

نقش مدیریت سرمایه در گردش در تبیین سودآوری شرکتهای پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران (با رویکرد EGLS)

سید جلال صادقی شریف*، شهرام ایرانی جانبارلو**

چکیده

مدیریت سرمایه در گردش یکی از مفاهیم مطرح در پارادایم مالی شرکتی است که کاربردهای متعددی در مالی شرکتی دارد، یکی از این کاربردها نقش مدیریت سرمایه در گردش در سودآوری شرکتها است. در این پژوهش رابطه بین کارایی مدیریت سرمایه در گردش و سودآوری شرکتهای پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی بازه زمانی ۱۳۸۹-۱۳۹۳ مورد بررسی قرار گرفته است. این پژوهش در زمره مطالعه میدانی^۲ است و با استفاده از روش داده‌های پنل^۳ با مدل اثرات ثابت (FEM) و با روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (EGLS)، مشتمل بر ۳۱۲۰ مشاهده (شرکت / فصل) انجام شده است. طبق نتایج این پژوهش، بین تمامی عناصر سرمایه در گردش با سودآوری شرکتهای پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران ارتباط معکوس معناداری وجود دارد؛ بنابراین بر پایه این نتایج مدیریت سرمایه در گردش تاثیر معناداری بر سودآوری شرکتهای پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران دارد.

کلیدواژه‌ها: سرمایه در گردش؛ مدیریت سرمایه در گردش؛ سودآوری؛ نقدینگی؛ گردش وجه نقد.

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۵/۱۲/۱۰، تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۶/۰۷/۲۲

* استادیار، دانشگاه شهید بهشتی.

** کارشناس ارشد مدیریت مالی، دانشگاه شهید بهشتی (نویسنده مسئول).

E-mail: Shahram_madar@yahoo.com

4. Field study

5. Panel data

۱. مقدمه

امروزه کاربرد مباحث مدیریت مالی جایگاه ویژه‌ای را در ارتقای کارایی سازمان‌ها به خود اختصاص داده است؛ بنابراین اتخاذ تصمیمات تأمین مالی و سرمایه‌گذاری در حوزه مدیریت مالی، به‌عنوان دو وظیفه اصلی مدیران مالی، جایگاه خاصی را در ارتقای کارایی سازمان‌ها دارد. در کلیه شرکت‌ها یکی از بخش‌های حیاتی که نیاز به کنترل و مدیریت صحیح دارد، بخش دارایی‌ها و بدهی‌های جاری شرکت‌ها است. در این راستا، مدیریت سرمایه در گردش به‌عنوان بخشی از حیطه مباحث مدیریت مالی اهمیت ویژه‌ای دارد. مدیریت سرمایه در گردش بیانگر سیاست‌ها و تصمیماتی است که در بخش سرمایه در گردش به‌منظور تغییر در انواع دارایی‌های جاری و منابع تأمین مالی کوتاه‌مدت، اعمال می‌شود. تأمین مالی از جمله مهمترین مباحث بحث‌برانگیز در مدیریت مالی و حسابداری است که تحقیقات گسترده‌ای را در حوزه امور مالی موجب شده است. علی‌رغم گستردگی روش‌های تأمین مالی، مدیران باید از چگونگی نحوه تأمین مالی و اثر به‌کارگیری هرکدام از آنها بر عملکرد عملیاتی، سودآوری و بازده آتی شرکت‌ها آگاه باشند [۴].

حداقل کردن سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش (سیاست جسورانه) ممکن است به‌طور مثبتی بر سودآوری شرکت تاثیر بگذارد. از سوی دیگر، سرمایه‌گذاری زیاد در سرمایه در گردش (سیاست محافظه‌کارانه) نیز ممکن است منجر به سودآوری شود؛ چراکه حفظ سطح بالای موجودی‌ها، هزینه‌های احتمالی توقف در فرآیند تولید و زیان شرکت به خاطر کمبود تولید را کاهش داده و باعث کاهش هزینه‌های تولید می‌شود. حال این سوال مطرح می‌شود که از نظر مدیریت بهینه سرمایه در گردش کدام سیاست مطلوب‌تر است؟ [۲]

درک صحیح از تصمیمات مالی شرکتی یکی از چالش‌های کلیدی در انجام پژوهش‌های تجربی مالی است. در شرایط کنونی یکی از مسائل مهم در مدیریت مالی و مالی شرکتی، بحث سرمایه در گردش است که روی انواع دارایی‌ها و بدهی‌های جاری تأکید دارد. مولفه‌های زیادی روی سودآوری و افزایش ثروت سهامداران در دنیای مالی و مالی شرکتی موثر هستند که بدون شک یکی از این مولفه‌ها مدیریت بهینه سرمایه در گردش است؛ به‌طورکلی، هدف مدیریت بهینه سرمایه در گردش بدین معنی است که وجوه نقد، حساب‌های دریافتی، حساب‌های پرداختی و موجودی کالا در سطحی حفظ شوند که هم برای پرداخت تعهدات کوتاه‌مدت و جاری مناسب و کافی باشند و هم برای نیل به سودآوری و افزایش ثروت سهامداران موثر باشند [۱].

در این راستا از آنجاکه هدف این پژوهش تاثیر شاخص‌های مدیریت سرمایه در گردش بر سودآوری شرکت‌ها بوده است؛ بنابراین در پژوهش حاضر تاثیر تمامی شاخص‌های سرمایه در گردش بر سودآوری شرکت‌ها مورد بررسی قرار گرفته و از متغیرهای دوره وصول مطالبات، دوره پرداخت بدهی‌ها، دوره تبدیل موجودی کالا و چرخه تبدیل وجوه نقد به‌عنوان شاخص‌های مدیریت سرمایه در گردش و از سود ناخالص تقسیم بر دارایی‌ها به‌عنوان متغیر وابسته و از لگاریتم دارایی‌ها، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ رشد فروش به‌عنوان متغیرهای کنترلی استفاده شده است. نتایج بررسی حاکی از این است که بین تمامی شاخص‌های سرمایه در گردش با سودآوری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران ارتباط معکوس معناداری وجود دارد؛ بنابراین بر پایه این نتایج مدیریت سرمایه در گردش تاثیر معناداری بر سودآوری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران خواهد داشت.

۲. مبانی و چارچوب نظری پژوهش

مدیریت سرمایه در گردش با دارایی‌ها و بدهی‌های جاری سر و کار دارد. مدیریت سرمایه در گردش عبارت است از تعیین مقدار و ترکیب منابع و مصارف سرمایه در گردش به‌گونه‌ای که به افزایش ثروت سهام‌داران منجر شود [۱۶]. سرمایه در گردش عبارت است از مجموعه مبالغی که در دارایی‌های جاری یک شرکت سرمایه‌گذاری می‌شود. سرمایه در گردش خالص، مصرف آن بخش از دارایی‌های جاری است که بر بدهی‌های جاری فزونی دارد و از طریق استقراض بلندمدت و حقوق صاحبان سهام پشتیبانی مالی شده است [۱۲].

