

مجله پژوهش‌های حسابداری مالی

سال ۴، شماره ۱، شماره پیاپی (۱۱)، بهار ۱۳۹۱

تاریخ وصول: ۸۹/۷/۱۰

تاریخ پذیرش: ۸۹/۱۲/۱۵

صص ۸۸-۶۷

بررسی مقایسه‌ای نقش شاخص‌های نوین و سنتی نقدینگی در ارزیابی عملکرد مالی

شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

غلامحسین مهدوی^{۱*}، اصغر قربانی^{**}

دانشیار حسابداری دانشگاه شیراز و حسابدار رسمی

کارشناس ارشد حسابداری دانشگاه شیراز

چکیده

با تفکیک مدیریت از مالکیت و به دنبال آن، با پیدایش تئوری نمایندگی، ارزیابی عملکرد به عنوان یکی از مهمترین موضوع‌ها در حسابداری مطرح شده است. هدف این پژوهش، بررسی نقش هر دو گروه شاخص‌های نوین و سنتی نقدینگی در ارزیابی عملکرد مالی است. در راستای تحقق هدف‌های پژوهش، پانزده فرضیه تدوین شده است که معنادار بودن رابطه بین شاخص‌های نقدینگی و عملکرد مالی شرکت‌ها را مورد آزمون قرار می‌دهد. روش آماری مورد استفاده برای آزمون فرضیه‌های مطرح شده در این پژوهش، روش «داده‌های ترکیبی» است. نمونه آماری پژوهش شامل ۷۴ شرکت طی بازه زمانی یازده ساله ۱۳۷۸-۱۳۸۸ است. تجزیه و تحلیل فرضیه‌های پژوهش نشان می‌دهد که تمامی فرضیه‌های پژوهش، به جز فرضیه‌های مربوط به نسبت Q توبین تأیید شده است. بر اساس نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها، به‌طور کلی، شاخص‌های نوین نقدینگی در ارزیابی عملکرد مالی شرکت‌ها تصویر دقیق‌تری نسبت به شاخص‌های سنتی نقدینگی به استفاده‌کنندگان از اطلاعات مالی در جهت اخذ تصمیمات بهینه ارائه می‌دهند.

واژه‌های کلیدی: شاخص‌های نوین نقدینگی، شاخص فراگیر نقدینگی، شاخص دوره تبدیل وجه نقد، شاخص مانده نقدی خالص، عملکرد مالی

جهت تهیه فایل **WORD** این مقاله به سایت **DaneshResan.com** مراجعه نمایید و عنوان مقاله را جستجو کنید
بیش از ۲ میلیون مقاله فارسی در این سایت موجود میباشد

۱- مقدمه

صرف‌نظر از ترکیب آن نمایانگر توان پرداخت شرکت و بدهی‌های جاری نیز صرف‌نظر از ترکیب آن، نمایانگر نیازهای نقدی شرکت است. بر اساس همین دیدگاه، نسبت‌های جاری و آنی برای اندازه‌گیری وضعیت نقدینگی معرفی شده‌اند [۳۷، ۴۳، ۴۷، ۵۶]. مدت زمانی طولانی است که از این نسبت‌ها به عنوان شاخص‌هایی برای ارزیابی توان بدهی‌ها استفاده می‌شود. نواقص این شاخص‌ها، همواره مورد تأکید تحلیلگران و به خصوص بازار سرمایه بوده است که از جمله می‌توان به لحاظ نکردن درجات نقدینگی دارایی‌های جاری و سرعت بازپرداخت بدهی‌های جاری اشاره کرد.

۲. ۲. شاخص‌های نوین اندازه‌گیری نقدینگی

با توجه به ایرادهای وارده بر شاخص‌های سنتی نقدینگی شرکت‌ها، پژوهشگران مالی درصدد برآمدند شاخص‌هایی را معرفی کنند که ضمن رفع ایرادهای مذکور، جزئیات وضعیت نقدینگی شرکت‌ها را نیز مدنظر قرار دهد. در ادامه شاخص‌های نوین نقدینگی که در این پژوهش استفاده می‌شود، به طور مختصر بررسی می‌شود.

