

## رابطه بین نوسانات جریان نقد و اعتبار تجاری شرکت‌ها با تاکید بر حجم معاملات شرکت

قاسم محمدپور

کارشناسی ارشد، گروه حسابداری، موسسه آموزش عالی علم و فن آوری شمس، تبریز، ایران. (نویسنده مسئول).

Ghasem.mp73@gmail.com

محمدصادق جعفرزاده بی شک

دکترای حسابداری، گروه حسابداری، استادیار موسسه آموزش عالی علم و فن آوری شمس، تبریز، ایران.

university.acc.2017@gmail.com

شماره ۱۴ / پاییز ۱۳۹۸ (جلد سوم) / صص ۵۷-۶۹  
چشم انداز حسابداری و مدیریت (دوره دوم)

### چکیده

این پژوهش به بررسی رابطه بین نوسانات جریان نقد و اعتبار تجاری شرکت‌ها با تاکید بر حجم معاملات شرکت می‌پردازد. پژوهش حاضر از لحاظ هدف کاربردی بوده و از بعد روش‌شناسی از نوع تحقیقات علی (پس رویدادی) می‌باشد. جامعه آماری پژوهش، کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده و با استفاده از روش نمونه‌گیری حذف سیستماتیک، ۱۲۶ شرکت به‌عنوان نمونه پژوهش انتخاب شدند و در دوره‌ی زمانی ۶ ساله، بین سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۶ مورد تحقیق و بررسی قرار گرفتند. روش مورد استفاده جهت جمع‌آوری اطلاعات، کتابخانه‌ای بوده و برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از رگرسیون چندگانه با الگوی داده‌های تابلویی استفاده شده است. نتایج حاصل از فرضیات پژوهش نشان می‌دهد که بین نوسانات جریان نقد و اعتبار تجاری شرکت‌ها رابطه معکوس و معناداری دارد. ولی، حجم معاملات شرکت بر رابطه بین نوسانات جریان نقد و اعتبار تجاری شرکت‌ها تاثیر مستقیم و معنادار دارد.

**واژگان کلیدی:** اعتبار تجاری شرکت‌ها، نوسانات جریان نقد، حجم معاملات شرکت.

### مقدمه

وجوه نقد اصلی‌ترین عنصر از گروه دارایی‌های جاری و مهم‌ترین مؤلفه سرمایه در گردش واحدهای انتفاعی است، به نحوی که تداوم فعالیت و تحقق اهداف واحدها را تحیل نموده و امکان‌پذیر می‌سازد. بنابراین ضروری است که اولاً بعنوان یکی از ارکان برنامه‌ریزی مالی همواره مورد توجه مدیران مالی قرار گیرد و ثانیاً بصورت کارا و اثربخش درخصوص وجه نقد اعمال مدیریت شود (نیکومرام و همکاران، ۱۳۸۰). از بین جریان‌های نقدی واحد تجاری، جریان‌های نقدی ناشی از فعالیت‌های عملیاتی اهمیت ویژه‌ای دارند، زیرا این جریان‌های نقدی، ناشی از فعالیت‌های مولد درآمد اصلی واحد تجاری محسوب می‌شوند. اگر یک شرکت بخواهد در عرصه تجارت باقی بماند جریان‌های نقدی حاصل از فعالیت‌های عملیاتی آن در بلندمدت باید مثبت باشد. شرکتی که جریان‌های نقدی ناشی از عملیاتش منفی باشد، قادر به تأمین وجوه مورد نیازش از منابع داخلی شرکت نبوده و می‌بایست از سایر منابع، وجه نقد لازم را تأمین کند. این درحالی است که اعتباردهندگان و سهامداران حاضر

نیستند در شرکتی سرمایه‌گذاری کنند که قادر نیست از فعالیت‌های خود وجوه نقد کافی فراهم نماید و درمورد پرداخت سود سهام، بهره و بدهی‌هایش در سررسید، اطمینان وجود ندارد (تالانه، ۱۳۷۶). در حال حاضر تصمیم‌گیری برای تعیین میزان ذخایر نقدی، به یکی از عوامل قابل توجه در ادبیات تأمین مالی مبدل شده است، چرا که از یک سو مزیت عمده نگهداری وجه نقد در بازارهای سرمایه ناکار، افزایش توانایی شرکت برای استفاده از فرصت‌های سرمایه‌گذاری ارزشمند و اجتناب از هزینه‌های بالای تأمین مالی خارج از شرکت است و از سوی دیگر نگهداری سطح بالایی از وجه نقد برای شرکت هزینه فرصت به همراه دارد. بر همین اساس، جریان‌های ورود و خروج وجه نقد و توان دسترسی واحدهای انتفاعی به آن، شالوده و مبنای بسیاری از تصمیم‌گیری‌ها و قضاوت‌های گروه‌های عمده استفاده‌کننده از اطلاعات مالی واحدهای انتفاعی را شکل می‌دهد (مرادی و هاتفی مجومرد، ۱۳۹۳). از سوی دیگر، اعتبار تجاری نقش مهمی در اقتصاد ملی ایفا می‌کند و از مهم‌ترین منابع تأمین مالی کوتاه‌مدت هست. زمانی که یک شرکت، کالا و خدمات را از عرضه‌کنندگان دریافت می‌کند، بدون اینکه در زمان معامله پول آن را پرداخت نماید (ایزدی نیا و طاهری، ۱۳۹۵). تأمین‌کنندگان و مشتریان درباره ارائه اعتبار تجاری با توجه به افزایش عدم قطعیت در محیط اقتصادی محتاطانه‌تر عمل خواهند کرد. در این وضعیت شرکت‌هایی که دارای محافظه‌کاری حسابداری بالاتری باشند، مزایا بیشتری در به دست آوردن اعتبار تجاری ارائه‌شده توسط تأمین‌کنندگان و مشتریان دارند (کامیابی و گرجیان مهربانی، ۱۳۹۵). اعتبار تجاری نقش اساسی در فعالیت‌های تجاری هر شرکتی دارد و اعتبار تجاری در شرکت نشان‌دهنده میزان اعتماد تأمین‌کنندگان و اعتباردهندگان به شرکت است و یک ابزار تأمین مالی کوتاه‌مدت محسوب می‌شود. شرکت‌های دارای اعتبار تجاری خوب بدون پرداخت وجه نقد کالا و خدمات موردنیاز خود را از تأمین‌کنندگان دریافت می‌کنند و بانک‌ها و سایر اعتباردهندگان با بررسی اعتبار تجاری شرکت اقدام به اعطای تسهیلات می‌نمایند (ونفنگ وو و همکاران<sup>۱</sup>، ۲۰۱۱). اعتبار تجاری یک منبع تأمین مالی کوتاه‌مدت برای شرکت‌های کوچک و متوسط به شمار می‌رود، از دیدگاه قانون، هر قرارداد اعتبار تجاری، توافقی الزام‌آور بین دو طرف است که اجازه می‌دهد خریدار، کالاها و خدمات را قبل از پرداخت وجه آن به تأمین‌کننده، دریافت کرده و اعتبار تجاری را در قالب یک بدهی جاری در ترازنامه درج کند. از دیدگاه تأمین‌کننده، اعتبار تجاری اعطاشده، سرمایه‌گذاری در حساب‌ها و اسناد دریافتی است و به‌عنوان یک دارایی در ترازنامه ظاهر می‌شود (ایزدی نیا و طاهری، ۱۳۹۵). از طرفی دیگر، علاوه بر اهمیت مدل سازی سیکل‌های رکود و رونق بازار سهام، شناسایی عوامل مؤثر بر تغییر یا تداوم وضعیت‌های رکود و رونق بازار سهام ضروری است. انتظار می‌رود تغییر حجم خرید و فروش سرمایه‌گذاران با تأثیر بر عرضه و تقاضا و میزان نقدشوندگی سهام اثر قابل ملاحظه‌ای بر قیمت سهام و متعاقباً تغییر یا تداوم سیکل‌های رکود و رونق بازار سهام داشته باشد (سان<sup>۲</sup>، ۲۰۰۳). با توجه به مطالب فوق پژوهش حاضر در صدد پاسخ به این سوال است که: رابطه بین نوسانات جریان نقد و اعتبار تجاری شرکت‌ها با تأکید بر حجم معاملات شرکت چگونه است؟

