

بررسی تأثیر سرمایه در گردش و انعطاف پذیری مالی بر توان رقابتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

دکتر اصغر سلطانی *

دکتر شکوفه فرهمند **

رسول عربی ***

چکیده

مدیریت سرمایه در گردش یکی از مهم‌ترین مسائل مدیران مالی است و آن‌ها همواره سعی در تعیین سطحی منطقی جهت سرمایه در گردش دارند. معیار مورد استفاده برای سنجش سرمایه در گردش، دوره چرخه تبدیل وجه نقد می‌باشد. هنگامی که شرکت از منابع خود به طور منطقی استفاده نماید، بدین معنی که شرکت بتواند درقبال رویدادها و فرصت‌های غیرمنتظره واکنش نشان دهد این منابع می‌توانند توان رقابتی ایجاد کنند. در این پژوهش برای انتخاب جامعه آماری از روش حذف سامان‌مند، نمونه‌ای شامل ۲۵۷ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی دوره زمانی ۱۱ ساله (۱۳۸۱-۱۳۹۱) انتخاب و بررسی گردید. به منظور تجزیه و تحلیل داده‌ها از روش گشتاور تعمیم یافته استفاده شده است.

* استادیار حسابداری، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران.

** استادیار اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران.

*** دانشجوی کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد واحد نجف آباد، اصفهان، ایران

نویسنده مسئول مقاله: رسول عربی (Email: arabi_rasool@yahoo.com)

تاریخ دریافت: ۹۳/۸/۱۷ تاریخ پذیرش: ۹۴/۵/۳۱

با توجه به نتایج به دست آمده مشخص شد که دوره گردش دارایی‌های جاری با توان رقابتی رابطه مثبت و معناداری دارد و دوره گردش وصول حساب‌های دریافتی، دوره گردش پرداخت حساب‌های پرداختی و دوره چرخه تبدیل وجه نقد با توان رقابتی رابطه منفی و معناداری دارد. همچنین بین دوره گردش موجودی کالا، نسبت جاری و نسبت آنی با توان رقابتی شرکت‌ها ارتباط معناداری وجود ندارد. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که مدیریت سرمایه در گردش به طور گسترده‌ای بر توان رقابتی بازار و بهره‌وری عملیاتی تأثیرگذار است. توانایی سرمایه در گردش تأثیر مثبتی بر توان رقابتی در بازار محصولات دارد. ولی با کاهش توانایی سرمایه در گردش به سطح مشخصی، این تأثیرگذاری ضعیف خواهد شد.

واژه‌های کلیدی: سرمایه در گردش، انعطاف پذیری مالی، توان رقابتی، چرخه تبدیل وجه نقد.

مقدمه

اهمیت روز افزون مدیریت سرمایه در گردش باعث شده است که این موضوع به صورت یک رشته تخصصی مدیریت مالی درآید. مدیریت سرمایه در گردش از جمله بحث‌هایی می‌باشد که در ساختار مدیریتی یک سازمان نقشی حیاتی ایفا می‌کند. به گونه‌ای که در برخی موارد بحث سرمایه در گردش و نقدینگی را مانند خونی تشبیه کرده‌اند که در رگ‌های یک واحد تجاری در جریان است تا واحد بتواند به حیات خود ادامه دهد و از مدیریت این بخش به عنوان قلب تپنده واحد تجاری یاد شده است که وظیفه پمپاژ خون به رگ‌های سازمان را بر عهده دارد. همچنین برای هر صنعت مدیریت مؤثر سرمایه در گردش بخش مهمی از توسعه و بقای هر سازمان است (سینگ^۱، ۲۰۰۸). هنگامی که شرکت از منابع خود به طور منطقی استفاده نماید، این منابع می‌توانند مزیت رقابتی ایجاد کنند.

بسیاری از محققان به موضوع مدیریت سرمایه در گردش پرداخته‌اند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که مدیریت سرمایه در گردش به طور گسترده‌ای بر توان رقابتی بازار و بهره‌وری عملیاتی تأثیرگذار است (سونگ و همکاران^۲، ۲۰۱۲). تاکنون تحقیقات خارجی زیادی در

خصوص موضوع حاضر انجام شده است، لیکن در ایران تحقیقی با هدف یافتن تأثیر سرمایه در گردش و انعطاف پذیری بر توان رقابتی شرکت‌ها با الگوی مورد نظر در این پژوهش مورد ملاحظه قرار نگرفت. همچنین مدیریت سرمایه در گردش یکی از مهم‌ترین مسائل مدیران مالی در مورد مدیریت مالی در کوتاه مدت است و آن‌ها همواره سعی در تعیین سطحی منطقی جهت سرمایه در گردش دارند. لذا، تحقیق حاضر سعی در کمک به مدیران شرکت‌ها، سهامداران، فعالان بازار سرمایه و اعتباردهندگان به منظور انتخاب بهترین راهبرد برای تصمیم‌گیری دارد.

مبانی نظری پژوهش

بسیاری از محققان و پژوهشگران، بر روی مطالعه تصمیم‌گیری مالی بلندمدت، بویژه در خصوص تقسیم سود، ساختار سرمایه و غیره تمرکز کرده‌اند. ولی در مورد مدیریت مالی در کوتاه مدت، مدیریت سرمایه در گردش یکی از مهم‌ترین مسائل مدیران مالی است و آن‌ها همواره سعی در تعیین سطحی منطقی جهت سرمایه در گردش دارند (لمبرسون^۳، ۱۹۹۵). سرمایه در گردش به معنای سرمایه به کار برده شده در دارایی‌های جاری یا تفاوت بین دارایی‌های جاری و بدهی‌های جاری است که به منظور تولید استفاده می‌شود. شرکت‌ها می‌توانند سطح بهینه‌ای از سرمایه در گردش را دارا باشند که ارزش آن‌ها را بیشینه نماید. موجودی فراوان و سیاست اعتباری سخاوتمندانه، می‌تواند منجر به افزایش فروش گردد و ریسک کمبود موجودی را کاهش دهد. جزء دیگر سرمایه در گردش، حساب‌های پرداختی است. به تعویق انداختن پرداخت‌ها به عرضه‌کنندگان این امکان را برای واحد تجاری فراهم می‌سازد تا کیفیت محصولات خریداری شده را مورد ارزیابی قرار داده و یک منبع انعطاف‌پذیر و ارزان تأمین مالی برای شرکت‌ها باشد. از طرف دیگر، اگر عرضه‌کننده به منظور پرداخت

پیش از موعد، تخفیف پیشنهاد نماید، تأخیر در پرداخت صورتحساب می‌تواند بسیار هزینه‌بر باشد (لمبرسون، ۱۹۹۵).