راهبردهای مدیریت سرمایه در گردش. مدیران واحدهای انتفاعی با به‌کارگیری راهبردهای گوناگون در رابطه با مدیریت سرمایه در گردش، میزان نقدینگی و سودآوری شرکت‌ها را تحت تاثیر قرار می‌دهند. این راهبردها میزان ریسک و بازده شرکت‌ها را مشخص می‌کنند؛ به‌عبارت دیگر معیار تفاوت این راهبردها، ریسک و بازده است [۱۰]. در زمینه دارایی‌های جاری و بدهی‌های جاری شرکت‌ها با توجه به مزایای نسبی از دو راهبرد مدیریت سرمایه در گردش استفاده می‌کنند که عبارت‌اند از راهبرد محافظه‌کارانه و راهبرد جسورانه [۳].

راهبردهای دارایی‌های جاری

راهبرد محافظه‌کارانه (در مدیریت دارایی‌های جاری). ویژگی این راهبرد عبارت است از نگهداری زیاد دارایی‌های جاری (وجه نقد، اوراق بهادار قابل فروش، موجودی کالا، حساب‌های

1. Ben Ukaegbu

دریافتنی تجاری و ...) برای حفظ نقدینگی. نتیجه این راهبرد این است که به خاطر نگهداری زیاد وجه نقد و موجودی کالا، هزینه بیشتری به شرکت تحمیل شده و بازدهی شرکت‌ها پایین می‌آید؛ اما از سوی دیگر ریسک از دست‌دادن مشتری یا نداشتن موجودی کالا و وجه نقد (ریسک نقدینگی) به حداقل می‌رسد [۱۶].

راهبرد جسورانه (در مدیریت دارایی‌های جاری). ویژگی این راهبرد عبارت است از نگهداری کمتر دارایی‌های جاری، نتیجه این راهبرد این است که به خاطر نگهداری کمتر وجه نقد و موجودی کالا، هزینه کمتری به شرکت تحمیل شده و بازدهی شرکت‌ها افزایش می‌یابد؛ اما از سوی دیگر ریسک از دست‌دادن مشتری یا نداشتن موجودی کالا و وجه نقد (ریسک نقدینگی) برای ایفای به‌موقع تعهدات افزایش می‌یابد [۸].^۱

راهبردهای بدهی‌های جاری

راهبرد محافظه‌کارانه (در مدیریت بدهی‌های جاری). ویژگی این راهبرد عبارت است از استفاده کمتر از وام‌های کوتاه‌مدت و استفاده بیشتر از وام‌های بلندمدت و حقوق صاحبان سهام در ساختار سرمایه^۲ شرکت. نتیجه این راهبرد این است که به خاطر استفاده بیشتر از منابع بلندمدت و حقوق صاحبان سهام به جای وام‌های کوتاه‌مدت، احتمال ریسک ناتوانی در پرداخت به موقع تعهدات کوتاه‌مدت به حداقل رسیده است؛ ولی متوسط هزینه سرمایه شرکت افزایش و نرخ بازده سهامداران شرکت کاهش می‌یابد [۱۶].

راهبرد جسورانه (در مدیریت بدهی‌های جاری). ویژگی این راهبرد عبارت است از استفاده بیشتر از وام‌های کوتاه‌مدت جهت تامین دارایی‌های جاری و ثابت و استفاده کمتر از وام‌های بلندمدت در ساختار سرمایه شرکت است. نتیجه این راهبرد این است که به خاطر استفاده بیشتر از منابع کوتاه‌مدت و استفاده کمتر از وام‌های بلندمدت و حقوق صاحبان سهام، احتمال ریسک ناتوانی در پرداخت به‌موقع تعهدات افزایش یافته است؛ ولی متوسط هزینه سرمایه شرکت کاهش و نرخ بازده سهامداران شرکت افزایش می‌یابد [۱۶].

1. Mathuva•D.M
2. Capital structure

راهبردهای بدهی‌های جاری

جسورانه	ریسک و بازده متوسط	ریسک و بازده بالا
محافظه‌کارانه	ریسک و بازده کم	ریسک و بازده متوسط
	محافظه‌کارانه	جسورانه

راهبردهای دارایی‌های جاری

شکل ۱. نتایج راهبرد محافظه‌کارانه و جسورانه در سیاست سرمایه در گردش

موضوع مدیریت سرمایه در گردش طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۵ در اکثر کشورها به دلیل اهمیت این موضوع در سودآوری و ارزش شرکت‌ها، بسیار مورد مطالعه قرار گرفته است، نتایج کلی و عمومی این پژوهش‌ها در بورس‌های مختلف از جمله آمریکا، بلژیک، هند، پاکستان و ترکیه تقریباً یکسان و نشان‌دهنده این مطلب است که بین شاخص‌های مختلف سرمایه در گردش و سودآوری رابطه‌ای معنادار و قابل‌تامل وجود دارد [۳].

محمدی (۲۰۰۹) در پژوهشی با عنوان «تأثیر مدیریت سرمایه در گردش بر سودآوری شرکت‌ها در جامعه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران» به بررسی ۹۲ شرکت بین سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۴ پرداخت. وی در این پژوهش از متغیر «نسبت سود ناخالص به جمع دارایی‌ها» به عنوان معیار سودآوری شرکت‌ها و از متغیرهای دوره وصول مطالبات، دوره گردش موجودی‌ها، دوره حساب‌های پرداختی و چرخه تبدیل به وجه نقد به عنوان معیارهای سرمایه در گردش استفاده نمود، نتایج پژوهش حاکی از این بود که بین سودآوری شرکت‌ها با دوره وصول مطالبات، دوره گردش موجودی‌ها، دوره حساب‌های پرداختی و چرخه تبدیل وجه نقد رابطه معکوس معناداری وجود دارد [۹].

یعقوب‌نژاد و همکاران (۲۰۱۰) در پژوهشی به بررسی ارتباط بین مدیریت سرمایه در گردش و سودآوری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند، در این پژوهش تعداد ۸۶ شرکت بین سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۷ مورد مطالعه قرار گرفت و نتایج پژوهش رابطه‌ای معکوس بین متغیرهای سرمایه در گردش و سودآوری را نشان داد [۱۷].

بهار مقدم و همکاران (۲۰۱۱) در پژوهشی به بررسی اثرات مدیریت سرمایه در گردش بر سودآوری شرکت‌های بورسی پرداختند. در این پژوهش اطلاعات ۵ ساله (۱۳۸۳-۱۳۸۷) مربوط به ۵۳ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار گرفت و مدیریت سرمایه در گردش را با توجه به چهار جزء (دوره وصول مطالبات، دوره گردش موجودی‌ها، دوره

پرداخت بدهی‌ها و چرخه تبدیل به وجه نقد) مورد بررسی قرار دادند، یافته‌های این پژوهش حاکی از این بود که در نمونه مورد بررسی بین کارایی مدیریت سرمایه در گردش و سودآوری شرکت‌ها رابطه مثبت و معناداری وجود دارد [۲].