### پیشینه پژوهش

هاریس و همکاران<sup>۳</sup> (۲۰۱۹) به بررسی نوسانات جریان نقدی و اعتبار تجاری شرکتها در آسیا پرداختند نتایج پژوهش آنها نشان داد که سطح بالایی از نوسانات جریان نقدی تأثیر معکوس و معناداری بر اعتبار تجاری شرکتها دارد و این رابطه ی

<sup>1</sup> Wenfeng wu et al

<sup>2</sup> Sun

<sup>3</sup> Haris et al

معکوس در میان شرکتهای کوچکتر نسبت به شرکتهای بزرگتر بیشتر است. علاوه بر این شدت رابطه نوسانات جریان نقدی و اعتبار تجاری شرکتهای در بحران مالی ۲۰۰۸ با شدت بیشتری همراه بود.

کائو و همکاران<sup>۴</sup> (۲۰۱۷) در پژوهشی به بررسی تأمین مالی اعتبار تجاری و خطر سقوط آتی قیمت سهام در کشور چین پرداختند. آنها دریافتند تأمین مالی از طریق اعتبار تجاری، ریسک سقوط قیمت سهام را کاهش می‌دهد. یعنی شرکتهایی که از طریق اعتبار تجاری اقدام به تأمین مالی خود می‌کنند ریسک سقوط قیمت سهام خود را کاهش می‌دهند.

لین و چو<sup>۵</sup> (۲۰۱۵) در مقاله‌ای تحت عنوان بررسی اعتبار تجاری و وام بانکی در شرکتهای پذیرفته‌شده در بورس چین پرداختند. آنها از اطلاعات مربوط به ۱۲۱۳ شرکت چینی به صورت هر سه ماه یکبار از ابتدای سه‌ماهه اول سال ۲۰۰۶ تا پایان سال ۲۰۱۲ استفاده کردند. یافته‌های آنها در این پژوهش به شرح زیر می‌باشد: ابتدا وجود ارتباط مثبت و معنی‌دار بین اعطاکنندگان اعتبار تجاری و وام‌های بانکی تعیین‌کننده یک رابطه جانشینی و مکمل بین اعتبار تجاری و وام بانکی می‌باشد. دوم آنکه این مطالعه نشان‌دهنده کاهش معنی‌دار در تقاضا برای اعتبار تجاری در اوج دوران بحران مالی و به دنبال آن یک افزایش ثانویه در تقاضا برای این‌گونه منابع مالی بعد از دوران بحران مالی می‌باشد. سوم، بعد از دوران بحران مالی شرکتهای بزرگ هنوز اعتبار تجاری کمتری را به مشتریان خود اعطا می‌کنند، اما نسبت به شرکتهای کوچک اعتبار تجاری بیشتری را از تأمین‌کنندگان اعتبارات تجاری دریافت می‌کنند.

میرزائی نودهی و همکاران (۱۳۹۶) در مقاله‌ای با عنوان تأثیر سیاست‌های پولی انقباضی بر رابطه محافظه‌کاری حسابداری و اعتبار تجاری شرکتهای با استفاده از اطلاعات ۱۰۲ شرکت طی دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۴ نشان می‌دهند که شاخص محافظه‌کاری بر اعتبار تجاری تأثیر مثبت و معناداری دارد.

غلامی جمکرانی و کاوه (۱۳۹۶) مطالعه‌ای با عنوان بررسی رابطه سازوکارهای حاکمیت شرکتی و اعتبار تجاری در بازه زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۴ انجام دادند. نتایج حاصل از پژوهش نشان‌دهنده آن است که رابطه مثبت و معناداری بین مالکیت نهادی و اعتبار تجاری در شرایط سیاست پولی انقباضی وجود دارد و ارتباط معناداری میان تمرکز مالکیت و اعتبار تجاری و همچنین استقلال هیئت‌مدیره و اعتبار تجاری در شرایط سیاست پولی انقباضی وجود ندارد.

فاطمی و حلاج (۱۳۹۵) در تحقیقی به بررسی رابطه بین محافظه‌کاری حسابداری، اعتبار تجاری و سیاست پولی در شرکتهای پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این پژوهش نشان‌دهنده آن است که رابطه معناداری بین محافظه‌کاری و اعتبار تجاری و سیاست پولی در شرکتهای پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد.