شاخص فراگیر نقدینگی^۱: این شاخص با محاسبه میانگین وزنی نسبت جاری، مشکل مربوط به در نظر نگرفتن درجه نقدینگی دارایی‌های جاری و زمان بازپرداخت بدهی‌های جاری را مرتفع می‌کند. جزئیات این مدل به شرح زیر است [۴۶]:

ارزیابی و عملکرد شرکت‌ها همواره مورد توجه سهامداران، سرمایه‌گذاران، اعتباردهندگان مالی، نظیر بانک‌ها و مؤسسات مالی، بستانکاران و بخصوص مدیران بوده است. ارزیابی عملکرد از لحاظ مالی با دو شاخص قدرت نقدینگی و سودآوری تعیین می‌شود. سودآوری به اصطلاح علامت مریض نبودن بنگاه اقتصادی و قدرت نقدینگی، علامت ادامه حیات بنگاه اقتصادی است. اگر چه هر دو اینها با اهمیت هستند، اما نقدینگی از اهمیت بیشتری برخوردار است. شرکت‌های با سودآوری پایین یا حتی غیر سودآور، مدت بیشتری می‌توانند در خدمت اقتصاد قرار گیرند، ولی شرکت‌های بدون نقدینگی امید به حیات کمتری دارند [۱۱]. شاخص‌هایی که به ارزیابی وضعیت نقدینگی شرکت‌ها می‌پردازد، از دیرباز مورد توجه خاص تحلیلگران بوده است. این امر موجب شد تا تحلیلگران با تجزیه و تحلیل معایب شاخص‌های سنتی بتوانند شاخص‌های نوینی را ارائه کنند [۷]. شاخص‌های مزبور، ایرادهای ناشی از شاخص‌های سنتی نقدینگی را که به واسطه در نظر نگرفتن جزئیات وضعیت نقدینگی شرکت‌هاست، مورد توجه قرار می‌دهد. در این پژوهش با توجه به ارتباط تنگاتنگی که بین وضعیت نقدینگی شرکت‌ها و عملکرد مالی آنها وجود دارد، به بررسی مقایسه‌ای نقش شاخص‌های سنتی و نوین نقدینگی در ارزیابی عملکرد مالی شرکت‌ها پرداخته می‌شود.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۱. ۲. شاخص‌های سنتی اندازه‌گیری نقدینگی

در شاخص‌های سنتی نقدینگی، تأکید اصلی بر این موضوع است که هر چه دارایی‌های جاری بیشتر از بدهی‌های جاری باشد، وضعیت نقدینگی شرکت مطلوبتر است. به عبارت دیگر، دارایی‌های جاری

^۱ Comprehensive Liquidity Index

APA = حساب‌های پرداختی تعدیل شده؛

PUR = کل خرید دوره؛

PA = مانده حساب‌های پرداختی؛

TPA = گردش حساب‌های پرداختی است.

البته، سایر اجزای بدهی‌ها نیز بر اساس همین روش قابل تعدیل هستند.

۶- شاخص فراگیر نقدینگی به شرح زیر محاسبه

می‌شود: $ACR = ACA / LCA$

که در آن:

ACR = شاخص فراگیر نقدینگی؛

ACA = دارایی جاری تعدیل شده؛

LCA = بدهی جاری تعدیل شده.

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، تا حدود زیادی ایراد اصلی نسبت جاری، که لحاظ نکردن درجه نقدینگی دارایی‌های جاری و زمان بازپرداخت بدهی‌های جاری بود، با به کارگیری ضریب تعدیل رفع شده است.

