی‌که کمتر از ۰/۰۵ است، حاکی از تأیید مدل اثرات ثابت می‌باشد. نتایج آزمون‌های چاو و هاسمن به شرح نگاره (۳) می‌باشد:

نگاره (۳): نتایج آزمون‌های پانل

آزمون چاو		آزمون هاسمن	
آماره احتمال		آماره احتمال	
۲/۳۸۹	۰/۰۱۱۴	۲۲/۰۰۳	۰/۰۱۵

نتایج حاصل از برازش مدل اول برای آزمون فرضیات پژوهش، در نگاره (۴) ارائه گردیده است.

نگاره (۴): نتایج رگرسیون مدل پژوهش

متغیر توضیحی	آزمون داده‌های ترکیبی				هم خطی
شرح	ضریب	خطای استاندار	آماره	احتمال	تورم واریانس
مسئولیت اجتماعی	۰/۱۴۸	۰/۰۷۰۵	۲/۱۱۳	۰/۰۳۴۹	۱/۰۷۶۰۷۹
تنوع جنسیتی	۰/۱۶۳	۰/۰۳۱	۵/۱۶۸	۰/۰۰۰۰	۱/۴۱۷۰۵۱
تنوع جنسیتی × مسئولیت اجتماعی	۰/۱۵۹	۰/۰۶۰	۶۱۵. ۲	۰/۰۰۹۱	۹۰۴۳۵۰. ۵
اندازه هیأت مدیره	۰/۳۳۵	۰/۰۵۱	۶/۴۶۲	۰/۰۰۰۰	۲/۱۶۸۶۹۵
استقلال هیأت مدیره	۰/۳۸۰	۰/۰۹۳	۴/۰۸۲	۰/۰۰۰۰	۱/۱۹۸۳۲۲
دوگانگی وظیفه مدیرعامل	۰/۲۷۰	۰/۱۴۵	۱/۸۵۶	۰/۰۶۳۴	۱/۲۱۸۷۱۰
مالکیت نهادی	۰/۲۹۷-	۰/۰۵۹	۴/۹۸۷-	۰/۰۰۰۰	۱/۱۰۱۱۷۷
اهرم مالی	۰/۱۲۹	۰/۵۳۷	۰/۲۴۱	۰/۸۰۹۵	۱/۱۱۷۱۱۱
ریسک بتا	۰/۰۳۱-	۰/۰۱۰	۲/۹۱۵-	۰/۰۰۳۶	۱/۱۰۶۹۸۴
اندازه شرکت	۱/۲۹۹	۰/۷۸۹	۱/۶۴۵	۰/۰۹۹۹	۱/۰۵۶۴۷۸
آماره F: ۲۲/۶۱۵ احتمال: ۰/۰۰۰ آماره دوربین واتسون: ۲/۰۲۶ ضریب تعیین تعدیل‌شده: ۵۸۲ /۰					

مقادیر محاسبه‌شده در نگاره (۴) نشان می‌دهد که مدل رگرسیونی معنی‌دار می‌باشد. هم‌چنین ضریب تعیین نشان می‌دهد که حدود ۵۸ درصد تغییر در ارزش بازار سهام (معیار کیوتوبین)، تو سط مدل فوق بیان می شود. همچنین آماره دوربین واتسون بیانگر این ا ست که در مدل خودهمبستگی سریالی مرتبه اول وجود ندارد، چراکه مقدار آن بین ۱/۵ و ۲/۵ قرار دارد. آماره تورم واریانس نیز نشان می‌دهد که بین متغیرهای مستقل هم خطی چندگانه شدید وجود ندارد تا بتوان یکی دیگر از مفروضات رگرسیون را نیز مورد تائید قرار داد. با توجه به ضرایب محاسبه‌شده برای هر یک از متغیرهای توضیحی و سطح معنی‌داری آن‌ها، متغیر مسئولیت‌پذیری اجتماعی، با ضریب ۰/۱۴ و با سطح معناداری ۰/۰۳۴ در سطح اطمینان ۹۵

درصد، با ارزش بازار رابطه مثبت و معناداری دارد (منجر به افزایش ارتباط ارزشی می‌شود). متغیر تنوع جنسیتی، با ضریب ۰/۱۶ و با سطح معناداری ۰/۰۰۰ در سطح اطمینان ۹۵ درصد، با ارزش بازار رابطه مثبت و معناداری دارد (منجر به افزایش ارتباط ارزشی می‌شود). همچنین تنوع جنسیتی در هنگام ضرب مسئولیت‌پذیری اجتماعی، رابطه مثبت و معناداری (با سطح معناداری ۰/۰۰۹) با ارزش بازار دارد، به‌طوری‌که رابطه میان مسئولیت‌پذیری اجتماعی و ارزش بازار را در جهت مثبت تقویت (سطح اطمینان از ۹۵ درصد به ۹۹ درصد تغییر یافته است) نموده است. به‌عبارت‌دیگر، تنوع جنسیتی منجر به افزایش ارتباط ارزشی مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها شده است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در شرایط کنونی که هدف توسعه پایدار و همکاری با جامعه است، هر نهاد با یک سری نگرانی و دغدغه در رابطه با محیط و جامعه‌اش دست‌وپنجه نرم می‌کند. تعاریف اولیه از مفهوم مسئولیت‌پذیری اجتماعی نشان داده است که مسئولیت‌پذیری اجتماعی به مشکلات اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و اخلاقی مربوط می‌شود. شرکت‌ها از افشای مسئولیت‌پذیری اجتماعی برای حداکثر سازی آگاهی سرمایه‌گذاران از اقدامات شرکت استفاده می‌کنند تا بدین شکل ارزش شرکت را افزایش دهند. لذا می‌توان گفت که مسئولیت‌پذیری اجتماعی دارای ارتباط ارزشی است. به‌عبارت‌دیگر، متغیر مسئولیت اجتماعی از توانایی بالایی در تفسیر ارزش بازار سهام برخوردار است. از طرفی، هیأت مدیره نقش مهمی در مشارکت شرکت نسبت به فعالیت‌های اجتماعی ایفا می‌کند؛ به‌طوری‌که تنوع جنسیتی و به‌ویژه حضور مدیران زن، مترادف با کیفیت گزارش‌گری مرتبط با افشای مسئولیت اجتماعی تعریف شده است؛ و قادر خواهد بود تا ارتباط ارزشی افشای مسئولیت اجتماعی شرکت را افزایش دهد.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول نشان داد که مسئولیت‌پذیری اجتماعی دارای ارتباط ارزشی است. این یافته با نتایج نخیلی و همکاران (۲۰۱۷) مطابق می‌باشد. چنین نتیجه‌ای در تطابق با مبانی نظری، حاکی از آن است که شرکت از افشای مسئولیت‌پذیری اجتماعی برای آگاهی سرمایه‌گذاران استفاده می‌نمایند و سرمایه‌گذاران نیز دیدگاه مثبتی نسبت به شرکت در این رابطه پیدا می‌کنند و همین عامل باعث افزایش ارزش بازار سهام شرکت خواهد شد.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم نشان داد که تنوع جنسیتی دارای ارتباط ارزشی می‌باشد. این یافته با نتایج نخیلی و همکاران (۲۰۱۷) و سپاسی و عبدلی (۱۳۹۵) مطابق است. چنین نتیجه‌ای در تطابق با مبانی نظری، حاکی از آن است که مدیران زن شرکت از طریق کاهش مشکلات نمایندگی منجر به افزایش ارزش شرکت خواهند شد.