زمانی (۱۳۹۵) به بررسی تأثیر حسابداری محافظه‌کارانه بر اعتبار تجاری شرکتهای در فاصله سال‌های ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۳ در شرکتهای پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخت. نتایج این تحقیق ایشان بیانگر این بوده است که حسابداری محافظه‌کارانه تأثیر مثبت و معناداری بر میزان اعتبار تجاری کسب‌شده دارد و هرچقدر محافظه‌کاری بالاتر باشد اعتبار تجاری شرکت افزایش می‌یابد.

طالب نیا و مهدوی (۱۳۹۴) در تحقیقی به بررسی اثر اعتبار تجاری و عمق مالی بر میزان نگهداشت وجه نقد پرداختند. قلمرو زمانی تحقیق سال‌های ۱۳۸۵ الی ۱۳۹۰ می‌باشد. جامعه آماری این تحقیق شامل کلیه شرکتهای پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. نتایج این تحقیق نشان داد که رابطه معکوس و معنی‌داری میان اعتبار تجاری شرکتهای و سطح

<sup>4</sup> Cao and Zhang

<sup>5</sup> Lin, Tsung-Te & Chou, Jian-Hsin.

نگهداشت وجه نقد آن‌ها وجود دارد، به طوری که با افزایش اعتبار تجاری شرکت‌ها از سطح نگهداشت وجه نقد آن‌ها کاسته می‌شود.

### روش‌شناسی پژوهش

این تحقیق از لحاظ روش همبستگی و از لحاظ هدف کاربردی می‌باشد. از جهت نوع طرح تحقیق، تحقیق حاضر از نوع تحقیقات پس رویدادی است. در این نوع تحقیق‌ها، هدف بررسی روابط موجود بین متغیرها است و داده‌ها از محیطی که به گونه‌ای طبیعی وجود داشته‌اند و یا از وقایع گذشته که بدون دخالت مستقیم پژوهش‌گر رخ داده است، جمع‌آوری و تجزیه و تحلیل می‌شود. روش بررسی داده‌ها به صورت مقطعی و سال به سال (دیتا پانل) است. در این تحقیق برای آزمون فرضیه‌ها از روش رگرسیون چند متغیره استفاده شده است. به منظور تحلیل داده‌های بدست آمده از روشهای آمار توصیفی و استنباطی استفاده شده است. بدین ترتیب که برای توصیف داده‌ها از جدول توزیع فراوانی و در سطح استنباطی برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از آزمون اف لیمر، آزمون هاسمن، آزمون ناهمسانی واریانس، آزمون خود همبستگی سریالی، آزمون هم‌جمعی، آزمون نرمال بودن و آزمون رگرسیون چند متغیره استفاده می‌شود. برای اجرای هر پژوهش لازم است جامعه آماری مشخص و معین شود. برای انتخاب جامعه آماری به شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رجوع خواهد شد. چراکه: اطلاعات شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران توسط حسابداران رسمی، حسابرسی می‌شود، لذا نسبت به اطلاعات سایر شرکت‌ها از قابلیت اتکاء بالاتری برخوردار است، و دسترسی به این اطلاعات نسبت به سایر شرکت‌ها راحت‌تر است. به منظور انجام تحقیق، از سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۶، اطلاعات شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار، که دارای ویژگیهای زیر می‌باشند جمع‌آوری خواهد گردید:

۱. برای رعایت قابلیت مقایسه پذیری آنها، سال مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفند ماه هر سال باشد.
  ۲. طی قلمرو زمانی پژوهش، هیچگونه توقف فعالیت نداشته و دوره مالی خود را تغییر نداده باشند.
  ۳. کلیه اطلاعات مورد نیاز از شرکت‌ها برای پژوهش در دسترس باشد.
  ۴. صورت جریان وجوه نقد آن مطابق استانداردهای حسابداری ایران و در دسترس باشد.
  ۵. جزء بانک‌ها و موسسات مالی (شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گران مالی، شرکت‌های هلدینگ، لیزینگ‌ها و بیمه) نباشند.
  ۶. شرکت‌ها قبل از سال ۱۳۹۱ در بورس پذیرفته شده باشند.
- شرکت‌هایی که حائز شرایط فوق نباشند جزو نمونه آماری بشمار نخواهند آمد، همچنین در این تحقیق اندازه نمونه آماری به روش حذف سیستماتیک صورت پذیرفته است که تعداد ۱۲۶ شرکت به عنوان نمونه پژوهش انتخاب شده‌اند.

### نحوه اندازه‌گیری متغیر وابسته: اعتبار تجاری (TC)

اعتبار تجاری یک ابزار تامین مالی کوتاه‌مدت است در این تحقیق اعتبار تجاری از طریق نسبت مجموع حساب‌ها و اسناد دریافتی و پرداختی تجاری به خالص دارایی‌های شرکت اندازه‌گیری شده است (جیانتی و همکاران، ۲۰۱۱، طالب‌نیا و مهدوی، ۱۳۹۴).

<sup>6</sup> Giannetti et al

$$TC = \frac{TAR + TAP}{Asset}$$

TC = اعتباری تجاری شرکت

TAR = جمع کل حسابها و اسناد دریافتی تجاری شرکت.

TAP = جمع کل حسابها و اسناد پرداختی تجاری شرکت.

Asset = جمع کل دارایی های شرکت

### نحوه اندازه گیری متغیر مستقل: نوسانات جریان نقد (CFO)

از طریق انحراف معیار پنج ساله نسبت وجه نقد به دارایی های شرکت اندازه گیری شده است (کامیابی و همکاران، ۱۳۹۲).

### نحوه اندازه گیری متغیر تعدیلگر: حجم معاملات شرکت (FrimT)

از طریق لگاریتم طبیعی میانگین حجم معاملات سالانه شرکت اندازه گیری شده است (وقفی و همکاران، ۱۳۹۵).

### نحوه اندازه گیری متغیرهای کنترلی

اندازه ی شرکت (Size): از طریق لگاریتم طبیعی جمع کل فروش شرکت اندازه گیری شده است (عرب صالحی و همکاران، ۱۳۹۰).

ارزش بازار به ارزش دفتری (MB): از طریق ارزش بازار به ارزش دفتری های شرکت اندازه گیری شده است.

سودآوری (ROA): از طریق نسبت سود خالص بر کل دارایی های شرکت اندازه گیری شده است (آقایی و همکاران، ۱۳۸۸).