شاخص دوره تبدیل وجه نقد^۲: گیتمن^۳ (۱۹۷۴) از دوره تبدیل وجه نقد به عنوان جزء حیاتی مدیریت سرمایه در گردش یاد کرده است. دوره تبدیل وجه نقد، دوره زمانی خالص بین پرداخت بدهی‌ها و دریافت وجه نقد از محل وصول مطالبات است. هر چه این دوره کوتاهتر باشد، شرکت نقدینگی بهتری دارد. فرمول محاسبه شاخص دوره تبدیل وجه نقد به شرح زیر است [۳۱]:

$$\begin{aligned} CCC &= OC - PP \\ OC &= INVP + RP \\ PP &= PA / DCOGS \end{aligned}$$

که در آن:

۱- به هر یک از دارایی‌های جاری، با توجه به درجه نقدینگی آنها وزن معینی اختصاص می‌یابد و مبلغ تعدیل شده آنها محاسبه می‌شود. وزن هر دارایی عبارت است از:

۱- معکوس گردش هر دارایی.

۲- به وجه نقد، به دلیل این که ماهیتاً نقد است، ضریب یک اختصاص داده می‌شود و احتیاج به تعدیل ندارد.

۳- چون مطالبات شرکت یک مرحله برای تبدیل به نقد شدن، فاصله دارد، به شرح زیر تعدیل می‌شود:

$$AR = R * [1 - (1 / TR)]$$

که در آن:

AR = حساب‌های دریافتی تعدیل شده؛

R = مانده حساب‌های دریافتی؛

TR = گردش حساب‌های دریافتی است.

۴- موجودی کالا به دلیل این که باید ابتدا به حساب‌های دریافتی و سپس تبدیل به وجه نقد تبدیل شود، به شرح زیر تعدیل می‌شود:

$$AINV = INV * [1 - (1 / TR) - (1 / TINV)]$$

که در آن:

AINV = موجودی کالای تعدیل شده؛

INV = مانده موجودی کالا؛

TINV = گردش موجودی کالا است.

۵- برای هر یک از بدهی‌های جاری ضریب تعدیل محاسبه و مبلغ تعدیل شده آنها محاسبه می‌شود. حساب‌های پرداختی به شرح زیر تعدیل می‌شود:

$$APA = PA * [1 - (1 / TPA)]$$

$$PA = PUR / PA$$

که در آن:

² Cash Conversion Cycle

³ Gitman

اساس مبانی نظری حسابداری و گزارشگری مالی کشورهای آنگلو ساکسون و نیز ایران، سرمایه‌گذاران، اصلی‌ترین استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی به شمار می‌روند. این گروه در پی اطلاعاتی هستند که به وسیله آن ارزیابی مخاطره و بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاری امکان‌پذیر شود [۲]. بنابراین، در این پژوهش تمرکز اصلی بر ارزیابی عملکرد از دیدگاه سهامداران است. متغیرهای انتخاب شده از این دیدگاه، شامل دو متغیر حسابداری؛ یعنی بازده دارایی‌ها و بازده حقوق صاحبان سهام، و یک متغیر بازار؛ یعنی نسبت میانگین Q توپین^۵ است که از طریق تقسیم ارزش بازار شرکت به ارزش دفتری یا ارزش جایگزینی دارایی‌های شرکت به دست می‌آید [۳۸].

دلیل عمده برای انتخاب بازده دارایی‌ها و بازده حقوق صاحبان سهام به‌عنوان متغیرهایی برای ارزیابی عملکرد شرکت این است که، این نسبت‌ها با استراتژی شرکت و عملکرد مدیریت رابطه مستقیم دارند. برای مثال، ۸۰ درصد پژوهش‌هایی که به بررسی عملکرد شرکت‌ها پرداخته‌اند، "بازده دارایی‌ها" را به‌عنوان یک معیار مهم ارزیابی عملکرد انتخاب کرده‌اند [۵۸]. افزون بر این، به منظور ارزیابی دقیق‌تر، صرفاً به متغیرهای حسابداری اتکا نشده است و نسبت‌های بازار نیز مد نظر قرار گرفته‌اند.