و در نهایت نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم نشان داد که تنوع جنسیتی منجر به افزایش ارتباط ارزشی مسئولیت‌پذیری اجتماعی خواهد شد. این یافته با نتایج نخیلی و همکاران (۲۰۱۷) مطابق می‌باشد. چنین نتیجه‌ای در تطابق با مبانی نظری، حاکی از آن است که از طریق هیئت‌مدیره متنوع‌تر، شرکت‌ها به‌شدت تعهد خود را برای حمایت از قوانین و مقررات اجتماعی حفظ می‌کنند که بر شهرت شرکت و در نهایت ارزش آن تأثیر می‌گذارد.

به دولت و سازمان بورس اوراق بهادار پیشنهاد می‌شود که به نقش مدیران زن در افزایش ارزش و مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها توجه نمایند. در مقایسه با سایر کشورها می‌توان بیان کرد که در ژانویه سال ۲۰۱۱ میلادی، مجلس فرانسه سهمیه‌ای برای تعادل جنسیتی هیأت مدیره شرکت وضع کرد. این قانون تأکید می‌کند که در عرض سه سال ۲۰ درصد از اعضای هیأت مدیره شرکت باید زنان باشند و این درصد طی ۶ سال آینده باید به ۴۰ افزایش یابد. به سرمایه گذاران و تحلیل‌گران نیز پیشنهاد می‌شود در ارزیابی های خود به موضوع مسئولیت‌پذیری اجتماعی و تنوع جنسیتی اعضای هیأت مدیره توجه نمایند. به محققان پیشنهاد می شود که در پژوهش‌های آتی به بررسی نقش تعدیل‌کنندگی فراطمینانی مدیران بر ارتباط ارزشی مسئولیت‌پذیری اجتماعی؛ بررسی موضوع پژوهش حاضر با استفاده از مدل ارتباط ارزشی اهلسون (۱۹۹۵)؛ بررسی نقش تعدیل‌کننده کیفیت حسابرسی بر ارتباط ارزشی تنوع جنسیتی هیأت مدیره و همچنین به بررسی نقش تعدیل‌کننده تنوع جنسیتی اعضای کمیته حسابرسی بر ارتباط ارزشی مسئولیت‌پذیری اجتماعی بپردازند.

منابع

ایزدی نیا، ناصر؛ هاشمی دهچی، مجید. (۱۳۹۶). بررسی رابطه بین مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها و چسبندگی هزینه‌ها. *فصلنامه حسابداری مدیریت: ۱۰ (۳۲)*، ۱-۱۲.

بهار مقدم، مهدی؛ صادقی، زین العابدین؛ صفرزاده، ساره. (۱۳۹۳). بررسی رابطه مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی بر افشای مسئولیت اجتماعی شرکت‌ها. *فصلنامه حسابداری مالی: ۵ (۲۰)*. ۹۰-۱۰۷.

حاجی‌ها، زهره؛ سرفراز، بهمن. (۱۳۹۳). بررسی رابطه بین مسئولیت‌پذیری اجتماعی شرکت‌ها و هزینه حقوق صاحبان سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های تجربی حسابداری: ۴ (۲)*، ۱۰۵-۱۲۳.

سپاسی، سحر؛ عبدلی، لیلا. (۱۳۹۵). تأثیرات حضور زنان در هیئت‌مدیره بر ارزش شرکت و عملکرد مالی. *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*: ۸ (۲۹)، ۵۸-۳۹.

سپاسی، سحر؛ عبدلی، لیلا. (۱۳۹۵). تأثیر جنسیت مدیران ارشد شرکت بر محافظه‌کاری شرطی. *مطالعات اجتماعی روانشناختی زنان: ۱۴ (۱)*، ۱۲۹-۱۵۴.

Adams, C. A. (2002). Internal organizational factors influencing corporate social and ethical reporting: Beyond current theorizing. *Accounting, Auditing & Accountability Journal, 15 (2*) , 223–250.

Adams, C. A. (2004). The ethical, social and environmental reporting-performance portrayal gap. *Accounting, Auditing & Accountability Journal, 17 (5)* , 731–757.

Arun, T. G. , Almahrog, Y. E. , & Aribi, Z. A. (2015). Female directors and earnings management: Evidence from UK companies. *International Review of Financial Analysis*, 39, 137–146.