سن شرکت (Age): از طریق لگاریتم طبیعی تفاضل سال مورد نظر سال و تاسیس شرکت اندازه گیری شده است (کامیابی و گرجیان مهلبانی، ۱۳۹۵).

اندازه موسسه حسابرسی (Auditsize): حسابرسی صورتهای مالی شرکت اگر توسط سازمان حسابرسی انجام شود عدد یک در غیر این صورت عدد صفر بود (پاک مرام و بحری ثالث، ۱۳۹۶).

جدول (۱): علائم اختصاری متغیرهای پژوهش

| نوع متغیر       | نام متغیر                | نماد      |
|-----------------|--------------------------|-----------|
| متغیر وابسته    | اعتبار تجاری             | TC        |
| متغیر مستقل     | نوسانات جریان نقد        | CFO       |
| متغیر تعدیلگر   | حجم معاملات شرکت         | FrimT     |
| متغیرهای کنترلی | سن شرکت                  | LNAge     |
|                 | اندازه شرکت              | SIZE      |
|                 | سودآوری                  | ROA       |
|                 | ارزش بازار به ارزش دفتری | MB        |
|                 | اندازه موسسه حسابرسی     | Auditsize |

## یافته‌های پژوهش

### آمار توصیفی

به منظور بررسی مشخصات عمومی متغیرها و تجزیه و تحلیل دقیق آن‌ها، آشنایی با آمار توصیفی مربوط به متغیرها لازم است. جدول (۲)، آمار توصیفی داده‌های مربوط به متغیرهای مورد استفاده در تحقیق را نشان می‌دهد. آمار توصیفی مربوط به ۱۲۶ شرکت نمونه طی دوره زمانی ۶ ساله (۱۳۹۱ تا ۱۳۹۶) می‌باشد.

جدول (۲): آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

| نام متغیر | تعداد | میانگین | انحراف معیار | میانه  | کمترین | بیشترین | چولگی  | کشیدگی |
|-----------|-------|---------|--------------|--------|--------|---------|--------|--------|
| TC        | ۷۵۶   | ۰.۴۰۸   | ۰.۲۳۲        | ۰.۳۷۵  | ۰.۰۱۱  | ۰.۹۱۵   | ۰.۳۵   | ۲.۲۱۵  |
| CFO       | ۷۵۶   | ۰.۹     | ۰.۰۴۸        | ۰.۰۷۷  | ۰.۰۱۶  | ۰.۲۳۸   | ۰.۹۸۱  | ۳.۵۵۷  |
| FrimT     | ۷۵۶   | ۱۲.۶۵۸  | ۱.۸۶۶        | ۱۲.۴۸۴ | ۸.۴۱   | ۱۷.۴۰۵  | ۰.۲۷۲  | ۲.۸۷۴  |
| LNAge     | ۷۵۶   | ۳.۵۱۵   | ۰.۴۳۳        | ۳.۶۳۷  | ۲.۱۹۷  | ۴.۰۹۴   | -۰.۷۱۸ | ۲.۷۲۱  |
| SIZE      | ۷۵۶   | ۱۴.۱۴۳  | ۱.۴۳۹        | ۱۳.۹۶۲ | ۱۰.۸۰۶ | ۱۸.۴۳۱  | -۰.۵۳۷ | ۳.۶۸۴  |
| ROA       | ۷۵۶   | ۰.۱۱۲   | ۰.۱۴۲        | ۰.۰۸۹  | -۰.۲۵۸ | ۰.۵۴۵   | ۰.۶۱۳  | ۴.۰۴۳  |
| MB        | ۷۵۶   | ۱.۹۱۸   | ۱.۰۹۱        | ۱.۵۸۱  | ۰.۶۵۷  | ۷.۶۵۸   | ۲.۶۳۴  | ۱۲.۳۴۳ |

اصلی‌ترین شاخص مرکزی، میانگین است که نشان‌دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص خوبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌هاست. برای مثال مقدار میانگین برای متغیر بازده دارایی‌ها برابر با (۰.۱۱۲) می‌باشد که نشان می‌دهد بیشتر داده‌ها حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. به طور کلی پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین میزان پراکندگی از یکدیگر یا میزان پراکندگی آن‌ها نسبت به میانگین است. از مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است. مقدار این پارامتر برای حجم معاملات برابر با ۱.۸۶۶ و برای ریسک جریان نقدی برابر است با ۰.۰۴۸ می‌باشد که نشان می‌دهد این دو متغیر به ترتیب دارای بیشترین و کمترین انحراف معیار هستند. کمینه و بیشینه نیز کمترین و بیشترین را در هر متغیر نشان می‌دهد. به‌عنوان مثال بزرگ‌ترین مقدار بازده دارایی‌ها برابر با ۰.۵۴ است. با توجه به اینکه متغیر اندازه موسسه حسابرسی متغیر مجازی می‌باشد جدول توزیع فراوانی آنها به شرح ذیل می‌باشد.

جدول (۳): توزیع فراوانی متغیر اندازه موسسه حسابرسی

| شرح   | فراوانی | درصد فراوانی |
|---|---------|--------------|
| حسابرسی صورت‌های مالی شرکت توسط سایر موسسات حسابرسی | ۵۷۳     | ۷۵.۷۹        |
| حسابرسی صورت‌های مالی شرکت توسط سازمان حسابرسی      | ۱۸۳     | ۲۴.۲۱        |
| جمع کل  | ۷۵۶     | ۱۰۰          |

با توجه به نتایج بدست آمده در جدول ۳، جمع کل شرکت - سال‌های مورد بررسی برابر با ۷۵۶ می‌باشد که از بین آن‌ها تعداد ۱۸۳ شرکت - سال یعنی ۲۴.۲۱ درصد شرکت‌های توسط سازمان حسابرسی و ۵۷۳ شرکت - سال معادل ۷۵.۷۹ درصد شرکت‌ها توسط سایر موسسات حسابرسی شده‌اند.

### آزمون نرمال بودن داده‌ها

نرمال بودن متغیرها (به خصوص متغیر وابسته در مدل‌های رگرسیونی)، شرط اولیه انجام کلیه آزمون‌های پارامتریک می‌باشد. به منظور بررسی نرمال بودن متغیرهای پژوهش از آزمون شاپیرو فرانسیا استفاده شده است.