یک معیار رایج برای سنجش مدیریت سرمایه در گردش چرخه تبدیل وجه نقد یعنی فاصله زمانی بین انجام هزینه برای خرید مواد اولیه و وصول مبالغ کالاهای فروش رفته است. هر چه این فاصله زمانی طولانی‌تر باشد، سرمایه‌گذاری بیشتری در سرمایه در گردش انجام شده است. چرخه نقدی طولانی ممکن است سودآوری را افزایش دهد زیرا منجر به افزایش فروش می‌گردد. با این وجود، اگر هزینه‌های سرمایه‌گذاری بیشتر در سرمایه در گردش از منافع حاصل از نگهداری موجودی بیشتر یا اعطای اعتبار تجاری بیشتر به مشتریان فراتر باشد، سودآوری واحد تجاری ممکن است با افزایش چرخه تبدیل وجه نقد کاهش یابد (دلاف^۴، ۲۰۰۳).

انعطاف‌پذیری مالی عبارت است از توانایی واحد تجاری مبنی بر اقدام مؤثر جهت تغییر میزان و زمان جریان‌های نقدی آن؛ به گونه‌ای که واحد تجاری بتواند در قبال رویدادها و فرصت‌های غیر منتظره واکنش نشان دهد. اتخاذ تصمیمات اقتصادی توسط استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی مستلزم ارزیابی توان واحد تجاری جهت ایجاد وجه نقد و زمان و قطعیت ایجاد آن است. این توان در نهایت تعیین‌کننده ظرفیت واحد تجاری جهت انجام پرداخت‌هایی از قبیل پرداخت حقوق و مزایای کارکنان، پرداخت به تأمین‌کنندگان کالا و خدمات پرداخت مخارج مالی، انجام سرمایه‌گذاری، بازپرداخت تسهیلات و توزیع سود بین صاحبان سرمایه و همچنین موجب افزایش توانایی رقابت در بازار است. ارزیابی توان ایجاد وجه نقد از طریق تمرکز به وضعیت مالی، عملکرد مالی و انعطاف‌پذیری مالی تسهیل می‌گردد (دی آنجلو^۵، ۲۰۰۷).

همانگونه که تشریح شد با توجه به عدم اجرای تحقیقی جامع که کلیه عوامل مؤثر بر مدیریت سرمایه در گردش و انعطاف پذیری بر توان رقابتی شرکت را مد نظر قرار داده باشد، اجرای تحقیق حاضر از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

پیشینه پژوهش

لیو دان و سو چن^۶ (۲۰۱۱) به بررسی تأثیر سرمایه در گردش بر عملکرد رقابتی در بازار محصولات پرداختند و دریافته‌اند که توانایی گردش سرمایه، تأثیر مثبتی بر توان رقابتی در بازار محصولات دارد. ولی با کاهش توانایی گردش سرمایه به سطح مشخصی، این تأثیرگذاری ضعیف خواهد شد. همچنین به طور کلی، نقدتر بودن سرمایه در گردش تأثیر منفی بر عملکرد رقابتی در بازار می‌گذارد. **دونگ^۷ (۲۰۱۰)**، نیز به بررسی و مطالعه روابط موجود بین سود-آوری، چرخه تبدیل نقد و اجزای آن برای شرکت‌های فهرست شده در بازار سهام ویتنام برای دوره ۲۰۰۸-۲۰۰۶ پرداخته است. وی بیان می‌کند که مدیریت سرمایه در گردش، نقش مهمی برای موفقیت یا شکست یک شرکت در کسب و کار به دلیل اثرگذاری آن بر سود-آوری شرکت دارا می‌باشد. یافته‌های او نشان داد که رابطه منفی بین سودآوری شرکت (سود عملیاتی ناخالص) و چرخه تبدیل نقد وجود دارد.

سامیلوگ و دیمیرنس^۸ (۲۰۰۸) به بررسی تأثیر مدیریت سرمایه در گردش بر سودآوری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس سهام استانبول در دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۹۸ پرداختند. با استفاده از الگوی رگرسیون چندگانه، نتایج حاکی از آن بود که دوره وصول مطالبات، دوره گردش موجودی‌ها و اهرم مالی به طور منفی سودآوری را تحت تأثیر قرار می‌دهند. علاوه بر آن، رشد فروش به طور مثبت و معناداری سودآوری را تحت تأثیر قرار می‌دهد. با وجود این، چرخه تبدیل وجه نقد، اندازه شرکت و دارایی‌های مالی ثابت، تأثیر معناداری بر سودآوری شرکت‌ها ندارد.

معروفی (۱۳۹۲) به بررسی سرمایه در گردش و محدودیت‌های مالی بر عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته است. این پژوهش به بررسی نحوه تأثیر سطح سرمایه در گردش بر عملکرد اقتصادی شرکت و اثر محدودیت‌های مالی بر سطح بهینه سرمایه در گردش می‌پردازد. بدین منظور نمونه‌ای مشتمل بر ۹۵ شرکت از شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران در یک دوره ده ساله مورد مطالعه قرار گرفتند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که در سطح معناداری ۱۰ درصد، ارتباط معناداری میان سطح سرمایه در گردش و عملکرد اقتصادی شرکت‌ها به شکل یک سهمی معکوس وجود دارد. بنابراین، وجود سطح بهینه‌ای از سرمایه در گردش که در آن عملکرد اقتصادی بهینه می‌شود در سطح اطمینان ۹۰٪ تأیید می‌شود. همچنین نتایج تحقیق حاکی از آن است که وجود محدودیت‌های مالی اثر معناداری بر روی این سطح بهینه دارد.

بنی‌مهد و فراهانی (۱۳۸۹)، در پژوهشی به بررسی رابطه بین ساختار سرمایه و توان رقابتی شرکت‌ها، در ۳۶ شرکت از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. دوره زمانی این پژوهش از سال ۱۳۸۰ الی ۱۳۸۶ است. نتایج نشان داد که توان رقابتی و ساختار سرمایه دارای رابطه مثبتی با یکدیگر می‌باشد. نسبت سودآوری با ساختار سرمایه دارای رابطه منفی، اما رشد فروش و اندازه شرکت با ساختار رابطه مثبت دارد. همچنین اندازه شرکت و رشد فروش دارای رابطه مثبت با توان رقابتی است. **تهرانی و باجلان (۱۳۸۸)** در پژوهشی دریافته‌اند که طول چرخه تبدیل وجه نقد شرکت، با عملکرد مالی آن رابطه معکوس دارد. بنابراین، با توجه به اینکه چرخه وجه نقد جزء حیاتی مدیریت سرمایه در گردش است، می‌توان گفت که چگونگی مدیریت سرمایه در گردش، یکی از عوامل اصلی تعیین کننده عملکرد مالی شرکت است. همچنین، بازده دارایی‌ها و نرخ رشد مداوم که خود متأثر از دو

معیار بازده حقوق صاحبان سهام و نسبت تقسیم سود است، با عملکرد مالی شرکت رابطه مستقیم دارد.

مدیریت سرمایه در گردش کارا شامل برنامه ریزی و کنترل دارایی‌ها و بدهی‌های جاری به گونه‌ای است که ریسک ناتوانی در برآورده کردن تعهدات کوتاه مدت از یک طرف و اجتناب از سرمایه‌گذاری بیش از حد در این دارایی‌ها را از طرف دیگر کاهش دهد. در این پژوهش تأثیر مدیریت سرمایه در گردش و انعطاف پذیری بر توان رقابتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بررسی شده است.