Bahar Moghadam, M. , Sadeghi, Z. , & Sare, S. (2014). Investigating the relationship between corporate governance mechanisms and disclosure of corporate social responsibility, *quarterly financial accounting journal, 5 (20):* 90-107. (In Persian)

Bear, S. , Rahman, N. , & Post, C. (2010). The impact of board diversity and gender composition on corporate social responsibility and firm reputation. *Journal of Business Ethics*, *97 (2)* , 207–221.

Bebbington, J. , Larrinaga, C. , & Moneva, J. M. (2008). Corporate social reporting and reputation risk management. *Accounting, Auditing & Accountability Journal, 21 (3)* , 337– 361.

Ben-Amar, W. , Chang, M. , & McIlkenny, P. (2015). Board gender diversity and corporate response to sustainability initiatives: Evidence from the carbon disclosure project. *Journal of Business Ethics*, 142 (2) , 369-383.

Bhanda khadze, D. (2017). Corporate social responsibility and capital allocation efficiency. *Journal of Corporate Finance*: *43*. 354-377

Boulouta, I. (2013). Hidden connections: The link between board gender diversity and corporate social performance. *Journal of Business Ethics, 113 (2)* , 185–197.

Bouten, L. , Everaert, P. , & Roberts, R. W. (2012). How a two-step approach discloses different determinants of voluntary social and environmental reporting. *Journal of Business Finance & Accounting, 39 (5–6)* , 567–605.

Brammer, S. J. , & Pavelin, S. (2006). Voluntary environmental disclosures by large UK companies. *Journal of Business Finance & Accounting, 33 (7–8)* , 1168–1188.

Cahan, S. F. , De Villiers, C. , Jeter, D. C. , Naiker, V. , & Van Staden, C. J. (2016). Are CSR disclosures value relevant? Cross-country evidence. *European Accounting Review, 25 (3)* , 579–611 .

Chauvey, J. N. , Giordano-Spring, S. , Cho, C. H. , & Patten, D. M. (2015). The normativity and legitimacy of CSR disclosure: Evidence from France. *Journal of Business Ethics, 130 (4)* , 789–803.

Cho, C. H. , Guidry, R. P. , Hageman, A. M. , & Patten, D. M. (2012). Do actions speak louder than words? An empirical investigation of corporate environmental reputation. *Accounting, Organizations & Society, 37 (1) , 14–25.*

Cormier, D. & Magnan, M. (2007). The revisited contribution of environmental reporting to investors' valuation of a firm's earnings: An international perspective. *Ecological Economics, 62 (3)* , 613–626.

Deegan, C. (2002). Introduction: The legitimizing effect of social and environmental disclosures: A theoretical foundation. *Accounting, Auditing & Accountability Journal, 15 (3)* , 282–311.

Dhaliwal, D. S. , Radhakrishnan, S. , Tsang, A. , & Yang, Y. G. (2012). Nonfinancial disclosure and analyst forecast accuracy: International evidence on corporate social responsibility disclosure. *The Accounting Review, 87 (3)* , 723–759.

Gray, R. (2006). Social, environmental and sustainability reporting and organizational value creation? Whose value? Whose creation? *Accounting, Auditing & Accountability Journal, 19 (6)* , 793–819.

Gray, R. , Javad, M. , Power, D. M. , & Sinclair, C. D. (2001). Social and environmental disclosure and corporate characteristics: A research note and extension. *Journal of Business Finance & Accounting, 28 (3-4)* , 327–356.

Gul, F. A. , Srinidhi, B. , & Ng, A. C. (2011). Does board gender diversity improve the informativeness of stock prices? *Journal of Accounting & Economics, 51 (3)* , 314–338.

Hajiha, Z. , and Sarfaraz, B. (2015). The Relation between Corporate Social Responsibility and Cost of Equity Capital of Firms Listed in

Tehran Stock Exchange. *Empirical Research in Accounting, 4 (2)* , 105-123. (In Persian)

Huse, M. , Nielsen, S. T. , & Hagen, I. M. (2009). Women and employee-elected board members, and their contributions to board control tasks. *Journal of Business Ethics, 89 (4)* , 581–597.

Isidro, H. , & Sobral, M. (2015). The effects of women on corporate boards on firm value, financial performance, and ethical and social compliance. *Journal of Business Ethics, 132 (1)* , 1–19.

Izadinia, N and Hashemi Dehchi, M. (2017). Investigating the Relation between Corporation Social Responsibility and Cost Stickiness. *Management Accounting, 10 (32)* , 1-12. (In Persian)

Liao, L. , Lin, T. P. , & Zhang, Y. (2016). Corporate board and corporate social responsibility assurance: Evidence from China. *Journal of Business Ethics, 150 (1)* , 211-225.

Liao, L. , Luo, L. , & Tang, Q. (2014). Gender diversity, board independence, environmental committee and greenhouse gas disclosure. *The British Accounting Review, 47 (4)* , 409– 424.

Liu, Y. , Wei, Z. , Xie, F (2014) . Do Women Directors Improve Firm Performance in China? *Journal of Corporate Finance, 28*, 169–184.

Miller, T. , & Triana, C. M. (2009). Demographic diversity in the boardroom: Mediators of the board diversity-firm performance relationship. *Journal of Management Studies, 46 (5)* ,755–786.

Nekhili, M. , Nagati, H. , Chtioui, T. , Nekhili, A. (2017). Gender-diverse board and the relevance of voluntary CSR reporting. *Journal of International Review of Financial Analysis*, 50, 81-100.

O'Dwyer, B. , Unerman, J. , & Hession, E. (2005). User needs in sustainability reporting: perspectives of stakeholders in Ireland. *European Accounting Review, 14 (4)* , 759–787.

Owen, D. (2008). Chronicles of wasted time? A personal reflection on the current state of, and future prospects for social and environmental accounting research. *Accounting, Auditing & Accountability Journal, 21 (2)* , 240–267.