جدول (۴): آزمون شاپیرو فرانسیا

| متغیر | آماره آزمون | سطح معناداری | نتیجه             |
|-------|-------------|--------------|-------------------|
| TC    | ۶.۰۴۸       | ۰.۰۰۰۰۱      | توزیع نرمال ندارد |
| CFO   | ۱۱.۷۶۵      | ۰.۰۰۰۰۱      | توزیع نرمال ندارد |
| FrimT | ۳.۰۰۶       | ۰.۰۰۱۳۲      | توزیع نرمال ندارد |
| LNAge | ۸.۵۰۵       | ۰.۰۰۰۰۱      | توزیع نرمال ندارد |
| SIZE  | ۶.۱۰۲       | ۰.۰۰۰۰۱      | توزیع نرمال ندارد |
| ROA   | ۸.۸۶۴       | ۰.۰۰۰۰۱      | توزیع نرمال ندارد |
| MB    | ۱۲.۶۲۷      | ۰.۰۰۰۰۱      | توزیع نرمال ندارد |

با توجه به نتایج بدست آمده در جدول ۴، سطح معنی‌داری طبق آزمون تشخیص توزیع نرمال شاپیرو فرانسیا همه متغیرها دارای سطح معنی‌داری کمتر از ۵ درصد می‌باشند. لذا داده‌ها از توزیع نرمال برخوردار نیستند. که با حذف داده‌های پرت اقدام به نرمال سازی متغیرها شده است.

### آزمون جارکوبرا برای باقی مانده‌ها

با توجه به نتایج بدست آمده در جدول ۵، چون سطح معناداری آزمون برای مدل‌های پژوهش بیشتر از ۵ درصد می‌باشد بنابراین بیانگر نرمال بودن جملات اخلاص می‌باشد.

جدول (۵): نتایج آزمون جارکوبرا برای باقیمانده‌ها

| فرضیه (مدل)     | آماره آزمون | سطح معناداری | نتیجه            |
|-----------------|-------------|--------------|------------------|
| فرضیه (مدل) اول | ۰.۲۲        | ۰.۸۹۳۸       | توزیع نرمال دارد |
| فرضیه (مدل) دوم | ۲.۷۶        | ۰.۲۵۱۱       | توزیع نرمال دارد |

### آزمون مانایی متغیرها

مطابق ادبیات اقتصادسنجی لازم است قبل از برآورد مدل، مانایی متغیرها بررسی گردد. برای بررسی وجود ریشه واحد در داده‌های پانل، می‌توان از آزمون هاردی استفاده کرد.

جدول (۶): آزمون مانایی (لوین، لین و چو) برای تمامی متغیرهای پژوهش

| نتیجه    | سطح معناداری | آماره آزمون | متغیر |
|----------|--------------|-------------|-------|
| مانا است | ۰.۰۰۰۰       | -۲۱.۴۰۹۵    | TC    |
| مانا است | ۰.۰۰۰۰       | -۴.۰۱۷۲     | CFO   |
| مانا است | ۰.۰۰۰۰       | -۴۷.۳۷۲۶    | FrimT |
| مانا است | ۰.۰۰۰۰       | -۶۱.۷۵۳۹    | LNAge |
| مانا است | ۰.۰۰۰۰       | -۳۰.۰۶۵۴    | SIZE  |
| مانا است | ۰.۰۰۰۰       | -۴.۰۸۵۴     | ROA   |
| مانا است | ۰.۰۰۰۰       | -۱۸.۱۰۹۸    | MB    |

با توجه به نتایج بدست آمده در جدول ۶، سطح معنی داری متغیرها در آزمون مانایی همه متغیرها کمتر از ۵ درصد بوده و بیانگر مانا بودن متغیرها است.

### آزمون اف لیمر (چاو)

این آزمون برای تشخیص بین الگوهای اثرات معمولی (pool) و داده‌های تابلویی (panel) صورت می‌گیرد.

جدول (۷): نتایج آزمون اف لیمر (چاو)

| نتیجه آزمون                  | سطح معنی داری | آماره آزمون | مدل آزمون       |
|------------------------------|---------------|-------------|-----------------|
| پذیرش الگوی داده‌های تابلویی | ۰.۰۰۰۰        | ۷.۹         | فرضیه (مدل) اول |
| پذیرش الگوی داده‌های تابلویی | ۰.۰۰۰۰        | ۷.۸         | فرضیه (مدل) دوم |

با توجه به نتایج بدست آمده در جدول ۷، سطح معناداری آزمون برای هر دو مدل کمتر از ۵ درصد بوده و بیانگر پذیرش الگوی داده‌های تابلویی (پانل) می‌باشد.

### آزمون هاسمن

این آزمون برای تشخیص بین اثرات ثابت (panel) و اثرات تصادفی (panel) صورت می‌گیرد.

جدول (۸): نتایج آزمون هاسمن

| نتیجه آزمون            | سطح معنی داری | آماره آزمون | مدل آزمون       |
|------------------------|---------------|-------------|-----------------|
| اثرات ثابت عرض از مبدأ | ۰.۰۰۰۰        | ۱۸۳.۵۵      | فرضیه (مدل) اول |
| اثرات ثابت عرض از مبدأ | ۰.۰۰۰۰        | ۶۳.۶۴       | فرضیه (مدل) دوم |

با توجه به نتایج بدست آمده در جدول ۸، سطح معناداری آزمون در هر دو فرضیه کمتر از ۵ درصد بوده و بیانگر پذیرش اثرات ثابت می‌باشد.



### آزمون ناهمسانی واریانس

وقتی خطاها ناهمسان باشند، انحراف معیار عرض از مبدأ بسیار بزرگ می‌شود. انحراف معیار ضرایب شیب نیز به شکل ناهمسانی بستگی دارد. بنابراین از آزمون والد تعدیل شده برای بررسی ناهمسانی واریانس جملات اخلاص استفاده شده است.