کیائی و رهنمای رودپشتی (۲۰۰۸) پژوهشی با عنوان «بررسی و تبیین راهبردهای مدیریت سرمایه در گردش در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران» در بین ۳۹ شرکت پذیرفته‌شده در دو صنعت شیمیایی و غذایی در فاصله زمانی ۱۳۸۰-۱۳۸۵ انجام دادند، نتایج پژوهش نشان داد که ارتباط ضعیفی بین سودآوری و راهبردهای مدیریت سرمایه در گردش وجود دارد که از لحاظ آماری معنادار نیست؛ اما بین نقدینگی و راهبردهای مدیریت سرمایه در گردش ارتباط معناداری وجود دارد و از لحاظ آماری معنادار است [۶].

سپاسی و حسنی (۲۰۱۶) در پژوهشی با عنوان «تأثیر مدیریت سرمایه در گردش بر سودآوری شرکت‌ها در چرخه‌های تجاری مختلف» به بررسی نقش چرخه‌های تجاری بر رابطه بین مدیریت سرمایه در گردش و سودآوری در بین ۲۰۰ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی فاصله زمانی ۱۳۹۱-۱۳۸۰ پرداختند، نتایج این پژوهش حاکی از این بود که تأثیر چرخه‌های تجاری بر رابطه بین سرمایه در گردش و سودآوری در شرایط رونق اقتصادی، برجسته‌تر از شرایط رکود اقتصادی است که از لحاظ آماری معنادار است [۱۱].

تاری وردی و همکاران (۲۰۱۵) در پژوهشی با عنوان «بررسی تاثیر سود عملیاتی، اهرم مالی و اندازه بر میزان نقدینگی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران» به بررسی عوامل موثر بر میزان نقدینگی در بین ۱۰۰ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی فاصله زمانی ۱۳۹۳-۱۳۸۶ پرداختند، نتایج این پژوهش حاکی از این بود که بین نسبت سودآوری با نسبت آنی ارتباط مثبت معنادار و بین نسبت سودآوری با دوره تبدیل وجه نقد، ارتباط منفی معناداری وجود دارد [۱۵].

رحمان و نصر (۲۰۰۷) تأثیر مدیریت سرمایه در گردش روی سودآوری ۹۴ شرکت فهرست شده در بورس پاکستان را طی دوره زمانی ۲۰۰۴-۱۹۹۹ بررسی نمودند و تأثیر متغیرهای مختلف سرمایه در گردش شامل دوره وصول مطالبات، دوره گردش موجودی کالا، دوره پرداخت بدهی‌ها و چرخه تبدیل وجه نقد را روی سود عملیاتی خالص شرکت‌ها مورد مطالعه قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که یک رابطه معکوس معناداری بین متغیرهای سرمایه در گردش و سودآوری این شرکت‌ها وجود دارد [۱].

سونن و شاین^۱ (۲۰۱۵) ارتباط بین معیار چرخه تبدیل وجه نقد و سودآوری شرکت‌ها را برای یک نمونه بزرگ طی دوره ۲۰۱۴-۱۹۹۵ برای شرکت‌های آمریکایی بررسی نمودند و

1. Shain H. H& L. Soenen

یک رابطه معکوس معنادار بین چرخه تبدیل وجه نقد و سودآوری شرکت‌ها دریافتند. بر اساس نتایج این پژوهش مدیران می‌توانند از طریق کاهش چرخه تبدیل وجه نقد تا یک حداقل معقول برای سهامداران ایجاد ارزش نمایند [۱۳].

لوانیز و لازاریدیز^۱ (۲۰۱۴) در پژوهشی به بررسی عوامل موثر سرمایه در گردش بر سودآوری شرکت‌ها در بورس سهام یونان پرداختند. در این پژوهش ۱۳۱ شرکت طی سال‌های ۲۰۱۳ تا ۲۰۰۴ مورد بررسی قرار گرفتند. نتایج این پژوهش حاکی از این بود که رابطه معکوس معناداری بین شاخص‌های سرمایه در گردش مخصوصاً چرخه تبدیل وجه نقد با سودآوری شرکت‌ها وجود دارد [۷].

پداجی^۲ (۲۰۱۳) طی یک دوره ۵ ساله در سال‌های ۲۰۱۲-۲۰۰۸ به بررسی رابطه سرمایه در گردش و سودآوری ۵۸ شرکت موریتانیایی پرداخت و به این نتیجه رسید که رابطه معکوس معناداری بین متغیرهای سرمایه در گردش با سودآوری شرکت‌ها وجود دارد. نتایج پژوهش وی نشان می‌دهد که افزایش در چرخه تبدیل به نقد منجر به کاهش سودآوری شرکت‌ها می‌شود و مدیران می‌توانند با کاهش این چرخه برای سهامداران خود ارزش ایجاد نمایند [۵].

۳. روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش در زمره پژوهش‌های توصیفی تجربی و از نوع مطالعه میدانی است که از مدل رگرسیونی چهار متغیره از نوع ترکیبی برای بررسی اثر متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته استفاده شده است. در این پژوهش آزمون‌های تشخیصی داده‌های ترکیبی و مفروضات مدل رگرسیونی نیز برای اطمینان از پذیرش نتایج تخمین مورد آزمون قرار گرفته‌اند. این آزمون‌ها شامل آزمون F لیمر^۳، آزمون هاسمن^۴، آزمون مانایی^۵، آزمون استقلال خطاها، آزمون همخطی متغیرها و... هستند. از آزمون F لیمر جهت مشخص نمودن نوع مدل داده‌های ترکیبی (مدل پنل در مقابل مدل تلفیقی) استفاده شده است که با پذیرش مدل پژوهش بر اساس مدل پنل، از آزمون هاسمن جهت تعیین روش تخمین مدل پانل (مدل با اثرات ثابت^۶ یا مدل با اثرات تصادفی^۷) استفاده شده است.

1. Loaniz, F. & A. Lazaridiz
2. Padachi
3. F-Limer
4. Hausman-test
5. Stationary-test
6. Fixed Effects model
7. Random Effects model

مدل‌های رگرسیونی مورد استفاده برای آزمون فرضیه‌های پژوهش:

1. $GOP_{it} = \beta_1 + \beta_2(\Delta GDP) + \beta_3(Size_{it}) + \beta_4(\Delta Sales_{it}) + \beta_5(ARP_{it}) + \varepsilon_{it}$
2. $GOP_{it} = \beta_1 + \beta_2(\Delta GDP) + \beta_3(Size_{it}) + \beta_4(\Delta Sales_{it}) + \beta_5(APP_{it}) + \varepsilon_{it}$
3. $GOP_{it} = \beta_1 + \beta_2(\Delta GDP) + \beta_3(Size_{it}) + \beta_4(\Delta Sales_{it}) + \beta_5(INV_{it}) + \varepsilon_{it}$
4. $GOP_{it} = \beta_1 + \beta_2(\Delta GDP) + \beta_3(Size_{it}) + \beta_4(\Delta Sales_{it}) + \beta_5(CCC_{it}) + \varepsilon_{it}$

سوال پژوهش، فرضیه‌های پژوهش

سوال اصلی پژوهش به صورت زیر مطرح می‌شود:

- آیا مدیریت سرمایه در گردش، سودآوری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را تحت تاثیر قرار می‌دهد؟

در پاسخ به سوال اصلی پژوهش فرضیه‌های زیر مطرح و بررسی می‌شوند:

فرضیه اصلی پژوهش: بین مدیریت سرمایه در گردش و سودآوری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود دارد.