Paek, S. , Xiao, Q,. Lee, S,. Song,. H,. (2013). Does managerial ownership affect different corporate social responsibility dimensions? An empirical examination of U. S. publicly traded hospitality firms. *International Journal of Hospitality Management, 34* 423– 433

Post, C. , Rahman, N. , & Rubow, E. (2011). Green governance: Boards of directors' composition and environmental corporate social responsibility. *Business & Society, 50 (1)* , 189–223.

Sepasi, S. , & Abdoli. L. (2016). Effect of Managers' Gender on Conditional Conservatism. *Women's Studies sociological and psychological*. *14 (46)* , 129-154. (In Persian)

Sepasi, S. , & Abdoli. L. (2016). The Impact of Women's Presence on the Company's Value and Financial Performance. *Financial Accounting and Audit Research, 8 (29)* , 39-58. (In Persian)

Sethi, S. P. , Martell, T. F. , & Demir, M. (2015). Enhancing the role and effectiveness of corporate social responsibility reports: The missing element of content verification and integrity assurance. *Journal of Business Ethics,: 144 (1).* 59-82

Sila, V. , Angelica Gonzalez, A. , Hagendorff, J. (2016). Women on Board: Does Boardroom Gender Diversity Affect Firm Risk?. *Journal of Corporate Finance*, *36*, 26–53.

Surroca, J. , & Tribo, J. A. (2008). Managerial entrenchment and corporate social performance. *Journal of Business Finance & Accounting, 35 (5–6)* , 748–789.

Zalata, A. M. , Tauringana, V. , Tingbani, I. (2018). Audit committee financial expertise, gender, and earnings management: Does gender of the financial expert matter? *Journal of International Review of Financial Analysis*, *55*, 170-183.

Zhang, J. Q. , Zhu, H. , & Ding, H. B. (2013). Board composition and corporate social responsibility: An empirical investigation in the post Sarbanes-Oxley era. *Journal of Business Ethics*, *114 (3)* , 381–392.

Gender Diversity of Board Members and Value Relevance of Corporate Social Responsibility Reporting

Parviz Mam Salehi[1], Taher Eskandarli[2]

Received : 2017/12/20
Approved: 2018/04/09

Abstract

The purpose of this study is to explain the role of gender diversity in the value relevance of social responsibility reporting. When a firm deals with the social responsibility issue, executives and stockholders gain incentives to obtain potential benefits. On the other hand, the existence of gender diversity in a firm reflects its commitment to social laws and regulations and can affect the reputation and, ultimately, the value of the firm. This study is a post-event, causal and applied research. The sample consists of 156 firms listed in Tehran Stock Exchange during the period from 2012 to 2016. To test the hypothesis, panel data method and multivariate linear regression analysis are used. Findings show that social responsibility has value relevance in line with the theory of legitimacy. Gender diversity also increases the firm value based on the agency theory and also increases the value relevance of corporate social responsibility reporting.

Keywords: Value relevance, Gender diversity, Social responsibility, Legitimacy theory.

Jel clacification: M14, G32

DOI: 10.22051/jera.2018.18419.1889
[1] MSc. Of Accounting, PayamNour University, (parvizmamsalhy@yahoo.com)
[2] Assistant Professor of Accounting, Islamic Azad University, GonbadKavoos Branch, GonbadKavoos, Iran, Corresponding Author, (Taher_Eskandarli@yahoo.com)

Internet Financial Reporting and Firm Value

Mahdi Nazemi Ardakani[1], Zohreh Aref Manesh[2], Somayeh Dehghan Dehnavi[3]

Received : 2017/12/30
Approved: 2018/04/30

Abstract

The fast-paced process of transformations in the field of Information and Communication Technology (ICT), especially Internet, has affected all dimensions of human societies. For example, in the field of accounting it has introduced a new and revolutionary method for financial reporting, which is called internet financial reporting. Considering the importance of this kind of reporting that can have a significant effect on the decision making of financial information users, this study seeks to investigate the effects of this new reporting method on the value of firms listed in Tehran Stock Exchange.The research is an applied and descriptive-correlation one. The sample consists of 112 firms selected from all firms listed in Tehran Stock Exchange by systematic exclusion method. The study is also cross-sectional and uses financial information and explanatory notes of sample firms in 2016/3/19.According to the results, the percentage of Internet financial reporting and the percentage of content items of internet financial reporting have a significant positive effect on the firms value, but the percentage of presentation items of internet financial reporting has no effect on the firm value.

Keywords: Internet financial reporting, content items, presentation items, Firm value.

Jel clacification: M41

DOI: 10.22051/jera.2018.18280.1877

[1] Assistant Prof of Accounting, yazd University, Department of Accounting And Finance, (m.nazemiardakani@gmail.com)
[2] Assistant Prof of Accounting, yazd University, Department of Accounting And Finance, (arefmanesh@yazd.ac.ir)
[3] Msc. student of Accounting, yazd university, Department of Accounting And Finance, (dehghan66somayyeh@gmail.com)

Stock Market Behavioral Reaction Based on the Failure of Long-Term and Short-Term Decreasing Trends of Corporate Performance Criteria in the Time of Dividend Increase

Javad Nikkar[1], Vali Khodadadi[2], Hassanali Sinaie[3], Hassan Farazmand[4]

Received : 2017/11/28
Approved: 2018/03/11

Abstract

The aim of this study is to examine the Stock market behavioral reaction based on the failure of long-term and short-term decreasing trends of corporate performance criteria (including earnings per share, operating profit per share, operating cash flow per share and net growth of adjusted assets per share in term of inflation) in the time of dividend increases. For this purpose, six hypotheses are developed and data are analyzed by regression models using Panel data method with fixed effects approach. The sample consists of 301 firms listed in Tehran Stock Exchange for the period from 1991 to 2015. The results show that for performance criteria of earnings per share, operating profit per share, and operating cash flow per share, the market's positive reaction to simultaneous increase of functional and dividend criteria is higher for long-term patterns than short-term patterns. On the other hand, the results indicate that for the performance criterion of changes in net adjusted assets of per share, the positive reaction of the market to simultaneous increase of the functional and dividend criteria is insignificant for long-term patterns and short-term patterns. The results also show that the market reaction to the performance criteria of operating cash flow per share and operating profit per share is higher for short-term patterns than the two other functional patterns. In addition, the results indicate that the market reaction is not the same for long-term patterns and that the market reacts differently to any performance criteria, in contrast to the theoretical foundations.