جدول (۹): نتایج آزمون ناهمسانی واریانس

| مدل آزمون       | آماره آزمون | سطح معنی‌داری | نتیجه آزمون      |
|-----------------|-------------|---------------|------------------|
| فرضیه (مدل) اول | ۵۱۰۲۷.۱۲    | ۰.۰۰۰۰        | ناهمسانی واریانس |
| فرضیه (مدل) دوم | ۵۰۶۵۳.۶۵    | ۰.۰۰۰۰        | ناهمسانی واریانس |

با توجه به نتایج بدست آمده در جدول ۹، سطح معنی‌داری آزمون والد تعدیل شده در مدل‌ها کمتر از ۵ درصد می‌باشد و بیانگر وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلاص می‌باشد که این مشکل در تخمین نهایی مدل‌ها با اجرای دستور gls رفع شده است.

### آزمون خودهمبستگی

یکی از فرض‌های اساسی در تخمین مدل رگرسیون به روش OLS عدم خودهمبستگی بین جملات خطا یا همبستگی سریالی است. چون مقادیری که متغیرهای توضیحی در مدل به خود می‌گیرند تصادفی هستند، بنابراین مقادیر خطا نیز باید در کل تصادفی باشند. بنابراین از آزمون والد ریچ برای بررسی خودهمبستگی سریالی جملات اخلاص استفاده شده است.

جدول (۱۰): نتایج آزمون خودهمبستگی سریالی

| مدل آزمون       | آماره آزمون | سطح معنی‌داری | نتیجه آزمون         |
|-----------------|-------------|---------------|---------------------|
| فرضیه (مدل) اول | ۱.۳۷۵       | ۰.۲۴۶۳        | عدم وجود خودهمبستگی |
| فرضیه (مدل) دوم | ۱.۴۱۹       | ۰.۲۳۵۸        | عدم وجود خودهمبستگی |

با توجه به نتایج بدست آمده در جدول ۱۰، سطح معناداری آزمون والد ریچ برای هر دو مدل بیشتر از ۵ درصد بوده و بیانگر عدم وجود خودهمبستگی سریالی در مدل‌ها می‌باشد.

### آزمون هم خطی

اگر آماره آزمون VIF به یک نزدیک بود نشان دهنده عدم وجود هم خطی است.

جدول (۱۱): آزمون هم خطی (فرضیه (مدل) پژوهش)

| فرضیه اول | فرضیه دوم | فرضیه نام متغیر |
|-----------|-----------|-----------------|
| VIF       | VIF       |                 |
| ۱.۰۳      | ۳.۸۵      | CFO             |
| -----     | ۱.۶۵      | FrimT           |
| -----     | ۳.۷۴      | CFO*FrimT       |
| ۱.۰۶      | ۱.۰۷      | LNAge           |

|      |      |           |
|------|------|-----------|
| ۱.۵۸ | ۱.۱۵ | SIZE      |
| ۱.۱۱ | ۱.۰۳ | ROA       |
| ۱.۰۸ | ۱.۰۶ | MB        |
| ۱.۱۶ | ۱.۱۵ | Auditsize |

با توجه به نتایج بدست آمده در جدول ۱۱، مقادیر عامل تورم واریانس کمتر از عدد ۱۰ می باشد که بیانگر عدم وجود هم خطی می باشد.

### نتیجه آزمون فرضیه اول

فرضیه اول بیان می دارد: بین نوسانات جریان نقد و اعتبار تجاری شرکتها ارتباط وجود دارد.

جدول (۱۲): نتیجه آزمون فرضیه اول

|  |           |         |                |         |              |
|--|-----------|---------|----------------|---------|--------------|
| $TC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CFO_{it} + \beta_2 Size_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 MB_{i,t} + \beta_5 Age_{i,t} + \beta_6 Auditsize_{i,t} + u_{it}$ |           |         |                |         |              |
| متغیر وابسته: اعتبار تجاری   |           |         |                |         |              |
| متغیرها  | نماد      | ضرایب   | خطای استاندارد | آماره Z | سطح معناداری |
| نوسانات جریان نقد  | CFO       | -۰.۲۳۸  | ۰.۰۹۵          | -۲.۴۹   | ۰.۰۱۳        |
| سن شرکت  | LNAge     | -۰.۰۰۰۲ | ۰.۰۱۹          | -۰.۰۱   | ۰.۹۸۹        |
| اندازه شرکت  | SIZE      | ۰.۰۱۲   | ۰.۰۰۵          | ۲.۳۱    | ۰.۰۲۱        |
| سودآوری  | ROA       | ۰.۳۲۲   | ۰.۰۵           | ۶.۳۷    | ۰.۰۰۰        |
| ارزش بازار به ارزش دفتری   | MB        | ۰.۰۰۴   | ۰.۰۰۴          | ۰.۹۴    | ۰.۳۴۷        |
| اندازه موسسه حسابرسی   | Auditsize | -۰.۰۰۷  | ۰.۰۲۱          | -۰.۳۵   | ۰.۷۲۸        |
| عرض از مبدأ  |           | ۰.۲۹۳   | ۰.۱۱۲          | ۲.۶۱    | ۰.۰۰۹        |
| ضریب تعیین   |           |         |                | ۵ درصد  |              |
| آماره والد   |           |         |                | ۵۷.۱۹   |              |
| سطح معناداری   |           |         |                | ۰.۰۰۰۰  |              |

نتایج جدول ۱۲، نشان می دهد که متغیر نوسانات جریان نقد با ضریب (-۰.۲۳۸) و سطح معناداری (۰.۰۱۳) رابطه معکوس و معناداری با اعتبار تجاری شرکتها دارد و فرضیه اول پذیرفته می شود. متغیرهای کنترلی اندازه شرکت و سودآوری دارای ضریب مثبت و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد می باشد از این رو رابطه معکوس و معناداری با متغیر وابسته دارند. ولی متغیرهای کنترلی سن شرکت، ارزش بازار به ارزش دفتری و اندازه موسسه حسابرسی تأثیر معناداری با متغیر وابسته ندارند. ضریب تعیین برابر با ۵ درصد می باشد که نشان می دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته اند ۵ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره والد برابر با ۵۷.۱۹ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می باشد از این رو می توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است.

## نتیجه آزمون فرضیه دوم

فرضیه دوم بیان می‌دارد: حجم معاملات شرکت بر رابطه بین نوسانات جریان نقد و اعتبار تجاری شرکت‌ها تاثیر دارد.