فرضیه فرعی اول: بین دوره وصول مطالبات و سودآوری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معکوس معناداری وجود دارد.

فرضیه فرعی دوم: بین دوره پرداخت بدهی‌ها و سودآوری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معکوس معناداری وجود دارد.

فرضیه فرعی سوم: بین دوره گردش موجودی کالا و سودآوری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معکوس معناداری وجود دارد.

فرضیه فرعی چهارم: بین چرخه تبدیل وجه نقد و سودآوری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معکوس معناداری وجود دارد.

داده‌ها و نمونه آماری. جامعه آماری این پژوهش کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. به لحاظ بررسی دقیق‌تر، کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده فعال در بورس اوراق بهادار تهران، انتخاب شده است. بدین ترتیب شرکت‌هایی که کلیه معیارهای زیر را دارا بوده‌اند جزء شرکت‌های نمونه قرار گرفته‌اند.

(۱) پایان سال مالی این شرکت‌ها ۲۹ اسفند ماه باشد.

(۲) فعالیت‌های شرکت‌ها، مالی یا سرمایه‌گذاری نباشد (شرکت‌های مالی و سرمایه‌گذاری دارای ساختار مالی و عملیاتی متفاوتی نسبت به دیگر شرکت‌ها می‌باشند).

(۳) داده‌های مورد نیاز در دسترس باشند (اطلاعات صورت‌های مالی و یادداشت‌های توضیحی).

(۴) در دوره پژوهش از فهرست شرکت‌های بورس حذف نشده باشند.
 (۵) این شرکت‌ها باید قبل از سال ۱۳۸۹ در بورس تهران پذیرفته شده باشند و از ابتدای سال ۱۳۸۹، سهام آنها در بورس مورد معامله قرار گیرد و دارای زیان انباشته نباشند.
 (۶) معاملات سهام این شرکت‌ها نباید در طول سال‌های مورد بررسی در بورس دچار وقفه بیش از ۳ ماه بوده باشد.

تمام داده‌ها و متغیرها از صورت‌های مالی و یادداشت‌های سالانه شرکت‌ها، گزارش‌های سالانه بورس و نرم‌افزارهای مربوطه تهیه شده و اطلاعات نرخ رشد تولید ناخالص داخلی از تارنمای بانک مرکزی تهیه شده است. داده‌ها فصلی و بازه زمانی از فصل اول سال ۱۳۸۹ تا فصل آخر سال ۱۳۹۳ است؛ همچنین برای دست‌بندی و انجام محاسبات از نرم‌افزار Excel (2010) و برای انجام آزمون‌های آماری و تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم‌افزار Eviews استفاده شده است.

متغیرها و تعریف عملیاتی متغیرهای پژوهش. در این پژوهش متغیر وابسته پژوهش، سودآوری (سود ناخالص تقسیم بر کل دارایی‌ها) است و دوره وصول مطالبات، دوره گردش موجودی‌ها، دوره پرداخت بدهی‌ها و چرخه تبدیل وجه نقد متغیرهای مستقل پژوهش و اندازه شرکت، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ رشد فروش متغیرهای کنترلی پژوهش هستند.

جدول ۱. متغیرهای پژوهش و تعریف عملیاتی متغیرهای پژوهش

متغیر	تعریف عملیاتی متغیرهای پژوهش
(GDP) سودآوری	$\frac{\text{سود ناخالص}}{\text{کل دارایی‌ها}} = \text{سودآوری (GDP)}$
(GDP) نرخ رشد تولید ناخالص داخلی	$\frac{\text{تولید ناخالص داخلی دوره قبل} - \text{تولید ناخالص داخلی دوره جاری}}{\text{تولید ناخالص داخلی دوره قبل}} = \text{نرخ رشد تولید ناخالص داخلی}$
(Sale) نرخ رشد فروش شرکت	$\frac{\text{فروش دوره قبل} - \text{فروش دوره جاری}}{\text{فروش دوره قبل}} = \text{نرخ رشد فروش}$
(Size) لگاریتم کل دارایی‌های شرکت	$\text{Size}_i = \text{Log}(\text{Assets}_i)$
(ARP) دوره وصول مطالبات	$\frac{90 \times \text{حساب‌های دریافتی}}{\text{فروش}} = \text{دوره وصول مطالبات}$
(APP) دوره پرداخت بدهی‌ها	$\frac{90 \times \text{حساب‌های پرداختی}}{\text{بهای فروش}} = \text{دوره پرداخت بدهی‌ها}$
(Inv) دوره گردش موجودی کالا	$\frac{90 \times \text{موجودی کالا}}{\text{بهای فروش}} = \text{دوره گردش موجودی کالا}$
(CCC) چرخه تبدیل وجه نقد	$\frac{90 \times \text{موجودی کالا} + 90 \times \text{حساب‌های دریافتی}}{\text{بهای فروش} - 90 \times \text{حساب‌های پرداختی}} = \text{دوره تبدیل وجه نقد}$

بررسی مانایی داده‌ها. برای بررسی مانایی یا پایایی متغیرهای پژوهش از آزمون لوین، لین و چو (LLC)^۱ و آزمون ایم، پسران و شین (IPS) و ADF-Fisher استفاده شده است. از آزمون لوین، لین و چو (LLC) برای بررسی ریشه واحد مشترک و از آزمون ایم، پسران و شین (IPS) و Fisher-ADF برای بررسی ریشه واحد مقطعی در داده‌های پانل استفاده شده است [۱۴]. طبق نتایج این آزمون‌ها که در جدول ۲ نشان داده شده است همه متغیرها بر اساس هر دو آزمون در سطح مانا هستند.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها

متغیر	Levin, Lin & Chu t*	Prob.**	Im, Pesaran and Shin W-stat	Prob.**	ADF - Fisher Chi-square	Prob.**
GDP	-۳۹/۸۰۵۲	/۰۰۰۰	-۲۶/۸۱۲۲	/۰۰۰۰	۱۱۷۵/۷۴	/۰۰۰۰
GDP	-۱۰۳/۲۰۴	/۰۰۰۰	-۹/۵۸۸۹	/۰۰۰۰	۳۷۴۹/۴۳	/۰۰۰۰
SIZE	-۱۴/۷۷۵۱	/۰۰۰۰	-۹/۲۶۹۳۰	/۰۰۰۰	۵۹۱/۹۰۹	/۰۰۰۰
SALE	-۵۳/۳۰۸۸	/۰۰۰۰	-۴۲/۴۴۷۲	/۰۰۰۰	۱۷۶۳/۴۰	/۰۰۰۰
ARP	-۵۱/۱۳۱۶	/۰۰۰۰	-۳۸/۲۹۷۹	/۰۰۰۰	۱۵۹۴/۹۲	/۰۰۰۰
APP	-۴۵/۴۷۵۵	/۰۰۰۰	-۳۷/۰۳۸۱	/۰۰۰۰	۱۵۸۵/۱۵	/۰۰۰۰
INV	-۴۹/۰۴۱۸	/۰۰۰۰	-۳۸/۳۸۰۵	/۰۰۰۰	۱۵۹۴/۷۸	/۰۰۰۰
CCC	-۴۷/۸۶۶۰	/۰۰۰۰	-۳۶/۵۹۹۰	/۰۰۰۰	۱۵۱۸/۳۷	/۰۰۰۰

آزمون‌های تشخیصی داده‌های ترکیبی. پس از بررسی مانایی داده‌ها از آزمون‌های تشخیصی داده‌های ترکیبی شامل آزمون F لیمر، جهت تعیین نوع مدل رگرسیون ترکیبی (مدل پنل در مقابل مدل تلفیقی) و آزمون هاسمن، جهت تعیین روش تخمین مدل پانل (مدل با اثرات ثابت یا مدل با اثرات تصادفی) استفاده شده است.

با توجه به اینکه مقادیر آماره آزمون F لیمر مدل‌های رگرسیونی پژوهش در ناحیه بحرانی در سطح خطای ۵٪ قرار می‌گیرد؛ فرض H_0 در تمامی مدل‌های رگرسیونی در سطح معناداری ۵٪ تأیید نمی‌شود؛ بنابراین از مدل پنل جهت تخمین مدل‌های رگرسیونی استفاده شده است؛ همچنین با توجه به اینکه مقادیر آماره آزمون هاسمن مدل‌های رگرسیونی پژوهش حاضر در ناحیه بحرانی در سطح خطای ۵٪ قرار می‌گیرد؛ بنابراین فرض H_0 در تمامی مدل‌های رگرسیونی در سطح معناداری ۵٪ تأیید نمی‌شود؛ لذا از روش اثرات ثابت جهت تخمین مدل‌های رگرسیونی استفاده شده است؛ بنابراین مدل انتخابی پژوهش، مدل پنل با اثرات ثابت است.

1. Levin-Lin&Chu test (LLC test)

آزمون خودهمبستگی خطاها و ناهمسانی واریانس خطاها. برای بررسی استقلال خطاها از آزمون دوربین واتسون (DW) استفاده شده است. آزمون دوربین واتسون همبستگی بین خطاهای مدل‌های رگرسیونی را با خطاهای دوره قبل می‌سنجد.

با توجه به اینکه مقادیر آماره دوربین واتسون مدل‌های رگرسیونی پژوهش حاضر در ناحیه بحرانی در سطح خطای ۵٪ قرار نمی‌گیرد (همچنین طبق قاعده تجربی آماره دوربین واتسون مدل‌های رگرسیونی بین ۲/۵-۱/۵ قرار دارد)؛ لذا فرض عدم وجود خود همبستگی بین جملات اخلاص (خطاها) در تمامی مدل‌های رگرسیونی در سطح معناداری ۵٪ تأیید می‌شود.

برای بررسی ناهمسانی واریانس خطاها از آزمون وایت استفاده شده است. با توجه به اینکه مقادیر آماره آزمون وایت محاسبه شده مدل‌های رگرسیونی پژوهش حاضر از مقادیر بحرانی در سطح خطای ۵٪ بزرگ‌تر است؛ لذا ناهمسانی واریانس باقیمانده‌ها در مدل‌های رگرسیونی در سطح معناداری ۵٪ رد نمی‌شود؛ بنابراین در تخمین مدل‌های رگرسیونی پژوهش به‌جای روش OLS از روش GLS (مربوط به ناهمسانی واریانس) استفاده شده است.

همچنین برای بررسی همخطی بین متغیرهای توضیحی از آماره آزمون VIF (عامل تورم واریانس) استفاده شده است. با توجه به اینکه مقادیر آماره آزمون VIF مدل‌های رگرسیونی پژوهش از عدد ۵ کمتر است؛ لذا فرض عدم وجود همخطی بین متغیرهای توضیحی در تمامی مدل‌ها تأیید می‌شود.

پس از بررسی آزمون‌های مربوطه و فروض رگرسیونی، در قسمت بعد نتایج برازش مدل‌های رگرسیونی پژوهش و به تبع آن فرضیه‌های پژوهش مورد بررسی و آزمون شده‌اند.

۴. تحلیل داده‌ها و یافته‌های پژوهش

تخمین مدل اول و نتایج آزمون مدل فرضیه اول. در تخمین مدل‌ها، مدل‌های حاصل از فرضیه‌های پژوهش بر اساس نرم‌افزار آماری Eviews تخمین زده شده‌اند. مدل فرضیه اول و نتایج تخمین مدل فرضیه اول به‌صورت زیر است:

$$\Delta \text{GOP}_{it} = \beta_1 + \beta_2(\Delta \text{GDP}) + \beta_3(\text{Size}_{it}) + \beta_4(\Delta \text{Sales}_{it}) + \beta_5(\text{AR}_{it}) + \varepsilon_{it}$$

جدول ۳. نتایج برازش فرضیه اول

$$GOP = -0.0675196024213 + 0.0856397113173 * GDP + 0.0357231637187 * SIZE - 0.003742744212 * SALE - 3.48535541596e-05 * ARP + \epsilon_{it}$$

متغیرها	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	احتمال آماره t
عرض از مبدأ	-۰/۰۶۷۵۲۰	۰/۰۴۶۷۳۵	-۱/۴۴۷۴۳	۰/۱۴۸۶
تولید ناخالص داخلی	۰/۰۸۵۶۴۰	۰/۰۱۶۳۱۳	۵/۲۸۲۱۱۸	۰/۰۰۰۰
لگاریتم دارایی‌ها (اندازه)	۰/۰۳۵۷۲۳	۰/۰۰۷۷۱۲	۴/۶۳۳۳۶۸	۰/۰۰۰۰
رشد فروش	-۰/۰۰۲۷۴۳	۰/۰۰۱۵۳۲	-۲/۴۴۲۲۸۲	۰/۰۱۴۷
دوره وصول مطالبات	-۳/۴۹E-۰۵	۳/۶۵E-۰۶	-۹/۵۵۲۲۸۵	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین	۰/۴۷۹۳۵۰	آماره F	۱۶/۶۴۷۴۷	دوربین - واتسون
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۴۵۰۵۵۶	احتمال F	۰/۰۰۰۰۰۰	۱/۷۸۰۵۱۰