فرضیه‌های پژوهش

- سؤال اصلی پژوهش این است که آیا سرمایه در گردش و انعطاف پذیری بر توان رقابتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تأثیر گذارند؟
- برای بررسی این سؤال فرضیه‌هایی به صورت زیر مطرح شده است:
- فرضیه ۱: بین مازاد دوره گردش دارایی‌های جاری شرکت نسبت به صنعت و مازاد رشد فروش شرکت نسبت به صنعت، ارتباط معناداری وجود دارد.
- فرضیه ۲: بین مازاد دوره گردش موجودی‌های کالای شرکت نسبت به صنعت و مازاد رشد فروش شرکت نسبت به صنعت ارتباط معناداری وجود دارد.
- فرضیه ۳: بین مازاد دوره وصول حساب‌های دریافتی شرکت نسبت به صنعت و مازاد رشد فروش شرکت نسبت به صنعت ارتباط معناداری وجود دارد.
- فرضیه ۴: بین مازاد دوره پرداخت حساب‌های پرداختی شرکت نسبت به صنعت و مازاد رشد فروش شرکت نسبت به صنعت ارتباط معناداری وجود دارد.
- فرضیه ۵: بین مازاد دوره چرخه تبدیل وجه نقد شرکت نسبت به صنعت و مازاد رشد فروش شرکت نسبت به صنعت ارتباط معناداری وجود دارد.

فرضیه ۶: بین مازاد نسبت جاری شرکت نسبت به صنعت و مازاد رشد فروش شرکت نسبت به صنعت ارتباط معناداری وجود دارد.

فرضیه ۷: بین مازاد نسبت آنی شرکت نسبت به صنعت و مازاد رشد فروش شرکت نسبت به صنعت ارتباط معناداری وجود دارد.

روش پژوهش

تجزیه و تحلیل در دو بخش آمار توصیفی و استنباطی انجام می‌شود. در بخش آمار توصیفی از شاخص‌های مرکزی، میانگین، میانه و شاخص‌های پراکندگی انحراف معیار استفاده خواهد شد و در بخش آمار استنباطی از تحلیل رگرسیون استفاده می‌شود. به منظور برآزش رگرسیون ابتدا شروط اساسی الگوی رگرسیون خطی شامل نرمال بودن توزیع متغیر وابسته، عدم ناهمسانی واریانس، عدم هم خطی و عدم خود همبستگی مورد بررسی قرار خواهد گرفت. سپس برای بررسی تأثیر متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته از آزمون t استفاده خواهد شد. هم چنین، جهت تشخیص تفاوت بین اثرگذاری متغیرهای مستقل و انتخاب بهترین آن‌ها از آزمون GMM^۱ یا رویکرد گشتاورهای تعمیم یافته (معناداری الگو) استفاده خواهد شد.

قبل از تجزیه و تحلیل داده‌ها لازم است از پایایی سری داده‌ها در طول دوره مورد بررسی اطمینان حاصل شود. برای بررسی پایایی داده‌های تحقیق از آزمون‌های ریشه واحد پسران و همکاران، دیکی فولر تعمیم یافته (نوع فشر) و آزمون فیلیپس و پرون (نوع فشر) استفاده شده است. برای تجزیه و تحلیل داده‌های تحقیق و برآورد الگوها، از رویکرد گشتاورهای تعمیم یافته با استفاده از داده‌های ترکیبی استفاده شده است. هنگامی که در الگو داده‌های تلفیقی، متغیر وابسته به صورت وقفه در ردیف متغیرهای مستقل ظاهر شود، دیگر برآوردهای OLS سازگار نیست (هشیانو^۱ ۱۹۸۶، آرانو و بوند^{۱۱} ۱۹۹۱). مشکلی که در تخمین الگوهای این پژوهش با آن روبرو می‌شویم این است که وقفه متغیر وابسته در سمت راست با تأثیرات مقطعی

ویژه هر شرکت ارتباط دارد. این مشکل سبب می‌گردد تخمین الگو با استفاده از روش اثرات ثابت یا اثرات تصادفی، تورش دار و ناسازگار شود.

با توجه به ماهیت الگو در این تحقیق که متغیر با وقفه سمت راست معادله وجود دارد، به منظور تخمین معادله از الگو تلفیقی پویا استفاده می‌کنیم. یکی از منافع و کاربردهای داده‌های تلفیقی درک بهتر پویایی‌ها توسط محقق است. روابط پویا با حضور متغیرهای وابسته وقفه‌دار در میان متغیرهای توضیحی الگوسازی می‌شود. بنابراین، باید به روش‌های برآورد دو مرحله‌ای SLS (اندرسون و هشیانو^{۱۲}) یا روش گشتاورهای تعمیم‌یافته GMM آرانو و بوند (۱۹۹۱) متوسل شد. به گفته ماتياس و سوستر^{۱۳}، برآورد SLS ممکن است به دلیل مشکل در انتخاب ابزارها، واریانس‌های بزرگ برای ضرایب به دست دهد و برآوردها از لحاظ آماری معنادار نباشد و بنابراین روش GMM توسط آرانو و بوند (۱۹۹۱) برای حل این مشکل پیشنهاد شده است. در این روش برای رفع همبستگی متغیر وابسته با وقفه و جمله خطا، وقفه متغیرها به عنوان ابزار در تخمین زنده GMM به کار می‌رود. همچنین سازگاری تخمین‌زنده‌های GMM بستگی به معتبر بودن ابزارهای به کار رفته دارد. برای آزمون این موضوع از آماره پیشنهاد شده توسط آرانو و بوند^{۱۴} (۱۹۹۵) استفاده می‌کنیم. این آزمون، که سارگان^{۱۵} نام دارد اعتبار کل ابزارهای به کار رفته را می‌سنجد. در این آزمون فرضیه صفرحاکمی از عدم همبستگی ابزارها با اجزاء اخلاص می‌باشد.