۲-۴. پیشینه پژوهش

نظر به اینکه تاکنون هیچ پژوهش داخلی و خارجی نقش شاخص‌های نوین و سستی نقدینگی را در ارزیابی عملکرد مالی شرکت‌ها مقایسه نکرده

CCC = دوره تبدیل وجه نقد

OC = دوره عملیات

RP = دوره وصول مطالبات

INVP = دوره نگهداری موجودی کالا

PA = مانده حساب‌های پرداختنی

DCOGS = بهای تمام شده کالای فروش رفته

روزانه (COGS / 360)

شاخص مانده نقدی خالص^۴: شاخص جدید دیگری است که برای تعیین وضعیت نقدینگی شرکت‌ها معرفی شده است. در این شاخص برای نشان دادن وضعیت نقدینگی شرکت به مانده وجه نقد و اوراق بهادار توجه می‌شود. این شاخص ذخیره نقدینگی واقعی شرکت را، در رابطه با نیازهای پیش‌بینی نشده نشان می‌دهد. نحوه محاسبه مانده نقدی خالص به صورت زیر است [۵۳]:

$$NLB = (CASH + MKT - AP) / TA$$

که در آن:

NLB = مانده نقدی خالص

CASH = وجه نقد

MKT = اوراق بهادار قابل فروش

AP = اسناد پرداختنی

TA = کل دارایی‌ها

۲-۳. ارزیابی عملکرد مالی

حسابداری ابزار مؤثری برای فراهم کردن اطلاعات مفید برای قضاوت و تصمیم‌گیری استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی است، به طوری که هسته بسیاری از دلایل مطرح شده در حمایت از فلسفه وجودی دانش حسابداری، تأکید بر فرایند قضاوت و تصمیم‌گیری استفاده‌کنندگان بوده، بر

⁵ Tobin's Q

⁴ Net Liquidity Balance Index

است؛ در ادامه به پژوهش‌های مرتبط در این زمینه پرداخته می‌شود.

۲-۴-۱. پژوهش‌های داخلی

خوش‌طینت و نمازی (۱۳۸۳)، در پژوهشی با عنوان «همبستگی شاخص‌های سستی نقدینگی و شاخص‌های نوین نقدینگی» به بررسی میزان همبستگی بین شاخص‌های نوین نقدینگی، شامل شاخص فراگیر نقدینگی، مانده نقدی خالص، دوره تبدیل وجه نقد و شاخص‌های سستی، شامل نسبت جاری و آنی در شرکت‌های فعال در صنعت غذایی بورس اوراق بهادار تهران در فاصله سال‌های ۱۳۷۷-۱۳۸۱ پرداختند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که هر چند شاخص‌های نوین نقدینگی، با شاخص‌های سستی نقدینگی همبستگی نزدیکی دارند؛ ولی دارای تفاوت‌هایی نیز هستند که می‌تواند در تصمیم‌گیری نقش مهمی ایفا کند. همچنین، دارای بار اطلاعاتی متفاوت‌تری نسبت به شاخص‌های سستی هستند که می‌تواند راهنمای استفاده‌کنندگان از این شاخص‌ها در اخذ تصمیم‌های بهینه باشد [۷].

برزیده (۱۳۸۴)، نیز در پژوهشی با عنوان «نقش نسبت‌های مرسوم و نوین نقدینگی در تصمیم‌گیری‌های مالی» در شرکت‌های فعال در صنعت سیمان سازمان بورس اوراق بهادار تهران در فاصله سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۸۳ به نتایجی مشابه با پژوهش قبل دست یافت [۴].

نمازی و منصوری (۱۳۸۵)، در پژوهشی با عنوان «بررسی تجربی دوره تبدیل وجه نقد و تجزیه و تحلیل نقدینگی شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران» دوره تبدیل وجه نقد را به عنوان یک شاخص

نقدینگی در ۲۱۶ شرکت، در فاصله سال‌های ۱۳۷۶-۱۳۸۰ بررسی کردند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که دوره تبدیل وجه نقد رابطه منفی و معناداری با نسبت سود خالص به فروش و نسبت بازده حقوق صاحبان سهام دارد؛ اما رابطه معناداری بین دوره تبدیل وجه نقد و نسبت بازده دارایی‌ها مشاهده نشد [۱۷].