بر اساس نتایج جدول ۳، مقدار احتمال (سطح معناداری) آماره t (t-Statistic) مربوط به متغیر دوره وصول مطالبات کوچک‌تر از ۵٪ است (۰/۰۰۰۰۰) که نشانگر عدم رد فرضیه H_1 است و ضریب آن منفی شده است (-۳/۴۹)؛ بنابراین بین متغیر دوره وصول مطالبات و شاخص سودآوری (سود ناخالص) رابطه معکوس و معناداری وجود دارد؛ بنابراین با کاهش یک واحد دوره وصول مطالبات، ۳/۴۹ واحد بر شاخص سودآوری شرکت‌ها افزوده می‌شود؛ از این رو فرضیه فرعی اول پژوهش در سطح اطمینان ۹۵٪ پذیرفته خواهد شد و حاکی از این است که دوره وصول مطالبات اثر معکوس معناداری بر سودآوری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران دارد. ضریب تعیین تعدیل شده مدل نیز حاکی از این است که حدود ۴۵ درصد از تغییرات شاخص سودآوری شرکت‌ها توسط متغیرهای وارد شده در مدل تبیین می‌شود. در بررسی معنادار بودن کلی مدل، با توجه به این که مقدار احتمال (سطح معناداری) آماره F کوچک‌تر از ۵٪ است (۰/۰۰۰۰۰)، با احتمال ۹۵٪ معنادار بودن کلی مدل تأیید می‌شود.

تخمین مدل دوم و نتایج آزمون مدل فرضیه دوم. در تخمین مدل‌ها مدل‌های حاصل از فرضیه‌های پژوهش بر اساس نرم‌افزار آماری Eviews تخمین زده شده‌اند. مدل فرضیه دوم و نتایج تخمین مدل فرضیه دوم به صورت زیر است:

$$GOP_{it} = \beta_1 + \beta_2(\Delta GDP) + \beta_3(Size_{it}) + \beta_4(\Delta Sales_{it}) + \beta_5(AP_{it}) + \epsilon_{it}$$

جدول ۴. نتایج برازش فرضیه دوم

$$GOP = -0.0492374866633 + 0.0835234992122 * GDP + 0.0342076159464 * SIZE - 0.0069332057 * SALE - 0.000109916519 * APP + \varepsilon_{it}$$

متغیرها	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	احتمال آماره t
عرض از مبدأ	-۰/۰۴۹۲۳۷	۰/۰۴۴۶۷۱	-۱/۱۰۲۲۱۶	۰/۲۷۰۵
تولید ناخالص داخلی	۰/۰۸۳۵۲۳	۰/۰۱۵۸۰۷	۵/۲۸۳۸۶۹	۰/۰۰۰۰
لگاریتم دارایی‌ها (اندازه)	۰/۰۳۴۲۰۸	۰/۰۰۷۳۶۷	۴/۶۴۳۶۳۲	۰/۰۰۰۰
رشد فروش	-۰/۰۰۶۹۳۳	۰/۰۰۱۶۱۷	-۴/۲۸۷۰۰۱	۰/۰۰۰۰
دوره پرداخت بدهی‌ها	-۰/۰۰۰۱۱۰	۶/۲۷E-۰۶	-۱۷/۵۴۳۱۳	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین	۰/۴۹۱۵۸۸	آماره F	۱۷/۴۸۳۴۴	دوربین - واتسون
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۴۶۳۴۷۱	احتمال F	۰/۰۰۰۰۰۰	۱/۷۶۳۷۸۱

بر اساس نتایج جدول ۴، مقدار احتمال (سطح معناداری) آماره t (t-Statistic) متغیر دوره پرداخت بدهی‌ها کوچک‌تر از ۵٪ بوده (۰/۰۰۰۰) و ضریب آن منفی است (۰/۰۰۰۱-)؛ بنابراین بین متغیر دوره پرداخت بدهی‌ها و شاخص سودآوری (سود ناخالص) رابطه معکوس و معناداری وجود دارد؛ لذا با کاهش یک واحد دوره پرداخت بدهی‌ها، ۰/۰۰۰۱ واحد بر شاخص سودآوری (سود ناخالص) شرکت‌ها افزوده می‌شود؛ از این رو فرضیه فرعی دوم پژوهش در سطح اطمینان ۹۵٪ پذیرفته خواهد شد و حاکی از این است که دوره پرداخت بدهی‌ها اثر معکوس و معناداری بر سودآوری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران دارد. ضریب تعیین تعدیل شده مدل نیز حاکی از این است که حدود ۴۶ درصد از تغییرات شاخص سودآوری شرکت‌ها توسط متغیرهای وارد شده در این مدل تبیین می‌شود. در بررسی معنادار بودن کلی مدل، با توجه به این که مقدار احتمال (سطح معناداری) آماره F کوچک‌تر از ۵٪ شده است (۰/۰۰۰۰)، با احتمال ۹۵٪ معنادار بودن کلی مدل تأیید می‌شود.

تخمین مدل سوم و نتایج آزمون مدل فرضیه سوم. در تخمین مدل‌ها مدل‌های حاصل از فرضیه‌های پژوهش بر اساس نرم‌افزار آماری Eviews تخمین زده شده‌اند. مدل فرضیه سوم و نتایج تخمین این مدل به صورت زیر است:

$$GOP_{it} = \beta_1 + \beta_2(\Delta GDP) + \beta_3(Size_{it}) + \beta_4(\Delta Sales_{it}) + \beta_5(INV_{it}) + \varepsilon_{it}$$

جدول ۵. نتایج برازش فرضیه سوم

$$GOP = -0.0779811647373 + 0.0918928268953 * GDP + 0.0366565078013 * SIZE - 0.00117485398921 * SALE - 1.25893617856e-06 * INV + \epsilon_{it}$$

متغیرها	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	احتمال آماره t
عرض از مبدأ	-۰/۰۷۷۹۸۱	۰/۰۴۷۹۹۱	-۱/۶۲۴۹۲۰	۰/۱۰۴۳
تولید ناخالص داخلی	۰/۰۹۱۸۹۳	۰/۰۱۶۶۸۰	۵/۵۰۹۱۵۹	۰/۰۰۰۰
لگاریتم دارائی‌ها (اندازه)	۰/۰۳۶۶۵۷	۰/۰۰۷۹۱۹	۴/۶۲۸۱۴۵	۰/۰۰۰۰
رشد فروش	-۰/۰۰۱۱۷۵	۰/۰۰۱۲۳۲	-۰/۹۵۳۷۷۳	۰/۳۴۰۳
دوره گردش موجودی‌ها	-۱/۲۶E-۰۶	۵/۸۰E-۰۷	-۲/۱۷۲۳۰۸	۰/۰۲۹۹
ضریب تعیین	۰/۴۵۵۴۲۵	آماره F	۱۵/۱۲۱۶۶	دوربین - واتسون
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۴۲۵۳۰۷	احتمال F	۰/۰۰۰۰۰۰	۱/۷۷۱۵۹۵