Keywords: Stock market behavioral reaction, Dividend reporting, Long-term trends of Performance criteria and Dividend, Short-term trends of Performance criteria and Dividend.

Jel clacification: G11, G14

DOI: 10.22051/jera.2018.18272.1876

[1] Assistant Prof of Accounting, Islamic Azad University, Tehran East Branch, Tehran, Iran, (j.nickar@gmail.com)
[2] Associate professor of accounting, Chamran university, Ahvaz, Iran, corresponding author, (vkhodadadi@scu.ac.ir)
[3] Associate professor of financial management, Chamran university, Ahvaz, Iran, (ha-sinaei@yahoo.com)
[4] Associate professor of economics, Chamran university, Ahvaz, Iran, (Hfarazmand@scu.ac.ir)

Conditional Conservatism and Value Relevance of Financial Reporting

Gharibeh Esmailikia[1], **Mohammad Oshani**[2], **Mohammad Bakhshi**[3]

Received : 2017/12/11
Approved: 2018/04/08

Abstract

Conservatism and value relevance are both the main subjects of researches included in accounting literatures. The recent value relevance decreases are, according to some academics, due to increased conservative accounting because conservatism prefers credit to relevance. So this research investigates the relation between conditional conservatism and value relevance of financial reporting and their trends. This study is an applied and descriptive - correlation research in terms of the aim and the nature and method of implementation, respectively. The sample consists of 930 firm- year observations for the period from 2011 to 2015. The research findings indicate that there is a significant positive relation between conditional conservatism and value relevance of financial reporting, that is, an increase in conservatism leads to improvement of information reliability and consequently, an increase in the value relevance of financial reporting. Moreover, findings show that conditional conservatism and value relevance of financial reporting have had an incremental trend in this period.

Keywords: conditional conservatism, value relevance, financial reporting.

Jel clacification: M15, M41

DOI: 10.22051/jera.2018.18136.1863

[1] Assistant professor of Accounting, Ilam university, Ilam, Iran, corresponding author, (Gh.esmailikia@ilam.ac.ir)
[2] PHd of economic, non-profit high education institute of Bakhtar, Ilam, Iran, (Oshani.ff@gmail.com)
[3] MSc., non-profit high education institute of Bakhtar, Ilam, Iran, (Mohamadbakhshi1371@gmail.com)

Effects of Cognitive Bias of Master Accounting Students on the Accuracy of Their Judgments Regarding Cost Behavior and Information Type

Zahra Dianati Deilami[1], Mohammad hosein abdollahi[2], Atiyeh pakzad

Received : 2018/01/02
Approved: 2018/04/29

Abstract

This study investigates the accuracy of recognition and estimation of the cost stickiness by master accounting students, in different presentation conditions and the impact of their cognitive bias on their judgments. This study uses questionnaire to collect data from the sample consisting of 120 people from the population of 171 master students in accounting, auditing and management accounting fields in Tehran in the year 2017. ANOVA is used to analyze the data and test the hypotheses of the research .The results show that the degree of cost asymmetry and the way in which information is presented to accountants affect their judgment accuracy. Therefore, the cognitive bias resulting from the different degrees of cost asymmetry and the different data presentations (in percentage or in amount) affect the recognition and accuracy of their judgments about cost stickiness.

Keywords: Cognitive Bias, Cost Stickiness, Judgment Accuracy, Presentation Format of Information.

Jel clacification: M49

DOI: 10.22051/jera.2018.18107.1861

[1] Associate Professor of accounting, Faculty of financial sciences, Kharazmi University, Tehran, Iran, corresponding author, (dianati@khu.ac.ir)
[2] Associate Professor of psychology, Faculty of psychology, Kharazmi University, Tehran, Iran, (abdollahimh@yahoo.fr)
[3]MSc. student of accounting, Faculty of financial sciences, Kharazmi University, Tehran, Iran, (at_pakzad@yahoo.com)

Intellectual Capital and the Relation between Corporate Governance and Tax Avoidance

Mahdi Faghani[1], **Sakine Darsanj**[2], **Moslem Saeidi**[3], **Hamid Zarei**[4]

Received : 2017/12/16
Approved: 2018/03/10

Abstract

Lack of proper corporate governance mechanisms can pave the way for management opportunistic actions one of which is to lead tax avoidance activities towards their own benefits, which in turn may waste tax resources. The purpose of this paper is to investigate the effect of intellectual capital on the relation between corporate governance and tax avoidance of firms listed in Tehran Stock Exchange. The sample consists of 94 firms listed in Tehran Stock Exchange during the period from 2010 to 2015. The data is analyzed through regression model using panel data. The results indicate that intellectual capital does not modify the relation between corporate governance mechanisms and tax avoidance. This means that corporate governance mechanisms affect tax avoidance directly and intellectual capital does not play any role in it. In particular, findings show that strong corporate governance leads to improvement of financial reporting quality and, ultimately, helps the effectiveness of tax planning actions.

Keywords: tax avoidance, corporate governance, intellectual capital.