تهرانی و باجلان (۱۳۸۸)، در پژوهشی با عنوان «بررسی ارتباط بین ویژگی‌های شرکت و موفقیت مالی» از داده‌های مربوط به شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در فاصله سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۸۴ برای تجزیه و تحلیل داده‌ها و ارزیابی عملکرد شرکت‌ها استفاده کردند. نتایج پژوهش آنان نشان داد 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 تعیین‌کننده 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 [۵].

رجبی و گنجی (۱۳۸۹)، در پژوهشی به بررسی رابطه بین نظام راهبری و عملکرد مالی شرکت‌ها پرداختند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که «نوع اظهار نظر حسابرس مستقل» و «رعایت کامل تکالیف مقرر از سوی مجمع عمومی سالانه» نسبت به سایر مکانیزم‌های راهبری، رابطه بیشتری با عملکرد مالی شرکت‌ها دارد [۸].

۲-۴-۲. پژوهش‌های خارجی

براینارد^۶ و توین^۷ (۱۹۶۸)، طی پژوهشی به این نتیجه رسیدند که رابطه بین نسبت Q توین (به عنوان معیاری مهم برای تعیین عملکرد) و رشد بالقوه شرکت مثبت است؛ بدین معنی که شرکت‌هایی که نسبت Q توین بزرگتر از یک دارند، توانایی رشد زیادی دارند [۲۸].

سونن^۸ (۱۹۹۳)، در پژوهشی با عنوان «دوره تبدیل وجه نقد و سودآوری شرکت‌ها» ارتباط بین سودآوری و نقدینگی را بر روی ۵۰۴۳ شرکت آمریکایی، در ۲۰ صنعت و در فاصله سال‌های ۱۹۷۰-۱۹۷۹ بررسی کرد. نتایج این پژوهش ارتباط منفی و معناداری را بین سودآوری و نقدینگی نشان داد. همچنین، این پژوهش نوع صنعت را به عنوان عامل مهمی در بررسی ارتباط بین سودآوری و نقدینگی مورد تأکید قرار داد [۵۵].

اسمیت^۹ و بیچ من^{۱۰} (۱۹۹۷)، طی پژوهشی با عنوان «اندازه‌گیری ارتباط بین سرمایه در گردش و بازده سرمایه‌گذاری‌ها» بر روی ۱۳۵ شرکت از شرکت‌های بورس اوراق بهادار ژوهانسبورگ^{۱۱} در فاصله سال‌های ۱۹۸۴-۱۹۹۳ به این نتیجه رسیدند که نسبت‌های جاری و آنی به عنوان شاخص‌های نقدینگی رابطه مثبتی با نسبت بازده دارایی‌ها دارند. همچنین، ارتباط معناداری بین دوره تبدیل وجه نقد و بازده دارایی‌ها مشاهده نشد [۵۴].

لازاریدس^{۱۲} (۲۰۰۰)، در پژوهشی با عنوان «دوره تبدیل وجه نقد و تحلیل نقدینگی صنعت غذایی کشور یونان» به بررسی ارتباط بین نقدینگی و نسبت‌های اهرمی و سودآوری در ۸۲ شرکت از شرکت‌های صنایع غذایی بورس اوراق بهادار یونان طی سال ۱۹۹۷ پرداختند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که ارتباط مثبت و معناداری بین دوره تبدیل وجه نقد و نسبت‌های حاشیه سود خالص و نسبت بازده دارایی‌ها وجود دارد [۴۴].