الگوی آزمون فرضیه‌ها

به منظور آزمون فرضیه‌های اول تا هفتم پژوهش به ترتیب از الگوهای (۱) تا (۷) استفاده شده که برگرفته از الگوی سونگ و همکاران (۲۰۱۲) می‌باشد. الگوها عبارتند از:

$$\Delta \text{Salesgrowh} = \alpha_1 \Delta \text{Lturnover} + \alpha_2 \Delta \text{Size} + \beta \Delta \text{SE} + \gamma \Delta \text{Salesgrowh}(-1) + \varepsilon \quad (1)$$

$$\Delta \text{Salesgrowh} = \alpha_1 \Delta \text{Itturnover} + \alpha_2 \Delta \text{Size} + \beta \Delta \text{SE} + \gamma \Delta \text{Salesgrowh}(-1) + \varepsilon \quad (2)$$

$$\Delta \text{Salesgrowth} = \alpha_1 \Delta \text{ARturnover} + \alpha_2 \Delta \text{Size} + \beta \Delta \text{SE} + \gamma \Delta \text{Salesgrowth}(-1) + \varepsilon \quad (۳)$$

$$\Delta \text{Salesgrowth} = \alpha_1 \Delta \text{APturnover} + \alpha_2 \Delta \text{Size} + \beta \Delta \text{SE} + \gamma \Delta \text{Salesgrowth}(-1) + \varepsilon \quad (۴)$$

$$\Delta \text{Salesgrowth} = \alpha_1 \Delta \text{CCC} + \alpha_2 \Delta \text{Size} + \beta \Delta \text{SE} + \gamma \Delta \text{Salesgrowth}(-1) + \varepsilon \quad (۵)$$

$$\Delta \text{Salesgrowth} = \alpha_1 \Delta \text{Liquidity} + \alpha_2 \Delta \text{Size} + \beta \Delta \text{SE} + \gamma \Delta \text{Salesgrowth}(-1) + \varepsilon \quad (۶)$$

$$\Delta \text{Salesgrowth} = \alpha_1 \Delta \text{Quick} + \alpha_2 \Delta \text{Size} + \beta \Delta \text{SE} + \gamma \Delta \text{Salesgrowth}(-1) + \varepsilon \quad (۷)$$

که در آن؛ $\Delta \text{Salesgrowth}$ ، مازاد رشد فروش شرکت نسبت به رشد فروش صنعت و به عنوان متغیر وابسته می‌باشد. همچنین متغیرهای مستقل شامل $\Delta \text{Lturnover}$ ، مازاد دوره گردش دارایی‌های جاری شرکت نسبت به دوره گردش دارایی‌های جاری صنعت؛ $\Delta \text{Iturnover}$ ، مازاد دوره گردش موجودی‌های کالای شرکت نسبت به دوره گردش موجودی‌های کالای صنعت؛ $\Delta \text{ARturnover}$ ، مازاد دوره وصول حساب‌های دریافتی شرکت نسبت به دوره وصول حساب‌های دریافتی صنعت؛ $\Delta \text{APturnover}$ ، مازاد دوره پرداخت حساب‌های پرداختی شرکت نسبت به دوره پرداخت حساب‌های پرداختی صنعت؛ ΔCCC ، مازاد دوره چرخه تبدیل وجه نقد شرکت نسبت به دوره چرخه تبدیل وجه نقد صنعت؛ $\Delta \text{Liquidity}$ ، مازاد نسبت جاری شرکت نسبت به نسبت جاری صنعت؛ و ΔQuick ، مازاد نسبت آنی شرکت نسبت به نسبت آنی صنعت است. همچنین متغیرهای کنترلی نیز شامل ΔSize ، مازاد اندازه شرکت نسبت به اندازه صنعت؛ ΔSE ، مازاد نسبت بهای تمام شده شرکت نسبت به بهای تمام شده صنعت؛ و $\Delta \text{Salesgrowth}(-1)$ ، مازاد رشد فروش سال قبل شرکت نسبت به رشد فروش سال قبل صنعت است.

جامعه آماری نمونه آماری و دلایل انتخاب

جامعه آماری این تحقیق، کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران از ۱۳۸۱ تا پایان سال ۱۳۹۱ می باشد (۴۵۷ شرکت، ۳۲۴۸ سال-شرکت). برای تعیین نمونه آماری به روش حذف سامان‌مند، شروط زیر اعمال شده است:

۱. ابتدا شرکت‌هایی که پایان سال مالی آن‌ها ۲۹ یا ۳۰ اسفند ماه نیست حذف شده است (۱۰۳ شرکت، ۱۵۱ سال-شرکت).
 ۲. سپس بانک‌ها و مؤسسات مالی و شرکت‌های سرمایه گذاری مالی (به دلیل ماهیت متفاوت فعالیت آن‌ها از سایر واحدهای تجاری) حذف شده اند (۱۳ شرکت، ۹۵ سال-شرکت).
 ۳. در پایان مشاهدات پرت (صدک اول و صدک ۹۹ تمام مشاهدات) و نیز شرکت‌های که کمتر از ۲ سال داده داشتند حذف شده اند (۸۴ شرکت، ۵۲۸ سال-شرکت).
- با اعمال شرایط فوق تعداد ۲۵۷ شرکت (معادل ۲۴۷۴ سال-شرکت) به منظور برآورد الگوها و آزمون فرضیه‌های پژوهش انتخاب شده‌اند.

تجزیه و تحلیل یافته‌ها

نتایج آمار توصیفی

آماره‌های توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش در جدول شماره ۱ ارائه شده‌اند. آماره‌های مذکور شمایی کلی از وضعیت توزیع داده‌های پژوهش ارائه می نمایند. نتایج ارائه شده نشان می‌دهد که مازاد فروش بیانگر توان رقابتی شرکت‌ها در بازار می‌باشد. میانگین ۰/۰۲۴ آن بر رشد فروش شرکت‌ها نسبت به فروش صنعت دلالت می‌کند؛ هر چند که این میزان رشد چشمگیر نمی‌باشد. انحراف معیار کمتر از یک آن نیز تاحدودی یکنواختی پراکندگی را بیان می‌کند. کاهش دوره گردش دارایی‌های جاری با افزایش میزان تولید یا فروش، توان رقابت-پذیری شرکت را بیشتر می‌کند. اما همان‌طور که در نتایج مشاهده می‌شود

به طور متوسط گردش دارایی جاری ۰/۰۴۰ افزایش و رشد نسبت به صنعت داشته است که این موضوع می‌تواند بر نتایج فرضیه‌ها اثرگذار باشد.

به طور متوسط مازاد گردش موجودی کالا ۰/۱۴۱- روز می‌باشد. بدین معنا که مدت زمان نگهداری موجودی کالا نسبت به صنعت کاهش یافته است. سطح بهینه‌ای از موجودی کالا تأثیر مستقیمی بر روی سودآوری خواهد گذاشت چراکه هدف آن کاهش هزینه‌ها و افزایش سود می‌باشد. متوسط کاهش آن می‌تواند با مازاد فروش رابطه مستقیمی داشته باشد. کاهش متوسط ۷/۳۵۹- دوره وصول حساب‌های دریافتی نشان دهنده بهبود عملکرد شرکت و بالا رفتن میزان نقدینگی و انعطاف پذیری مالی است. البته با توجه به نتایج پژوهش، میزان پراکندگی این متغیر قابل ملاحظه می‌باشد. مازاد دوره پرداخت بستانکاران به طور متوسط ۰/۹۱۷- است. این شاخص نشان‌دهنده کاهش میانگین زمانی است که سازمان بدهی‌هایش را نسبت به صنعت با عرضه کنندگان خود تصفیه می‌کند. کاهش دوره پرداخت به اعتباردهندگان می‌تواند تأثیر مطلوبی بر توان رقابتی شرکت داشته باشد. با توجه به مقدار حداکثر و حداقل این متغیر دامنه تغییرات زیاد است.