جدول (۱۳): نتیجه آزمون فرضیه دوم

| $TC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CFO_{i,t} + \beta_2 FIRMT_{i,t} + \beta_3 (CFO_{i,t} * FIRMT_{i,t}) + \beta_4 Size_{i,t} + \beta_5 ROA_{i,t} + \beta_6 MB_{i,t} + \beta_7 Age_{i,t} + \beta_8 Auditsize_{i,t} + u_{i,t}$ |                |        |                |         |              |
|--|----------------|--------|----------------|---------|--------------|
| متغیر وابسته: اعتبار تجاری   |                |        |                |         |              |
| متغیرها  | نماد           | ضرایب  | خطای استاندارد | آماره Z | سطح معناداری |
| نوسانات جریان نقد  | CFO            | -۱.۵۵۷ | ۰.۷۶۲          | -۲.۰۴   | ۰.۰۴۱        |
| حجم معاملات شرکت   | FrimT          | ۰.۰۲۱  | ۰.۰۰۹          | ۲.۱۷    | ۰.۰۳         |
| نوسانات جریان نقد * حجم معاملات شرکت   | * CFO<br>FrimT | ۰.۱۰۷  | ۰.۰۵۹          | ۱.۸     | ۰.۰۷۲        |
| سن شرکت  | LNAge          | -۰.۰۰۲ | ۰.۰۲           | -۰.۱۱   | ۰.۹۱۶        |
| اندازه شرکت  | SIZE           | ۰.۰۲   | ۰.۰۰۶          | ۳.۱۸    | ۰.۰۰۱        |
| سودآوری  | ROA            | ۰.۳۵۱  | ۰.۰۷۱          | ۴.۸۸    | ۰.۰۰۰        |
| ارزش بازار به ارزش دفتری   | MB             | ۰.۰۰۴  | ۰.۰۰۴          | ۱.۱۳    | ۰.۲۵۹        |
| اندازه موسسه حسابرسی   | Auditsize      | -۰.۰۱۱ | ۰.۰۱۵          | -۰.۷۴   | ۰.۴۵۹        |
| عرض از مبدأ  |                | ۰.۴۶۷  | ۰.۲۳۷          | ۱.۹۶    | ۰.۰۵         |
| ضریب تعیین   |                |        |                | ۶ درصد  |              |
| آماره والد   |                |        |                | ۹۸.۷۶   |              |
| سطح معناداری   |                |        |                |         | ۰.۰۰۰۰       |

نتایج جدول ۱۳، نشان می‌دهد که متغیر نوسانات جریان نقد \* حجم معاملات شرکت با ضریب (۰.۱۰۷) و سطح معناداری (۰.۰۷۲) در سطح اطمینان ۹۰ درصد تاثیر معناداری بر اعتبار تجاری شرکت‌ها دارد و فرضیه دوم در سطح اطمینان ۹۰ درصد پذیرفته می‌شود. متغیرهای کنترلی اندازه شرکت و سودآوری دارای ضریب مثبت و سطح معناداری کمتر از ۵ درصد می‌باشد از این رو رابطه معکوس و معناداری با متغیر وابسته دارند ولی، متغیرهای کنترلی سن شرکت، ارزش بازار به ارزش دفتری و اندازه موسسه حسابرسی تأثیر معناداری با متغیر وابسته ندارند. ضریب تعیین برابر با ۶ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته‌اند ۶ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. آماره والد برابر با ۹۸.۷۶ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد می‌باشد از این رو می‌توان گفت که مدل برازش شده از اعتبار کافی برخوردار است.

## نتیجه گیری و پیشنهادات

هدف پژوهش حاضر رابطه بین نوسانات جریان نقد و اعتبار تجاری شرکت‌ها با تاکید بر حجم معاملات شرکت بود. در این راستا اعتبار تجاری شرکت‌ها به عنوان متغیر وابسته، نوسانات جریان نقد به عنوان متغیر مستقل و حجم معاملات شرکت به عنوان متغیر تعدیلگر پژوهش بودند. جامعه آماری پژوهش کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بود که

تعداد ۱۲۶ شرکت به عنوان نمونه پژوهش در بازه زمانی ۶ ساله بین سالهای ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۶ مورد تحقیق قرار گرفتند. ۲ فرضیه در این پژوهش مطرح گردید که پس از بررسی و آزمونهای مربوطه مشخص گردید که نوسانات جریان نقد بر اعتبار تجاری شرکتها تاثیر معکوس و معناداری به لحاظ آماری وجود دارد. بدین معنی که هر چقدر نوسانات جریان نقد افزایش یابد اعتبار تجاری شرکتها کاهش می یابد. نتایج حاصل از این فرضیه مطابق با مبانی نظری و تحقیقات هاریس و همکاران (۲۰۱۹) است. آنها در پژوهشی نشان دادند که سطح بالایی از نوسانات جریان نقدی تاثیر معکوس و معناداری بر اعتبار تجاری شرکتها دارد و طبق نتایج حاصل از فرضیه دوم نیز می توان گفت که حجم معاملات شرکت بر رابطه بین نوسانات جریان نقد و اعتبار تجاری شرکتها در سطح اطمینان ۹۰ درصد تاثیر دارد. یعنی تعامل حجم معاملات شرکت با نوسانات جریان نقد تاثیر مستقیم بر اعتبار تجاری شرکتها دارد و با افزایش حجم معاملات نوسانات جریان نقد، اعتبار تجاری شرکتها نیز افزایش می یابد. پیشنهاد می شود رابطه بین نوسانات جریان نقد و اعتبار تجاری شرکتها با تاکید بر نقش تعدیل کنندگی چرخه عمر شرکت انجام شود. همچنین، رابطه بین نوسانات جریان نقد و اعتبار تجاری شرکتها با تاکید بر حجم معاملات شرکت به تفکیک صنایع مختلف انجام گیرد و نتایج مقایسه گردد. با توجه به نتایج پژوهش و تاثیر بین نوسانات جریان نقد و اعتبار تجاری شرکتها به تحلیلگران توصیه می شود در تحلیلهای خود به نقش نوسانات جریان نقد بر اعتبار تجاری شرکتها توجه ویژه نمایند چون اگر نوسانات جریان نقد بالا باشد منجر به کاهش اعتبار تجاری شرکت می شود. به سرمایه گذاران پیشنهاد می شود در شرکتهایی سرمایه گذاری کنند که حجم معاملات آنها بالاست چون این شرکتهای اعتبار تجاری بالایی برخوردارند و اعتبار تجاری از عواملی است که نقدشوندگی سهام را افزایش می دهد. در شرکتهایی که حجم معاملات پایین است به مدیران پیشنهاد می شود تا با اتخاذ تصمیماتی از نوسانات جریان نقد بکاهند تا اعتبار تجاری شرکتها کاهش نیابد.