وانگ^{۱۳} (۲۰۰۲)، در پژوهشی با عنوان «عملکرد عملیاتی مدیریت نقدینگی و ارزش شرکت: شواهدی از ژاپن و تایوان» ارتباط مدیریت نقدینگی با سودآوری و ارزش شرکت را بر روی ۱۵۵۵ شرکت ژاپنی و ۳۷۵ شرکت تایوانی در فاصله سال‌های ۱۹۸۵-۱۹۹۶ مطالعه نمود. نتایج پژوهش وی نشان داد که ارتباط منفی و معناداری بین دوره تبدیل وجه نقد و شاخص‌های سودآوری وجود دارد. افزون بر این، مدیریت نقدینگی متهورانه که با کاهش دوره تبدیل وجه نقد اتفاق می‌افتد، باعث بهبود عملکرد شرکت و در نتیجه افزایش ارزش شرکت می‌شود [۵۷].

الجلی^{۱۴} (۲۰۰۴)، در پژوهشی با عنوان «تعداد نقدینگی - سودآوری: بررسی تجربی در یک بازار نوظهور»^{۱۵} به بررسی ارتباط بین نقدینگی و سودآوری در ۲۹ شرکت سهامی در کشور عربستان سعودی در فاصله سال‌های ۱۹۹۶-۲۰۰۰ پرداخت. نتایج پژوهش وی در سطح کلیه شرکت‌ها نشان داد

⁶ Brainard

⁷ Tobin

⁸ Soenen

⁹ Smith

¹⁰ Begemann

¹¹ Johannesburg Stock Exchange

¹² Lazaridis

¹³ Wang

¹⁴ Eljelly

¹⁵ Emerging Market

سودآوری و گردش وجه نقد شرکت خود را افزایش دهند. همچنین، کوتاه کردن دوره تبدیل موجودی و طولانی کردن دوره سررسید حساب‌های پرداختی موجب کاهش سوددهی و گردش نقدی شرکت می‌شود [۴۹].

۳- فرضیه‌های پژوهش

به منظور بررسی نقش شاخص‌های نوین و سستی نقدینگی در ارزیابی عملکرد مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پانزده فرضیه در دو گروه طراحی و مورد آزمون قرار گرفت.

الف. بررسی ارتباط بین شاخص‌های سستی نقدینگی و عملکرد مالی

۱. بین نسبت جاری و نسبت بازده دارایی‌ها، رابطه معناداری وجود دارد.

۲. بین نسبت جاری و نسبت بازده حقوق صاحبان سهام، رابطه معناداری وجود دارد.

۳. بین نسبت جاری و نسبت Q توبین، رابطه معناداری وجود دارد.

۴. بین نسبت آنی و نسبت بازده دارایی‌ها، رابطه معناداری وجود دارد.

۵. بین نسبت آنی و نسبت بازده حقوق صاحبان سهام، رابطه معناداری وجود دارد.

۶. بین نسبت آنی و نسبت Q توبین، رابطه معناداری وجود دارد.

ب. بررسی ارتباط بین شاخص‌های نوین نقدینگی و عملکرد مالی

۷. بین شاخص فراگیر نقدینگی و نسبت بازده دارایی‌ها، رابطه معناداری وجود دارد.

بین سودآوری (بازده فروش) و سطح نقدینگی شرکت‌ها که به وسیله نسبت جاری و دوره تبدیل وجه نقد اندازه‌گیری شده بود، ارتباط معنادار منفی وجود دارد. همچنین، بررسی نتایج در سطح صنایع نیز نشان داد که دوره تبدیل وجه نقد در مقایسه با نسبت جاری، تأثیر با اهمیت‌تری بر میزان سودآوری شرکت‌ها دارد و اندازه شرکت‌ها به عنوان عامل مهمی باید مدنظر قرار گیرد [۳۰].

لازاریدس و ترایفانیدس^{۱۶} (۲۰۰۶)، در پژوهشی با عنوان «ارتباط بین مدیریت سرمایه در گردش و سودآوری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار آتن» با بررسی ۱۳۱ شرکت در فاصله سال‌های ۲۰۰۱-۲۰۰۴ به این نتیجه رسیدند که ارتباط معناداری بین سودآوری (بازده دارایی‌ها) و دوره تبدیل وجه نقد وجود دارد و مدیران می‌توانند از طریق مدیریت بهینه بر اجزای دوره تبدیل وجه نقد شامل حساب‌های دریافتی، موجودی‌های کالا و حساب‌های پرداختی در ایجاد سود برای شرکت‌ها نقش مهمی ایفا کنند [۴۰].