متغیر مازاد تبدیل وجه نقد بیشترین پراکندگی و انحراف معیار را نشان می‌دهد. با وجود این میانه و میانگین منفی آن نشان‌دهنده کاهش چرخه تبدیل می‌باشد. هر چه دوره چرخه تبدیل وجه نقد کوتاه‌تر باشد بدین معنی است که شرکت می‌تواند از نقدینگی خود به بهترین وجه استفاده نماید و بهره‌وری و توان مالی شرکت را بالا ببرد. میانه ۱۲/۵۷۲- و میانگین ۱/۹۶۱- آن نشان می‌دهد که بیش از نیمی از شرکت‌های مورد بررسی با کاهش چرخه تبدیل وجه نقد و احتمالاً بهبود توان رقابتی همراه هستند. متوسط مازاد نسبت جاری ۰/۰۲۲- بیانگر کاهش این نسبت و افزایش بدهی‌های جاری یا کاهش دارایی‌های جاری است. هر چه میزان نسبت جاری در شرکت بالاتر باشد نشان دهنده قدرت شرکت در انعطاف پذیری مالی در برابر بازپرداخت

بدهی‌ها می‌باشد. اما میانه و میانگین منفی بیانگر کاهش توان انعطاف پذیری مالی و توان رقابتی می‌باشد. متوسط نسبت آنی نیز با تفاوت اندکی در مقایسه با نسبت جاری نشان دهنده کاهش توان انعطاف پذیری و رقابت پذیری شرکت می‌باشد.

حداکثر مازاد اندازه شرکت ۴/۲۷۱ و حداقل آن ۳- می‌باشد. میانگین و میانه آن نیز ۰/۰۲۵- و ۰/۰۹۴- است. به عبارتی اندازه بیش از نیمی از شرکت‌ها با کاهش روبه رو هستند. حال آن‌که شرکت‌های کوچک دارای نسبت‌های اهرامی کمتری، نه به خاطر تأمین مالی مالکانه بلکه به دلیل انعطاف‌پذیری مالی هستند. میانگین مازاد بهای تمام شده صفر می‌باشد، یعنی تغییری در بهای تمام شده شرکت‌های مورد بررسی قرار نگرفته است. همان‌طور که مشاهده می‌شود پراکندگی این متغیر نیز بسیار کم می‌باشد. این تغییرات صفر می‌تواند به نوعی با تغییرات اندک (۰/۰۲۴) فروش رابطه داشته باشد. میزان پراکندگی مشاهدات هر یک از متغیرهای پژوهش نیز در ستون آخر جدول شماره ۱ ارائه شده است.

جدول شماره ۱. آماره‌های توصیفی پژوهش

متغیرها	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
ΔSALESGROWH	۰/۰۲۴	-۰/۰۵۳	۷/۳۷۵	-۱/۱۷۴	۰/۵۲۰
ΔLTURNOVER	۰/۰۴۰	-۰/۰۵۲	۳/۴۶۵	-۱/۴۶۷	۰/۶۰۳
ΔITURNOVER	-۰/۱۴۱	-۰/۴۵۴	۲۷/۴۴۰	-۶/۳۴۲	۲/۵۸۷
ΔARTURNOVER	-۷/۳۵۹	-۲۲/۲۱۹	۷۸۰/۸۴۶	-۱۶۵/۶۹۶	۷۶/۵۳۴
ΔAPTURNOVER	-۰/۹۱۷	-۱۷/۲۷۹	۶۲۳/۱۷۹	-۸۲/۹۳۶	۶۰/۹۵۳
ΔCCC	-۱/۹۶۱	-۱۲/۵۷۲	۹۷۲/۱۲۵	-۳۵۳/۱۵۰	۱۳۹/۰۳۱
ΔLIQIDITY	-۰/۰۲۲	-۰/۰۸۶	۳/۳۷۴	-۰/۹۴۱	۰/۴۸۴
ΔQICK	-۰/۰۲۹	-۰/۰۷۴	۲/۷۵۸	-۰/۷۷۷	۰/۳۶۵
ΔSIZE	-۰/۰۲۵	-۰/۰۹۴	۴/۲۷۱	-۳/۰۰۴	۱/۳۱۹
ΔSE	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۸	۰/۳۸۳	-۰/۱۱۶	۰/۰۴۷

نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

به منظور آزمون فرضیه اول پژوهش، الگوی شماره ۱ برآورد شده و نتایج آن در جدول شماره ۲ ارائه شده است. نتایج ارائه شده در جدول شماره ۲ نشان می‌دهد که ضریب متغیرهای مازاد گردش دارایی‌های جاری (۱/۹۷۴) و مازاد اندازه شرکت (۱/۴۰۸) در سطح معناداری ۱٪، مازاد رشد فروش دوره قبل (-۰/۰۹۴) در سطح معناداری ۵٪ و مازاد نسبت بهای تمام شده (۴/۳۱۵) در سطح معناداری ۱۰٪ معنادار است. معناداری آماره والد (۶/۴۶۱) در سطح ۱٪ بیانگر معناداری کلی الگو پژوهش است. عدم معناداری آماره سارگان (۱۶/۹۷۳) نیز دلالت بر معتبر بودن فرض تخمین (مستقل بودن رگرورها از جمله اخلاص) و معتبر بودن ماتریس ابزارها دارد. بنابراین، برای آزمون فرضیه پژوهش، می‌توان به نتایج برآورد شده اتکا کرد. مثبت و معنادار بودن ضریب متغیر مازاد گردش دارایی‌های جاری (۱/۹۷۴)، نشان می‌دهد که بین مازاد دوره گردش دارایی‌های جاری شرکت نسبت به صنعت و مازاد رشد فروش شرکت نسبت به صنعت، ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد، لذا فرضیه اول پژوهش رد نمی‌شود.

جدول شماره ۲. نتایج آزمون فرضیه اول

متغیر	ضریب متغیر	آماره t	سطح معناداری
Δ TURNOVER	۱/۹۷۴	۵/۷۱۸	۰/۰۰۰
Δ SIZE	۱/۴۰۸	۴/۷۱۱	۰/۰۰۰
Δ SE	۴/۳۱۵	۱/۷۰۰	۰/۰۸۹
Δ SALESGROWH(-1)	-۰/۰۹۴	-۱/۹۸۹	۰/۰۴۶
آماره والد (سطح معناداری)	۶/۴۶۱ (۰/۰۰۰)		
آماره سارگان (سطح معناداری)	۱۶/۹۷۳ (۰/۸۱۰)		

نتایج آزمون فرضیه دوم

به منظور آزمون فرضیه دوم پژوهش، الگوی شماره ۲ برآورد شده و نتایج آن در جدول شماره ۳ ارائه شده است.