Jel clacification: H20, G34, O34

DOI: 10.22051/jera.2018.18450.1891

[1] Assistant Professor of Accounting, University of Sistan and Baluchestan, Sistan and Baluchestan, Iran, Corresponding Author, (faghani@acc.usb.ac.ir)
[2] MS.c. in Accounting, University of Sistan and Baluchestan, Sistan and Baluchestan, Iran, (s_darsanj66@yahoo.com)
[3] Lecturer in Accounting, University of Sistan and Baluchestan, Sistan and Baluchestan, Iran, (moslem.saeidi@acc.usb.ac.ir)
[4] MS.c. in Accounting, University of Sistan and Baluchestan, Sistan and Baluchestan, Iran, (hamidzarei@pgs.usb.ac.ir)

The Non-linear Impacts of Product Market Competition and Profitability on the Debt Ratio, Considering the Whole Iranian Business Environment in Competition Measurement

Mohammad Hossein Ghaemi[1], **Amir Saber**[2]

Received : 2017/10/24
Approved: 2018/03/15

Abstract

This paper aims to investigate the non-linear relation of debts ratio to product market competition and profitability. Product market competition is measured based on two criteria of market share and market size. Market share indicates the competition on behalf of existing competitors and market size indicates the competition on behalf of potential competitors. The whole business environment and the homogeneousness of production are used to measure these two criteria of product market competition. Earnings before interest and taxes are used in order to measure profitability. The sample consists of 91 firms listed in Tehran Stock Exchange during eight years from 2008 to 2015. To test the hypothesis, the non-linear regression model is used. The results indicate that there is a non-linear, third grade and cubic shape relation between the product market competition criteria (including market share and market size) and debts ratio and there is a non-linear, second grade and U-shape relation between profitability and debts ratio.

Keywords: Debts Ratio, Product Market Competition, Market Share, Market Size, Profitability, Non-linear Relationship.
Jel clacification: D40, G30, G32, L60

DOI: 10.22051/jera.2018.17754.1825
[1] Associate Prof. in Accounting, Faculty of Social Sciences, Imam Khomeini International University, Qazvin, Iran, (ghaemi_d@yahoo.com)
[2] MSc. in Accounting, Faculty of Social Sciences, Imam Khomeini International University, Qazvin, Iran, corresponding author, (amir.saber.r@gmail.com)

Political Costs and Tax Gap

Bahman Qaderi[1], **Hamzeh Didar**[2], **Mehdi Kafami**[3]

Received : 2016/10/18
Approved: 2017/02/06

Abstract

This research aims to examine the relation between political costs and tax gap using structural equation modeling approach. The sample consists of 66 firms listed in Tehran Stock Exchange for the period from 2006 to 2013. Political costs are measured using the observable variables such as capital intensity, concentrate rate, firm size, employee intensity and risk, and tax gap is measured using the difference between determined tax and declared tax. In addition, this study considers profitability and leverage ratio as control variables. The results indicate that there is no significant relation between political costs and tax gap, therefore, there is no empirical evidence on the relation between political costs and the tax gap in Tehran Stock Exchange.

Keywords: Political Hypotheses, Political Costs, Tax Avoidance, Tax Evasion, Tax Gap.

Jel clacification: M41, H26

DOI: 10.22051/jera.2017.12227.1475

[1] MSc. of Accounting, Faculty of Economic and Management, Urmia University, Urmia, Iran, (bahman.ghaderi67@yahoo.com)
[2] Assistant Professor, Faculty of Economic and Management, Urmia University, Urmia, Iran, (h.didar@urmia.ac.ir)
[3] MSc. of Accounting, Faculty of Economic and Management, Urmia University, Urmia, Iran, (mehdiacnt@yahoo.com)

Corporate Life Cycle Stages and The Relation between Human Resources Investment and Internal Control System

Rezvan Hejazi[1], **Mehrdad Salehi**[2]

Received : 2015/10/11
Approved: 2016/01/27

Abstract

Certainly, the behavior of firms in each life cycle stage has a significant impact on their value. The resources available in an organization help achieving its goals and objectives. Human resources have been considered as an investment source by managers of all economic units and social institutions in order to improve their performance level and efficiency. This paper investigates the relation between human resources investment and internal control in the framework of the firms' life cycle. The sample consists of 90 firms listed in the Tehran Stock Exchange during the period from 2006 to 2016. The study uses the number of personnel in an internal control department as a dependant variable and applies the panel data method is used for data gathering. The results indicate that variables such as firm size, firm life, activities complexity, financial crisis, exports, and state and private ownership have impact on the number of personnel in the internal control department. As a whole, all of the variables mentioned above, with the exception of financial crisis and private ownership have a significant positive effect on the number of employees in firms and their internal control department. The findings also show that mature firms have a greater explanation power for the relation between human resources investment and internal control systems than the firms in the growth and decline stages.

Keywords: Company Life Cycle, Human Resources, Internal Control System.

Jel clacification: M41, B26, G33

DOI: 10.22051/jera.2018.6955.1035

[1] Professor of Accounting, Alzahra university, Tehran, Iran, (hejazi33@gmail.com)
[2] Assistant professor of Accounting, Azad university of Momasseni, Noorabad Momasseni, corresponding author, (alehifinance@gmail.com)

Accounting Information Quality And Operational Cash Flow

Aghil Farhangian[1], **Farzaneh Heydarpour**[2]

Received : 2017/10/17
Approved: 2018/02/13

Abstract

Accounting information provides a system through which intra-organizational information is transferred to capital markets and allows more control of management activities by investors. Information provided by financial reports can be useful in decision making when it is reliable and relevant. The statistical population of this study is all firms listed in Tehran Stock Exchange and the sample selected by systematic removal method, consists of 105 firms listed during the period from 2007 to 2016. To test the variables relation, the regression analysis method based on panel data model is used. Results show that the quality of accruals, profit sustainability, profit forecast and profit smoothing are effective on operating cash flow.

Keywords: Operating cash flow, Accruals Quality, Profit sustainability, Profit forecast, Profit Smoothing.