نوبانی^{۱۷} و الهاجر^{۱۸} (۲۰۰۹)، در پژوهشی با عنوان «مدیریت سرمایه در گردش، گردش نقدی عملیاتی و عملکرد شرکت» به بررسی ارتباط بین مدیریت سرمایه در گردش، عملکرد شرکت و فعال‌سازی گردش نقدی در بین ۵۸۰۲ شرکت در فاصله سال‌های ۱۹۹۰-۲۰۰۴ پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که مدیران با کوتاه کردن دوره تبدیل وجه نقد و دوره وصول حساب‌های دریافتی می‌توانند

¹⁶ Tryfonidis

¹⁷ Nobanee

¹⁸ AlHajjar

نرم‌افزارهای دنا سهم، صحرا و تدبیرپرداز گردآوری شده است.

۲-۴. جامعه آماری و نمونه پژوهش

بازه زمانی این پژوهش یازده سال، از سال ۱۳۷۸ الی ۱۳۸۸ و جامعه آماری این پژوهش متشکل از کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تا ابتدای سال ۱۳۷۸ است. شرکت‌های مورد بررسی باید سودده و به لحاظ افزایش قابلیت مقایسه، دوره مالی آنها منتهی به پایان اسفندماه و به دلیل ماهیت خاص فعالیت، جزو صنعت بانک‌ها و مؤسسات مالی نباشد. همچنین، طی بازه زمانی مذکور تغییر سال مالی نداشته باشد و کلیه اطلاعات مالی و غیرمالی مورد نیاز، از جمله یادداشت‌های همراه صورت‌های مالی، در دسترس باشد. افزون بر این، توقف عملیات نداشته و ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام آنها، منفی نباشد. با توجه به معیارهای ذکر شده، تعداد ۷۴ شرکت برای انجام این پژوهش انتخاب شده است.

۳-۴. روش پژوهش

در این پژوهش با توجه به نوع داده‌ها و روش‌های تجزیه و تحلیل موجود، از روش «داده‌های ترکیبی»^{۱۹} استفاده شده است، زیرا به منظور بررسی رابطه شاخص‌های نقدینگی و عملکرد مالی شرکت‌ها، متغیرهای مستقل و وابسته از دو جنبه متفاوت بررسی می‌شوند. از یک سو، این متغیرها در میان شرکت‌های مختلف و از سوی دیگر، در بازه زمانی یازده ساله ۱۳۷۸-۱۳۸۸ آزمون می‌شوند. به منظور تخمین مدل رگرسیون مربوط به داده‌های ترکیبی، از یکی از روش‌های تأثیرات مشترک، تأثیرات ثابت و تأثیرات تصادفی استفاده می‌شود. بدین ترتیب، که ابتدا برای گزینش بین تأثیرات

۸. بین شاخص فراگیر نقدینگی و نسبت بازده حقوق صاحبان سهام، رابطه معناداری وجود دارد.

۹. بین شاخص فراگیر نقدینگی و نسبت

Qتوبین، رابطه معناداری وجود دارد.

۱۰. بین شاخص دوره تبدیل وجه نقد و نسبت

بازده دارایی‌ها رابطه معناداری وجود دارد.

۱۱. بین شاخص دوره تبدیل وجه نقد و نسبت

بازده حقوق صاحبان سهام، رابطه معناداری وجود دارد.

۱۲. بین شاخص دوره تبدیل وجه نقد و نسبت

Qتوبین، رابطه معناداری وجود دارد.

۱۳. بین شاخص مانده نقدی خالص و نسبت

بازده دارایی‌ها، رابطه معناداری وجود دارد.