نتایج ارائه شده نشان می‌دهد که تنها ضریب متغیر مازاد اندازه شرکت (۰/۸۳۲) در سطح ۵٪ معنادار است و سایر ضرایب الگو معنادار نیستند. با این حال، معناداری آماره والد (۱/۶۰۴) در سطح ۱۰٪ بیانگر معناداری کلی الگوی پژوهش است و عدم معناداری آماره سارگان (۲۳/۴۱۹) نیز دلالت بر معتبر بودن فروض تخمین و معتبر بودن ماتریس ابزارها دارد. برای آزمون فرضیه پژوهش، می‌توان به نتایج برآورد شده اتکا نمود. عدم معناداری ضریب متغیر مازاد گردش موجودی‌های کالا (۰/۰۵۱-)، نشان می‌دهد که بین مازاد دوره گردش موجودی‌های کالای شرکت نسبت به صنعت و مازاد رشد فروش شرکت نسبت به صنعت ارتباط معناداری وجود ندارد. بنابراین، فرضیه دوم پژوهش رد می‌گردد.

جدول شماره ۳. نتایج آزمون فرضیه دوم

متغیر	ضریب متغیر	آماره t	سطح معناداری
Δ TURNOVER	-۰/۰۵۱	-۱/۰۳۴	۰/۳۰۱
Δ SIZE	۰/۸۳۲	۱/۹۶۴	۰/۰۴۹
Δ SE	-۳/۰۶۱	-۰/۳۹۹	۰/۶۸۹
Δ SALESGROWH(-1)	۰/۰۲۲	-۰/۵۳۰	۰/۵۹۶
	۱/۶۰۴ (۰/۰۹۲)		آماره والد (سطح معناداری)
	۲۳/۴۱۹ (۰/۴۴۲)		آماره سارگان (سطح معناداری)

نتایج آزمون فرضیه سوم

به منظور آزمون فرضیه سوم پژوهش، الگوی شماره ۳ با رویکرد گشتاورهای تعمیم یافته برآورد شده و نتایج آن در جدول شماره ۴ ارائه شده است.

نتایج ارائه شده نشان می‌دهد که تنها ضریب متغیر مازاد دوره وصول حساب‌های دریافتی (۰/۰۰۹-) در سطح ۵٪ معنادار است و سایر ضرایب الگو معنادار نیستند. با وجود این، معناداری آماره والد (۶/۱۴۶) در سطح ۱٪ بیانگر معناداری کلی الگوی پژوهش است و عدم معناداری آماره سارگان (۲۷/۷۰۸) نیز دلالت بر معتبر بودن فروض تخمین دارد. بنابراین، برای آزمون فرضیه پژوهش، می‌توان به نتایج برآورد شده اتکا نمود. منفی و معنادار بودن ضریب متغیر مازاد دوره وصول حساب‌های دریافتی (۰/۰۰۹-)، نشان می‌دهد که بین مازاد دوره وصول حساب‌های دریافتی شرکت نسبت به صنعت و مازاد رشد فروش شرکت نسبت به صنعت ارتباط منفی و معناداری وجود دارد. بنابراین، فرضیه سوم پژوهش تأیید می‌شود.

جدول شماره ۴. نتایج آزمون فرضیه سوم

متغیر	ضریب متغیر	آماره t	سطح معناداری
Δ ARTURNOVER	-۰/۰۰۹	-۲/۱۸۶	۰/۰۲۹
Δ SIZE	۰/۲۴۲	۱/۰۲۸	۰/۳۰۴
Δ SE	-۰/۷۲۱	-۰/۱۶۴	۰/۸۶۹
Δ SALESGROWH(-1)	-۰/۰۲۸	-۰/۷۱۵	۰/۴۷۴
آماره والد (سطح معناداری)	۶/۱۴۶ (۰/۰۰۰)		
آماره سارگان (سطح معناداری)	۲۷/۷۰۸ (۰/۲۳۳)		

نتایج آزمون فرضیه چهارم

برای آزمون فرضیه چهارم پژوهش از الگوی شماره ۴ استفاده شده و نتایج آن در جدول شماره ۵ ارائه شده است. نتایج ارائه شده در جدول شماره ۵ نشان می‌دهد که ضریب متغیرهای مازاد دوره بازپرداخت حساب‌های پرداختی (۰/۰۰۵-) در سطح ۵٪ و ضریب متغیر مازاد اندازه شرکت (۱/۰۲۴) در سطح ۱٪ معنادارند و سایر ضرایب الگو معنادار نمی‌باشند. معناداری آماره والد (۳/۹۶۵) در سطح ۱٪ بیانگر معناداری کلی الگوی پژوهش است و عدم معناداری آماره سارگان (۱۶/۶۶۳) نیز دلالت بر معتبر بودن فروض تخمین دارد. بنابراین، برای آزمون فرضیه

پژوهش، می‌توان به نتایج برآورد شده اتکا نمود. منفی و معنادار بودن ضریب مازاد دوره بازپرداخت حساب‌های پرداختی (۰/۰۰۵-)، نشان می‌دهد که بین مازاد دوره بازپرداخت حساب‌های پرداختی شرکت نسبت به صنعت و مازاد رشد فروش شرکت نسبت به صنعت ارتباط منفی و معناداری وجود دارد. بنابراین، فرضیه چهارم پژوهش نیز تأیید می‌شود.

جدول شماره ۵. نتایج آزمون فرضیه چهارم

متغیر	ضریب متغیر	آماره t	سطح معناداری
Δ APTURNOVER	-۰/۰۰۵	-۲/۳۹۶	۰/۰۱۶
Δ SIZE	۱/۰۲۴	۰/۴۶۶	۰/۰۰۱
Δ SE	-۲/۶۰۹	-۰/۵۳۶	۰/۵۹۱
Δ SALESGROWH(-1)	-۰/۰۴۹	-۱/۴۷۹	۰/۱۳۹
آماره والد (سطح معناداری)	۳/۹۶۵ (۰/۰۰۰)		
آماره سارگان (سطح معناداری)	۱۶/۶۶۳ (۰/۸۳۷)		

نتایج آزمون فرضیه پنجم

فرضیه پنجم پژوهش با استفاده از الگوی شماره ۵ آزمون شده و نتایج آن در جدول شماره ۶ ارائه شده است. نتایج ارائه شده در جدول شماره ۶ نشان می‌دهد که ضریب متغیر مازاد دوره تبدیل وجوه نقد (۰/۰۰۹-) در سطح ۱٪ و ضریب متغیرهای مازاد اندازه شرکت (۰/۵۰۲) و مازاد رشد فروش دوره قبل (۰/۰۹۵-) در سطح ۵٪ معنادار می‌باشد. معناداری آماره والد (۵/۷۴۵) در سطح ۱٪ بیانگر معناداری کلی الگوی پژوهش است و عدم معناداری آماره سارگان (۲۰/۴۵۴) نیز دلالت بر معتبر بودن فروض تخمین دارد. بنابراین، برای آزمون فرضیه پژوهش، می‌توان به نتایج برآورد شده اتکا نمود. منفی و معنادار بودن ضریب مازاد دوره تبدیل وجوه نقد (۰/۰۰۹-)، نشان می‌دهد که بین مازاد دوره چرخه تبدیل وجه نقد شرکت نسبت به صنعت و مازاد رشد فروش شرکت نسبت به صنعت ارتباط منفی و معناداری وجود دارد. لذا، فرضیه پنجم پژوهش تأیید می‌شود.