Jel clacification: M41, G31

DOI: 10.22051/jera.2018.17647.1820

[1] M.S.c of Accounting, Azad university of Safadasht, Tehran, Iran, (aghil_farhangian@yahoo.com)
[2] Associate professor of Accounting, Azad univesiti of Central Tehran, Tehran, Iran, corresponding author, (fheidarpoor@ yahoo.com)

Employment of Recent University Graduates in Iranian Firms' Internal Audit Department

Mehri Bakhtiari[1]**,Kumars Biglar**[2]

Received : 2017/10/16
Approved: 2018/01/23

Abstract

This research investigates the employment of Recent University Graduates in Iranian firms' Internal Audit department. From 95 respondents participated in our survey, approximately 50 percent (47 people) seek to employ recent graduates for internal audit departments supervised by them. On the other hand, about half of the participants are reluctant to employ recent universities graduates and the main reason can be related to the small size of Internal Audit departments, budget constraints and supervision problems because evidence suggests that larger internal audit departments are more likely to employ recent university graduates. As expected, evidence suggests that audit firms often employ recent university graduates. The main reasons mentioned by those who decide not to employ recent universities graduates is lack of experience, the gap between professional needs and academic education, the lack of legal, professional, and industry knowledge and etc. Findings show that the major identified factors (39 Factors) are effective on employment decisions so that all five research hypotheses are approved. That is, individual characteristics, university education, other education, prior experiences, professional certifications, and membership in professional associations are considered in making decisions on employment of recent universities graduates .

Keywords: Auditing and Accounting Curriculum, Employment Decision, Recent Universities Graduates, Internal Audit.

Jel clacification: M42, H83

DOI: 10.22051/jera.2018.17631.1817

[1]M.S.c. of Accounting, Islamic Azad University Qazvin Branch, Qazvin, Iran, corresponding author, (m.bakhteyari84@yahoo.com)

[2]Associate professor of Accounting, Islamic Azad University Qazvin Branch, Qazvin, Iran (Kumars.biglar@gmail.com)

Auditor's Proposed Reforms and Earnings Quality

Arash Tahriri[1], **Masoumeh Sabermahani**[2]

Received : 2017/10/08
Approved: 2018/01/17

Abstract

The main purpose of this research is to investigate the effect of auditor's proposed reforms on the earnings quality. The sample consists of 165 firms listed in the Tehran Stock Exchange during the period from 2009 to 2016. Paired t-test is used to test the research hypotheses. According to the findings, there is no significant difference of smoothness and sustainability between unaudited earnings and audited earnings. In addition, evidence shows that audited accruals have a higher quality as compared to unaudited accruals. Moreover, results show that the extent of positive accruals changing into negative ones is more than negative accruals changing into positive ones after auditing. According to the results, there is no significant difference of negative accruals amount between audited and unaudited financial statements. Also, findings show that the positive accruals amount in audited financial statements is less than it in unaudited financial statements. Finally, the results show that there is no significant difference of inconsistency in profit distribution about zero between the time before auditing and after it.

Keyword: Auditor's proposed reforms, Earnings quality, Signed accruals, losses and small profits (Inconsistency in Profit distribution about zero).

Jel clacification: M41, M42

DOI: 10.22051/jera.2018.17541.1812

[1] Asistant Prof in Accounting, Tehran University, Tehran, Iran, corresponding author (arashtahriri@ut.ac.ir)
[2] MSc of Auditing, Tehran University, Tehran, Iran, (masomesabermahani93@gmail.com)

Asymmetric Persistence and Market Pricing of Accruals and Cash Flows

Iraj Noravesh[1], **Zahra Fadaie**[2]

Received : 2017/10/07
Approved: 2018/01/13

Abstract

The main objective of the research is to examine the asymmetric persistence and market pricing of accruals and cash flows in firms listed to Tehran Stock Exchange. The research method is post-event type and the statistical population of the research is firms listed in Tehran Stock Exchange during the period from 2009 to 2016. To analyze data, the linear regression model (data panel) is used. The results show that, at the economic loss, expected returns can not reflect the profit accruals persistence. Also, at the economic loss, expected returns can not reflect the cash profit components persistence, in other words, the research hypotheses are not rejected for market inefficiency and this study is useful for understanding the anomaly accruals in relation to the accruals dynamics, as well as for researchers interested in the MT framework to test the rationality of more general investor expectations.

Keywords: : Asymmetric persistence, pricing of Accruals, pricing of Cash Flow.

JEL Classification: M41

DOI: 10.22051/jera.2018.17524.1809

[1] Professor of Accounting, non-profit univedity of Damavan Ershad, Tehran, Iran, (irajnoravesh@yahoo.com)
[2] MSc. student of Accounting, non-profit univedity of Damavan Ershad, Tehran, Iran, corresponding author, (zahra.fadaie@yahoo.com)

Effects of Earnings Management on Disclosure and True Financial Performance

Mohsen Khoshtinat[1], Maryam Gharehdaghi[2], Somayeh Rasoli[3]

Received : 2017/11/24
Approved: 2018/04/06

Abstract

This paper reviews impacts of earnings management on disclosure extent and true financial performance. This Research shows that the net disclosed earning is dependant to conditions such as a firm's information quality .The sample consists of 191 firms listed in Tehran Stock Exchange subject to increase of disclosure extent, over the period from 2010 to 2015. Findings reveal that there is a significant positive relation between disclosure quality and true financial performance of firms (measured by the adjusted assets return and equity return). The results show that a firm's disclosure is likely to result in benefits, but after an optimum level, increasing disclosure may decrease its true financial performance. This optimum level does not change when there are differences between firms' monitoring environments (e.g., independent board). These results indicate that intense monitoring of chief executive officers has no effect on the disclosure extent of a firm.

Keywords: Disclosure, True firm performance, Intense monitoring, Earnings management.