بر اساس نتایج جدول ۵ مقدار احتمال (سطح معناداری) آماره t (t-Statistic) مربوط به متغیر دوره گردش موجودی‌ها کوچک‌تر از ۵٪ بوده (۰/۰۲۹۹)، و ضریب آن منفی است (-۱/۲۶)؛ بنابراین بین متغیر دوره گردش موجودی‌ها و شاخص سودآوری (سود ناخالص) رابطه معکوس و معناداری وجود دارد؛ بنابراین با کاهش یک واحد دوره گردش موجودی‌ها، ۱/۲۶ واحد بر شاخص سودآوری (سود ناخالص) شرکت‌ها افزوده می‌شود؛ از این رو فرضیه فرعی سوم پژوهش در سطح اطمینان ۹۵٪ پذیرفته خواهد شد و حاکی از این است که دوره گردش موجودی‌ها اثر معکوس و معناداری بر سودآوری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران دارد. ضریب تعیین تعدیل شده مدل نیز حاکی از این است که حدود ۴۲ درصد از تغییرات شاخص سودآوری شرکت‌ها توسط متغیرهای واردشده در این مدل تبیین می‌شود. در بررسی معنادار بودن کلی مدل، با توجه به اینکه مقدار احتمال (سطح معناداری) آماره F کوچک‌تر از ۵٪ است (۰/۰۰۰۰)، با احتمال ۹۵٪ معنادار بودن کلی مدل تأیید می‌شود.

تخمین مدل چهارم و نتایج آزمون مدل فرضیه چهارم. در تخمین مدل‌ها مدل‌های حاصل از فرضیه‌های پژوهش بر اساس نرم‌افزار آماری Eviews تخمین زده شده‌اند. مدل فرضیه چهارم و نتایج تخمین این مدل به صورت زیر است:

$$GOP_{it} = \beta_1 + \beta_2(\Delta GDP) + \beta_3(Size_{it}) + \beta_4(\Delta Sales_{it}) + \beta_5(CCC_{it}) + \epsilon_{it}$$

جدول ۶. نتایج برآزش فرضیه چهارم

$$GOP = -0.0777586114462 + 0.0919031807034 * GDP + 0.0366081113092 * SIZE - 0.00113746434799 * SALE - 9.49853067318e-07 * CCC + \epsilon_{it}$$

متغیرها	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره t	احتمال آماره t
عرض از مبدأ	-۰/۰۷۷۷۵۹	۰/۰۴۸۰۴۵	-۱/۶۱۸۴۶۰	۰/۱۰۵۷
تولید ناخالص داخلی	۰/۰۹۱۹۰۳	۰/۰۱۶۶۸۷	۵/۵۰۷۵۴۲	۰/۰۰۰۰
لگاریتم دارایی‌ها (اندازه شرکت)	۰/۰۳۶۶۰۸	۰/۰۰۷۹۲۸	۴/۶۱۷۴۳۵	۰/۰۰۰۰
رشد فروش	-۰/۰۰۱۱۳۷	۰/۰۰۱۲۰۵	-۰/۹۴۴۱۲۸	۰/۳۴۵۲
دوره تبدیل وجه نقد	-۹/۵۰E-۰۷	۴/۸۳E-۰۷	-۱/۹۶۴۸۵۱	۰/۰۴۹۵
ضریب تعیین	۰/۴۵۵۱۴۹	آماره F	۱۵/۱۰۴۸۷	دوربین - واتسون
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۴۲۵۰۱۷	احتمال F	۰/۰۰۰۰۰۰	۱/۷۷۱۷۶۰

بر اساس نتایج جدول ۶ مقدار احتمال (سطح معناداری) آماره t (t-Statistic) مربوط به متغیر دوره تبدیل وجه نقد کوچک‌تر از ۵٪ بوده (۰/۰۴۹۵)، و ضریب آن منفی است (۰/۹۵-). بنابراین بین متغیر دوره تبدیل وجه نقد و شاخص سودآوری (سود ناخالص) رابطه معکوس و معناداری وجود دارد؛ لذا با کاهش یک واحد دوره تبدیل وجه نقد، ۹/۵۰ واحد بر شاخص سودآوری (سود ناخالص) شرکت‌ها افزوده می‌شود؛ از این رو فرضیه فرعی چهارم پژوهش در سطح اطمینان ۹۵٪ پذیرفته خواهد شد و حاکی از این است که دوره تبدیل وجه نقد اثر معکوس و معناداری بر سودآوری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران دارد. ضریب تعیین تعدیل شده مدل نیز حاکی از این است که حدود ۴۲ درصد از تغییرات شاخص سودآوری شرکت‌ها توسط متغیرهای وارد شده در این مدل تبیین می‌شود. در بررسی معنادار بودن کلی مدل، با توجه به اینکه مقدار احتمال (سطح معناداری) آماره F کوچک‌تر از ۵٪ است (۰/۰۰۰۰)، با احتمال ۹۵٪ معنادار بودن کلی مدل تأیید می‌شود.

۵. بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با مطالعه ۱۵۶ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳، به بررسی تاثیر مدیریت سرمایه در گردش بر سودآوری شرکت‌ها پرداخته است؛ از این رو، در راستای پاسخ به سوال اصلی پژوهش یک فرضیه اصلی و چهار فرضیه فرعی تدوین شده است. در این پژوهش از متغیرهای دوره وصول مطالبات، دوره پرداخت بدهی‌ها، دوره تبدیل موجودی کالا و چرخه تبدیل وجوه نقد به عنوان شاخص‌های مدیریت سرمایه در گردش و از لگاریتم دارایی‌ها، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ رشد فروش به عنوان متغیرهای کنترلی استفاده شده است. نتایج این پژوهش حاکی از این است که همانند نتایج اکثر پژوهش‌ها، بین

مدیریت سرمایه در گردش و سودآوری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه معناداری وجود دارد.

بر اساس نتایج تجربی فرضیه اول پژوهش مبنی بر رابطه معکوس معنادار بین دوره وصول مطالبات و سودآوری شرکت‌ها، می‌توان استدلال نمود که شرکت‌هایی که با اتخاذ سیاست‌های اعتباری تشویقی برنامه‌ریزی شده، مشتریان را ترغیب به تسویه به‌موقع و زود هنگام بدهی‌هایشان نمایند به ایجاد سودآوری و کسب ارزش مثبت برای سهامداران خود نایل می‌شوند و این امر باید با مدیریت صحیح حساب‌های دریافتی و اداره مطلوب وصولی‌ها همراه باشد.