نتایج آزمون فرضیه ششم

برای آزمون فرضیه ششم از الگوی شماره ۶ استفاده شده است و نتایج آن در جدول شماره ۷ ارائه شده است.

نتایج ارائه شده نشان می‌دهد که تنها، ضریب متغیر مازاد اندازه شرکت (۰/۶۸۱) در سطح ۵٪ معنادار بوده و ضریب سایر متغیرهای الگو معنادار نیستند. با وجود این، معناداری آماره والد (۴/۴۵۸) در سطح ۱٪ بیانگر معناداری کلی الگوی پژوهش است و عدم معناداری آماره سارگان (۳۰/۵۱۳) نیز دلالت بر معتبر بودن فروض تخمین دارد. بنابراین، برای آزمون فرضیه پژوهش، می‌توان به نتایج برآورد شده اتکا نمود. عدم معناداری ضریب مازاد نسبت جاری (۰/۳۰۴) نشان می‌دهد که بین مازاد نسبت جاری شرکت نسبت به صنعت و مازاد رشد فروش شرکت نسبت به صنعت ارتباط معناداری وجود ندارد، لذا، فرضیه ششم پژوهش پذیرفته نمی‌شود.

نتایج آزمون فرضیه هفتم

آخرین فرضیه پژوهش نیز با استفاده از الگوی شماره ۷ آزمون شده و نتایج آن در جدول شماره ۸ آورده شده است. نتایج ارائه شده در جدول شماره ۸ نشان می‌دهد که تنها، ضریب متغیر مازاد اندازه شرکت (۰/۷۵۳) در سطح ۱٪ معنادار بوده و ضریب سایر متغیرهای الگو، معنادار نیستند. با این حال، معناداری آماره والد (۴/۵۸۸) در سطح ۱٪ بیانگر معناداری کلی الگوی پژوهش است و عدم معناداری آماره سارگان (۲۷/۲۶۵) نیز دلالت بر معتبر بودن فروض تخمین دارد. بنابراین، برای آزمون فرضیه پژوهش، می‌توان به نتایج برآورد شده اتکا نمود. عدم معناداری ضریب مازاد نسبت آنی (۰/۱۷۲-) نشان می‌دهد که بین مازاد نسبت آنی شرکت نسبت به صنعت و مازاد رشد فروش شرکت نسبت به صنعت ارتباط معناداری وجود ندارد، لذا این فرضیه پژوهش نیز رد می‌شود.

جدول شماره ۶. نتایج آزمون فرضیه پنجم

متغیر	ضریب متغیر	آماره t	سطح معناداری
ΔCCC	-۰/۰۰۹	-۲/۹۸۶	۰/۰۰۳
$\Delta SIZE$	۰/۵۰۲	۲/۷۸۰	۰/۰۰۶
ΔSE	-۰/۴۰۱	-۰/۰۷۳	۰/۹۴۱
$\Delta SALES GROWTH(-1)$	-۰/۰۹۵	-۲/۳۷۱	۰/۰۱۷
آماره والد (سطح معناداری)	(۰/۰۰۰) ۵/۷۴۵		
آماره سارگان (سطح معناداری)	(۰/۶۱۴) ۲۰/۴۵۴		

جدول شماره ۷. نتایج آزمون فرضیه ششم

متغیر	ضریب متغیر	آماره t	سطح معناداری
$\Delta LIQUIDITY$	۰/۳۰۴	۱/۲۷۸	۰/۲۰۱
$\Delta SIZE$	۰/۶۸۱	۲/۳۲۴	۰/۰۲۰
ΔSE	-۶/۷۲۲	-۱/۶۶۹	۰/۰۹۵
$\Delta SALES GROWTH(-1)$	-۰/۰۴۵	-۱/۲۲۶	۰/۲۲۰
آماره والد (سطح معناداری)	(۰/۰۰۰) ۴/۴۵۸		
آماره سارگان (سطح معناداری)	(۰/۱۴۲) ۳۰/۵۱۳		

جدول شماره ۸. نتایج آزمون فرضیه هفتم

متغیر	ضریب متغیر	آماره t	سطح معناداری
$\Delta QICK$	-۰/۱۷۲	-۰/۵۶۸	۰/۵۷۰
$\Delta SIZE$	۰/۷۵۳	۳/۰۰۶	۰/۰۰۳
ΔSE	-۵/۹۳۸	-۱/۶۰۹	۰/۱۰۸
$\Delta SALES GROWTH(-1)$	-۰/۰۲۸	-۰/۷۳۴	۰/۴۶۳
آماره والد (سطح معناداری)	(۰/۰۰۰) ۴/۵۸۸		
آماره سارگان (سطح معناداری)	(۰/۲۴۳) ۲۷/۲۶۵		

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که دوره گردش دارایی‌های جاری با توان رقابتی رابطه مثبت و معناداری دارد و دوره گردش وصول حساب‌های دریافتی، دوره گردش حساب‌های پرداختی و دوره چرخه تبدیل وجه نقد با توان رقابتی رابطه منفی و معناداری دارد. همچنین، بین دوره گردش موجودی کالا، نسبت جاری و نسبت آنی با توان رقابتی شرکت ارتباط معناداری وجود ندارد. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که مدیریت سرمایه در گردش به طور گسترده‌ای بر توان رقابتی بازار و بهره‌وری عملیاتی تأثیرگذار است. توانایی سرمایه در گردش تأثیر مثبتی بر توان رقابتی در بازار محصولات دارد. ولی با کاهش توانایی سرمایه در گردش به سطح مشخصی، این تأثیرگذاری ضعیف خواهد شد. همچنین به طور کلی، نقدتر بودن سرمایه در گردش تأثیر منفی بر عملکرد رقابتی در بازار می‌گذارد.

بر مبنای نتایج به دست آمده از آزمون فرضیه‌های پژوهش، می‌توان پیشنهادهایی ارائه نمود. با توجه به نتایج این تحقیق به مدیران مالی شرکت‌ها توصیه می‌گردد که در راستای مدیریت سرمایه در گردش بهینه، به مزایا و معایب ناشی از کوتاه نمودن چرخه تبدیل وجه نقد توجه نمایند، زیرا کاهش بیش از اندازه چرخه تبدیل نقدی به دلیل آنکه ممکن است شرکت را با مشکل عدم توانایی بازپرداخت به موقع بدهی‌هایش در سررسید مواجه نماید، می‌تواند سبب افزایش احتمال ورشکستگی و کاهش رتبه اعتباری شرکت شده و باعث افزایش احتمال ریزش قیمت سهام گردد. همچنین با توجه به نتایج پژوهش به مدیران توصیه می‌شود عواملی را که بر روی سرمایه در گردش سازمان تأثیر می‌گذارد (از جمله گردش دارایی‌های جاری، دوره وصول مطالبات، دوره بازپرداخت بدهی‌ها، دوره تبدیل وجه نقد)، به خوبی شناسایی و مورد استفاده قرار دهند، چراکه می‌تواند در انعطاف‌پذیری مالی و توان رقابتی سازمان مفید واقع شود و این امر موجب افزایش سودآوری و نقدینگی بهینه سازمان می‌گردد.