## منابع

- ✓ ایزدی نیا، ناصر، طاهری، مسعود، (۱۳۹۵)، بررسی رابطه بین کیفیت اطلاعات حسابداری و اعتبار تجاری، پژوهشهای تجربی حسابداری، سال ۵، صص ۸۱-۱۰۲.
- ✓ آقایی، محمدعلی، چالاک، پری، (۱۳۸۸)، بررسی رابطه بین ویژگی های حاکمیت شرکتی و مدیریت سود در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، تحقیقات حسابداری و حسابرسی، سال ۱، شماره ۴، صص ۵۴-۷۷.
- ✓ پاک مرام، عسگر، بحری ثالث، جمال، (۱۳۹۶)، تاثیر کیفیت حسابرسی بر مدیریت سود واقعی: مطالعه تجربی با شواهدی از عرضه اولیه سهام، دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت، دوره ۶، شماره ۲۳، صص ۱۱۷-۱۳۰.
- ✓ تالانه، عبدالرضا، (۱۳۷۶)، بهبود عملکرد مدیریت، حسابدار، شماره ۱۲۳، صص ۵۴-۵۵.
- ✓ زمانی، زهره، (۱۳۹۵)، بررسی تاثیر حسابداری محافظه کارانه بر اعتبار تجاری شرکتها پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران (با لحاظ تغییرات سیاستهای پولی)، پایان نامه کارشناسی ارشد.
- ✓ طالب نیا، قدرت اله، مهدوی، مریم، (۱۳۹۴)، بررسی اثر اعتبار تجاری و عمق مالی بر میزان نگهداشت وجه نقد، دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت، دوره ۴، شماره ۱۳، صص ۴۱-۵۳.
- ✓ عرب صالحی، مهدی، کاظمی، جواد، ذولفعلی زاده، مهرداد، (۱۳۹۰)، بررسی رفتارهای کاهنده کیفیت حسابرسی از دیدگاه قرارداد روانی و تعهدات عاطفی سازمانی، دانش حسابداری، سال ۲، شماره ۵، صص ۱۲۷-۱۴۷.

- ✓ غلامی جمکرانی، رضا، کاوه، محمدحسین، (۱۳۹۶)، بررسی رابطه سازوکارهای حاکمیت شرکتی و اعتبار تجاری در شرایط سیاست پولی انقباضی، اولین کنفرانس ملی نقش حسابداری، اقتصاد و مدیریت، تبریز، موسسه آموزش عالی علم و فن آوری شمس.
- ✓ فاطمی، نادر، حلاج، محمد، (۱۳۹۵)، بررسی رابطه بین محافظه کاری حسابداری، اعتبار تجاری و سیاست پولی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، چهارمین کنفرانس بین المللی پژوهش های کاربردی در مدیریت و حسابداری، تهران، دانشگاه شهید بهشتی.
- ✓ کامیابی، یحیی، بوژمهرانی، احسان، نادری پلنگی، فاضل، (۱۳۹۲)، بررسی خطای پیش بینی سود، معاملات با اشخاص وابسته و نسبت اعضای غیر موظف هیئت مدیره، بررسی های حسابداری و حسابرسی، شماره ۴۳، صص ۱۳۱-۱۵۱.
- ✓ کامیابی، یحیی، گرجیان مهلبانی، رضا، (۱۳۹۵)، تئوری های اعتبار تجاری، کنفرانس بین المللی مدیریت و حسابداری،
- ✓ مرادی، مهدی، هاتفی مجومرد، حجت، (۱۳۹۳)، بررسی حساسیت جریان نقدی سطح نگهداشت موجوی های نقد، دانش حسابداری، دوره ۵، شماره ۱۹، صص ۵۱-۷۳.
- ✓ میرزائی نودهی، سروش، بیگلر، کیومرث، شعبان زاده، مهدی، (۱۳۹۶)، تأثیر سیاست های پولی انقباضی بر رابطه محافظه کاری حسابداری و اعتبار تجاری شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مطالعات مدیریت و حسابداری، دوره ۲، شماره ۳، صص ۲۷۷-۲۸۷.
- ✓ نیکومرام، هاشم، رهنمای رودپشتی، فریدون، هیبتی، فرشاد، (۱۳۸۰)، مبانی مدیریت مالی، جلد اول، انتشارات ترمه.
- ✓ وقفی، حسام، سلمانیان، مریم، مانیان، فرزاد، فیاض، علی، (۱۳۹۵)، تأثیر معاملات با اشخاص وابسته بر سود سهام نقدی، پژوهش های حسابداری مالی و حسابرسی، سال ۸، شماره ۳۱، صص ۵۷-۷۲.
- ✓ Cao, F., Ye K., Zhang N., & Li. S., (2017). Trade credit financing and stock price crash risk. *Journal of International Financial Management & Accounting*, 1-27.
- ✓ Chris Harris, Scott Roark, Zhe Li, (2019), Cash flow volatility and trade credit in Asia, *International Journal of Managerial Finance*, <http://www.emeraldinsight.com/1743-9132.htm>
- ✓ Giannetti, M., M. Burkart, and T. Ellingsen. (2011). What You Sell Is What You Lend? Explaining Trade Credit Contracts. *Review of Financial Studies*, 24, 1261-1298.
- ✓ Lin, Tsung-Te & Chou, Jian-Hsin, (2015). Trade credit and bank loan: Evidence from Chinese firms. *International Review of Economics & Finance*, Elsevier, vol. 36(C), 17-29.
- ✓ Lin. Tsung-Te., & Chou. Jian-Hsin., (2015). Trade credit and bank loan: Evidence from Chinese firms. *International Review of Economics & Finance*, Elsevier, vol. 36(C), 17-29.
- ✓ Sun, W. (2003). Relationship between Trading Volume and Security Prices and Returns. MIT Laboratory for Information and Decision Systems, Technical Report P-2638.
- ✓ Wenfeng Wua., Oliver M. Rui b, and Chongfeng, Wu. (2011). The Relationship Between Financial Development and Trade Credit to the Amount of Funding. *Journal Research Economic*, Vol. 2, No. 1, Pp. 66-82.