Jel classification: M41, G34

DOI: 10.22051/jera.2018.17149.1777

[1] Faculty member of Allame Tabatabaie university and associate professor of Khatam university, corresponding author, (khoshtinatnik@yahoo.com)
[2] Assistant professor of high education institute of Iran banking, (gharehdaghi@ibi.ac.ir)
[3] MSc. of Accounting, Khatam university, (somayehrasouli1365@gmail.com)

Monitoring through Short-Term Debts And Accrual-Based Earnings Management

Seyed Ali Hosseini[1], **Maryam Fallah Joshaghani**[2]

Received : 2017/09/16
Approved: 2017/12/26

Abstract

Earnings Management is a deliberate manipulation of financial reporting in order to achieve an expected level of earnings. So, earnings may increase, decrease or smooth based on various management's goals and objectives to mislead the stakeholders. It seems that the short-term debt structure can have regulatory benefits because it leads to greater monitoring by creditors and, as a result, reduces the earnings management. The purpose of this study is to investigate the effect of monitoring through short-term debts on accrual-based earnings management. The sample consists of 136 firms listed in Tehran Stock Exchange during the period from 2010 to 2015. The discretionary accruals criterion calculated using Simon and Fang model (2014), is applied to measure accruals-based earnings management. The research method is the correlation method and data analysis method is the multivariate regression model. Results indicate that there is a significant relation between short-term bank debts and accruals-based earnings management in low-rated firms. Also, Findings show that there is no significant relation between short-term bank debts and accruals-based earnings management in high-risk firms.

Keywords: Accruals-based earnings management, Short-term debts, Monitoring, Agency cost.

Jel clacification: M41

DOI: 10.22051/jera.2018.17246.1789

[1] Assistant professor of Accounting, Alzahra university, Tehran, Iran, corresponding author, (a.hosseini@alzahra.ac.ir)
[2] MSc. of Accounting, Alzahra university, Tehran, Iran, (fallah.m.70@gmail.com)

Table of content

Monitoring through Short-Term Debts And Accrual-Based Earnings Management……..1
Seyed Ali Hosseini, Maryam Fallah Joshaghani

Effects of Earnings Management on Disclosure and True Financial Performance……21
Mohsen Khoshtinat, Maryam Gharehdaghi, Somayeh Rasoli

Asymmetric Persistence and Market Pricing of Accruals and Cash Flows……49
Iraj Noravesh, Zahra Fadaie

Auditor's Proposed Reforms and Earnings Quality……... 69
Arash Tahriri, Masoumeh Sabermahani

Employment of Recent University Graduates in Iranian Firms' Internal Audit Department……93
Mehri Bakhtiari,Kumars Biglar

Accounting Information Quality And Operational Cash Flow……121
Aghil Farhangian, Farzaneh Heydarpour

Corporate Life Cycle Stages and The Relation between Human Resources Investment and Internal Control System……..143
Rezvan Hejazi, Mehrdad Salehi

Political Costs and Tax Gap…… 161
Bahman Qaderi, Hamzeh Didar, Mehdi Kafami

The Non-linear Impacts of Product Market Competition and Profitability on the Debt Ratio, Considering the Whole Iranian Business Environment in Competition Measurement……. 195
Mohammad Hossein Ghaemi, Amir Saber

Intellectual Capital and the Relation between Corporate Governance and Tax Avoidance……219
Mahdi Faghani, Sakine Darsanj, Moslem Saeidi, Hamid Zarei

Effects of Cognitive Bias of Master Accounting Students on the Accuracy of Their Judgments Regarding Cost Behavior and Information Type…….. 247
Zahra Dianati Deilami, Mohammad hosein abdollahi, Atiyeh pakzad

Conditional Conservatism and Value Relevance of Financial Reporting…….. 271
Gharibeh Esmailikia, Mohammad Oshani, Mohammad Bakhshi

Stock Market Behavioral Reaction Based on the Failure of Long-Term and Short-Term Decreasing Trends of Corporate Performance Criteria in the Time of Dividend Increase…….. 293
Javad Nikkar, Vali Khodadadi, Hassanali Sinaie, Hassan Farazmand

Internet Financial Reporting and Firm Value…….. 323
Mahdi Nazemi Ardakani, Zohreh Aref Manesh, Somayeh Dehghan Dehnavi

Gender Diversity of Board Members and Value Relevance of Corporate Social Responsibility Reporting……... 351
Parviz Mam Salehi, Taher Eskandarli

Licence Holder: Alzahra University
Director: Hoseini, Seyed Ali (Assist. Prof. Alzahra University)
Editor in chief: Rahmani, Ali (Prof. Alzahra University)
Scientific and Literally Editor: Bashirimanesh, Nazanin
English Editor: Ebrahimi, Elaheh
Lay out editor: Esfandi, Khadijeh
Journal Expert: Azam, Pakkhesal
Print and Binding: Ramtin Publishing

Editorial Board
Pourheidari, Omid, Proffessor of Baahonar University
Pourjalali Hamid, Professor of Hawaii University
Hejazi, Rezvan, Proffessor of Alzahra University
Khalifesoltani, Seyed Ahmad, Associate Proffessor of Alzahra University
Rahmani, Ali, Proffessor of Alzahra University
Rezaee Zabihollah, Proffessor of Memphis University Sajadi, Hosein, Proffessor of Shahid Beheshti University
Soleimani Amiri, Gholamreza, Associate Proffessor of Alzahra University
Mashayekh, Shahnaz, Associate Proffessor Alzahra University
Mashayekhi, Bita, Associate Proffessor Tehran University
Mehrani, Sasan, Associate Proffessor of Tehran University
Homayoun Saeid, Professor of Sweden University
Hassan Yazdifar, Associate Professor of Salford University Business School

Address: Alzahra University, Vanak,Tehran-Iran. P. O Box 1993891176
Tel & Fax: (+9821) 88212578
Website: http: //journals.alzahra.ac.ir/jera
Email: jera@alzahra.ac.ir

In the Name of God

Quarterly Journal of

Empirical Research in Accounting

"Scientific Journal"

Summer 2019, Vol 8, Number 32