مدیران می‌توانند با کاهش دوره گردش دارایی‌های جاری تا حد امکان باعث ایجاد توان رقابت‌پذیری برای شرکت شوند و این امر با مدیریت صحیح وجوه نقد حساب‌های دریافتی، موجودی‌ها و اداره مطلوب وصولی‌ها، محقق خواهد گردید. مدیران می‌توانند با اعطای امتیازات به مشتریان باعث تحریک فروش گردند، چراکه به مشتریان این اجازه را می‌دهد که کیفیت محصول را قبل از پرداخت ارزیابی نمایند. در نتیجه با توجه به سرمایه‌گذاری‌های مهم در حساب‌های دریافتی به وسیله بسیاری از شرکت‌های بزرگ، مدیریت اعتبارات می‌تواند تأثیر مهمی بر روی سودآوری شرکت و در نتیجه توان رقابتی آن داشته باشد. شرکت‌ها باید با استفاده از ابزارهای کنترل سرمایه در گردش، مدت زمان وصول مطالبات و پرداخت حساب‌های پرداختی، چرخه نقدینگی را کنترل و از این طریق اثرات مثبت بر روی شاخص‌های انعطاف‌پذیری مالی توان رقابتی را برای شرکت به ارمغان آورند.

با توجه به تأثیر عوامل سرمایه در گردش بر انعطاف‌پذیری مالی شرکت‌ها، به دولت توصیه می‌شود با سیاست‌های تشویقی مناسب شرکت‌ها را به اتخاذ رویه‌های مناسب سرمایه در گردش هدایت نماید تا به بهره‌وری ملی و افزایش توان رقابتی شرکت‌ها کمک کند. به سازمان بورس اوراق بهادار تهران توصیه می‌شود تا با برگزاری برنامه‌های آموزشی مناسب، شرکت‌ها را به شناسایی عوامل مؤثر بر انعطاف‌پذیری مالی توان رقابتی و به کارگیری الگوی مناسب جهت مدیریت سرمایه در گردش هدایت نماید. به اعتباردهندگان، سرمایه‌گذاران بالفعل و بالقوه پیشنهاد می‌شود که در راستای ارزش‌گذاری توان رقابتی شرکت‌ها و اخذ تصمیم‌های سرمایه‌گذاری و اعتباردهی به عوامل سرمایه در گردش (بازپرداخت بدهی‌ها، دوره وصول مطالبات، چرخه تبدیل وجه نقد) و اندازه شرکت‌ها توجه نمایند.

همچنین می‌توان پیشنهادهای زیر را برای انجام پژوهش‌های آینده ارائه کرد:

۱. این پژوهش در سطح کل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام شده است. می‌توان با تفکیک شرکت‌ها بر اساس صنعت، نتایج را مجدداً بررسی کرد. همچنین برای شرکت‌های خارج از بورس اوراق بهادار تهران مفید به نظر می‌رسد.
۲. می‌توان جهت افزایش قابلیت اطمینان از نتایج پژوهش آن را در دوره‌های زمانی طولانی‌تری انجام داد.
۳. پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آینده به بررسی علل عدم توجه کافی به مدیریت سرمایه در گردش در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شود.
۴. پیشنهاد می‌شود که پژوهش‌های آتی بر روی اجزای مدیریت سرمایه در گردش خصوصاً مدیریت وجه نقد، اوراق قابل معامله در بازار، حساب‌های دریافتی و موجودی‌ها به صورت مستقل انجام گیرد.
۵. پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آینده به بررسی نقش مدیریت سرمایه در گردش در تداوم فعالیت واحد تجاری پرداخته شود.

یادداشت‌ها

1. Singh
2. Song, Liu and Chen
3. Lamberson
4. Deloof
5. DeAngelo
6. Duan and Shou
7. Huynh Phuong Dong
8. Samiloglu and Demirgunes
9. Generalized Method of Moments
10. Hsiao
11. Arrelani and Bond
12. Anderson and Hsiao
13. Matyas and Sevestre
14. Arellano and Bover
15. Sargan

References

- Arellano, M., and Bond, S. (1991). Some test of specification for panel data: monte carlo evidence and an application to employment equations, *Review of Economic Studies*, 58, 75-91.
- Arrelano, M., and Bover, O. (1995). Another look at the instrumental-variable estimation of error-components models , *Journal of Econometrics*, 68, 29-52.

- Anderson, T.W., and Hsiao, C. (1981). Estimation of dynamic models with error component, *Journal of the American Statistical Association*, 76, 598-606.
- Banimahd, B., and Farahanifard, M. (1389). The relationship between capital structure and competitiveness of companies listed on the stock exchange, *Journal of Financial Studies*, 6, 119-132 [In Persian].
- DeAngelo, H., and DeAngelo, L. (2007). Financial flexibility an capital structure policy evidence from pro-active leverage increases, *Krannert School of Management Purdue University*, 3, 279-300.
- Deloof, M. (2003). Does working capital management affects profitability of Belgian firms?, *Journal of Business Finance and Accounting*, 30, 573-587.
- Huynh Phuong Dong, and Jyh tay Su, (2010). The relationship between working capital management and profitability: A vietnam case international research, *Journal of Finance and Economics*, 49, 1450-1458.
- Hsiao, C. (1986). *Analysis of Panel Data*, Cambridge University press.
- Lamberson M. (1995). Changes in working capital of small firms in relation to changes in economic activity [J]. *Mid-American Journal of Business*, 10(2). 46-52.
- Liu Duan, Chen Shou, etc, (2011). The impact of enterprise working capital on product market competition effects. *Working Paper Series*, 12, 121-126.
- Matyas, L., and Sevestre, P. (1992). *The econometric analysis of panel data, handbook of theory and application*, dordrech, kluwer academic press.
- Marofi, A. (1392). The effect of working capital and financial constraints on the performance of listed companies in Tehran Stock Exchange, *Master Thesis*, Majid Azimi, Islamic Azad University Mobarakeh, Department of Accounting [In Persian].
- Samiloglu, F., and Demirgunes, K. (2008). The effects of working capital management on firm profitability: Evidence from Turkey, *The International Journal of Applied Economics and Finance*, 2(1), 72-81.
- Singh, J.P., and Pandey, S. (2008). Impact of working capital management in the profitability of hindalco industries limited [J]. *Journal of Financial Economics*, 6(4), 62-72.
- Tehrani, M., and Bajelan, G. (1388). A comparative study of the role of modern and traditional liquidity indicators in assessing the financial performance of companies listed in Tehran Stock Exchange, *Journal of Financial Accounting*, 1, 67-88 [In Persian].
- Zhen Song, Duan Liu, Shou Chen, (2012). A decision engineering method to identify the competitive effects of working capital: A neural network model, *Systems Engineering Procedia*, 5, 326 – 333.