بر اساس نتایج تجربی فرضیه دوم پژوهش مبنی بر رابطه معکوس و معنادار بین دوره پرداخت بدهی‌ها و سودآوری شرکت‌ها، می‌توان استدلال نمود که شرکت‌هایی که با اتخاذ سیاست‌های برنامه‌ریزی شده، به تسویه به‌موقع بدهی‌های خود به عرضه‌کنندگان مواد اولیه و بستانکاران خود اقدام می‌نمایند از یک‌طرف اعتبار تجاری خود را بهبود بخشیده و بر اساس این اعتبار تجاری نیازی به راکد نمودن وجه نقد برای تامین مواد اولیه خود ندارند؛ زیرا مواد اولیه خود را بر اساس این اعتبار تجاری در هر زمان به‌موقع تامین می‌نمایند و در نتیجه کالاهای درخواستی مشتریان را هم به‌موقع تهیه می‌نمایند که این امر باعث افزایش سطح فروش و افزایش سودآوری برای شرکت‌ها می‌شود، از طرف دیگر در نتیجه تسویه به‌موقع بدهی‌های خود، از تخفیفات تجاری بهره‌مند شده و بهای تمام‌شده خود را کاهش می‌دهند که این امر هم باعث افزایش سودآوری برای شرکت‌ها می‌شود.

بر اساس نتایج تجربی فرضیه سوم پژوهش مبنی بر رابطه معکوس و معنادار بین دوره گردش موجودی‌ها و سودآوری شرکت‌ها، می‌توان استدلال نمود که هزینه‌های ناشی از افزایش سرمایه‌گذاری در موجودی کالا، بیشتر از مزایای ناشی از نگهداری بیشتر موجودی کالا است؛ بنابراین شرکت‌هایی که با اتخاذ سیاست‌های برنامه‌ریزی شده به راکد نمودن سرمایه‌گذاری زیاد در موجودی مواد و کالا نسبت به سایر سرمایه‌گذاری‌های خود اقدام ننمایند و وجوه قابل سرمایه‌گذاری خود را در منابعی با بازده بیشتر نسبت به موجودی مواد و کالا سرمایه‌گذاری نمایند به کسب بازده مازاد و ایجاد سودآوری و کسب ارزش مثبت برای سهامداران خود نایل می‌شوند.

بر اساس نتایج تجربی فرضیه چهارم مبنی بر رابطه معکوس و معنادار بین دوره تبدیل وجه نقد و سودآوری شرکت‌ها، می‌توان استدلال نمود که شرکت‌هایی که با اتخاذ سیاست‌های برنامه‌ریزی شده، دوره تبدیل به وجه نقد خود را کوتاه‌تر نمایند و وجوه راکد خود را کاهش داده و این وجوه را در سایر منابع و فرصت‌های سرمایه‌گذاری با بازده و سودآوری بالاتر که احتمالاً نسبت به سرمایه‌گذاری در دوره تبدیل به وجه نقد بلندمدت‌تر و سودآورتر هستند سرمایه‌گذاری

نمایند به کسب بازده مازاد و سودآوری و کسب ارزش مثبت برای سهامداران خود نایل می‌شوند. به‌طور خلاصه براساس نتایج فرضیه‌های این پژوهش مبنی بر ارتباط معنادار شاخص‌های مدیریت سرمایه در گردش با شاخص سودآوری شرکت‌ها و با توجه به اینکه مدیریت بهینه سرمایه در گردش نهایتاً ارزش شرکت و ثروت سهامداران را تحت‌تاثیر قرار می‌دهد پس مدیران مالی سازمان‌ها باید توجه ویژه‌ای به مدیریت سرمایه در گردش در جهت نیل به هدف حداکثر نمودن ثروت سهامداران (هدف مدیریت مالی) داشته باشند. با توجه به نتایج این پژوهش مبنی بر ارتباط معکوس و معنادار شاخص‌های سرمایه در گردش با شاخص سودآوری شرکت‌ها، سیاست‌های جسورانه سرمایه در گردش برای شرکت‌های ایرانی پیشنهاد می‌شود. در ضمن از آنجاکه بخش سرمایه در گردش، مخصوصاً در شرکت‌هایی که بیشتر دارایی‌های آنها را دارایی‌های جاری تشکیل می‌دهد، از اهمیت بالایی برخوردار است، پیشنهاد می‌شود شرکت‌ها همواره کمیته‌ای جهت بررسی این موضوع و اتخاذ تصمیمات مالی مناسب به‌منظور رعایت حد مطلوب میزان سرمایه در گردش در جهت نیل به سودآوری مطلوب داشته باشند.

Archive of SID

منابع

1. Abdul Raheman & Mohamed Nasr. (2007). Working capital management and profitability-Case of Pakistan firms. *International Review of Business Research Papers*, 21(2): 279 - 300.
2. Baharmoghaddam, M. Yazdi, Z & Yazdi, S. (2011). The influence of working capital management on profitability of listed firms in Tehran Stock Exchange. *Journal of Management Accounting*. 1(10): 63-76.
3. Ben ,Ukaegbu. (2015). The significance of working capital management in determining firm profitability: Evidence from developing economies in Africa. *Journal of Research in International Business and Finance*. 31(1): 1-16.
4. Fakhari. H & Saber. Z. (2013). Evaluate the impact of operational leverage on future equity returns of companies listed on Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial management perspective*. 2(9): 67-79.
5. Kesseven Padachi. (2013). Trends in working capital management and its impact on firm's performance: an analysis of mauritian small manufacturing firms. *International Review of Business Research Papers*. 19(2): 45-58.
6. Kiaie, Ali & Rahnamayeh rodposhti, F.(2008). Review and explain the working capital management in firms listed on tehran stock exchange. *Journal of knowledge and accounting research*. 5(13): 6-13.
7. Loaniz, F & A. Lazaridiz. (2014). The Relationship between Working Capital Management and Profitability. *Working paper, SSRN electronic library*. 25(1): 54-67.
8. Mathuva, D. M. (2014). The influence of working capital management components on corporate profitability. A survey on Kenyan listed firms. *Research Journal of Business Management*. 4(1): 1-11.
9. Mohammadi, Mohammad .(2009). The influence of working capital management on profitability of firms in Community firms listed in tehran stock exchange. *Journal of management*. 6(14): 80-91.
10. Nikomaram, H.Rahnamayeh rodposhti,F.Heybati,F.(2013). Foundations of Financial management. Tehran: Termeh.
11. Sepasi. S.& Hasani. H. (2016). The impact of working capital management on corporate profitability in Different business cycles. *Journal of Financial management perspective*. 6(13): 93-116.
12. Shabahang, reza. (2015). *Financial management*. Tehran: Audit Organization.
13. Shain H. H& L. Soenen. (2015). Efficiency of working capital and corporate profitability. *Financial Practice and Education*. 8(1): 37-45.
14. Sour, Ali. (2016). *Econometrics*. Tehran: Farhang shenasi.
15. Tariverdi. Y .Emrai. H. & Mehdipour roshan. S. (2015). The effect of operating profit, financial leverage and size on liquidity of Companies listed on Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial management perspective*. 5(11): 83-106.
16. Tehrani, reza. (2016). *Financial management*. Tehran: Negahe danesh.
17. Yaghoobnejad, A. Wakilifard, H. & Babaie, A .(2010). The Relationship between working capital management and profitability in listed firms of Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Engineering and portfolio management*. 1(2): 117-137.