۱۴. بین شاخص مانده نقدی خالص و نسبت

بازده حقوق صاحبان سهام، رابطه معناداری وجود دارد.

۱۵. بین شاخص مانده نقدی خالص و نسبت

Qتوبین، رابطه معناداری وجود دارد.

۴- روش شناسی و طرح پژوهش

۴-۱. نحوه جمع‌آوری داده‌ها

این پژوهش کاربردی و طرح پژوهش آن از نوع شبه تجربی و با استفاده از رویکرد پس‌رویدادی (از طریق اطلاعات گذشته) است. داده‌های این پژوهش مبتنی بر ارقام و اطلاعات واقعی بازار سهام و صورت‌های مالی شرکت‌هاست. در این پژوهش برای جمع‌آوری داده‌ها و اطلاعات، از روش کتابخانه‌ای استفاده می‌شود. مبانی نظری پژوهش از کتب و مجلات تخصصی فارسی و لاتین و داده‌های مورد نیاز از طریق مراجعه به صورت‌های مالی، یادداشت‌های توضیحی، گزارش‌های هفتگی و ماهنامه بورس اوراق بهادار و با استفاده از

فولر تعمیم یافته^{۳۰} (۱۹۷۹) [۲۹]؛ فلیپس- پرون^{۳۱} (۱۹۸۸) [۵۱] و هاردی^{۳۲} (۲۰۰۳) [۳۳].

در این پژوهش، به منظور انجام آزمون‌های آماری از نرم افزارهای SPSS16 ، Eviews5.1 و Stata9.1 برای تجزیه و تحلیل اطلاعات استفاده شده است.

۴-۳-۱. متغیر وابسته

از آنجا که در این پژوهش عملکرد مالی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران ارزیابی می‌شود، عملکرد مالی شرکت‌ها، متغیر وابسته پژوهش است. عملکرد مالی شرکت‌ها با بررسی شاخص‌هایی که نشان‌دهنده عملکرد مالی هستند، ارزیابی می‌شود. در این پژوهش شاخص‌های مورد استفاده برای ارزیابی عملکرد مالی، شامل نسبت بازده دارایی‌ها، نسبت بازده حقوق صاحبان سهام و نسبت Qتوبین است.

۴-۳-۲. متغیرهای مستقل

متغیرهای مستقل مورد استفاده، نسبت جاری، نسبت آنی، شاخص فراگیر نقدینگی، شاخص دوره تبدیل وجه نقد و شاخص مانده نقدی خالص است.

۴-۳-۳. متغیرهای کنترلی

متغیرهای کنترلی که اغلب در متون استراتژی به عنوان متغیرهای تأثیرگذار بر عملکرد شرکت استفاده می‌شوند، عبارتند از:

۱- ساختار بدهی یا اهرم مالی: که توسط نسبت کل بدهی‌ها به ارزش دفتری کل دارایی‌ها اندازه‌گیری می‌شود.

۲- اندازه شرکت: برای محاسبه متغیر اندازه شرکت از معیارهایی نظیر لگاریتم مجموع دارایی‌ها یا فروش استفاده می‌شود، اما با توجه به شرایط تورمی

مشترک و تأثیرات ثابت از آزمون چاو استفاده می‌شود. به طور موازی، برای گزینش بین تأثیرات مشترک و تأثیرات تصادفی نیز، آزمون بروش- پاگان انجام می‌شود. در نهایت، برای گزینش بین تأثیرات ثابت و تأثیرات تصادفی از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. در این پژوهش به دلیل مشکلات مربوط به ناتوانی انجام آزمون‌های مربوط به روش تأثیرات ثابت به واسطه زیاد بودن متغیرهای مورد استفاده در تخمین مدل رگرسیون و اعلام خطا از طرف نرم‌افزار مورد استفاده، فقط آزمون بروش- پاگان با استفاده از نرم افزار Stata نسخه ۹/۱ انجام شده است که نتایج به دست آمده بیانگر مرجح بودن استفاده از روش تأثیرات تصادفی در مقایسه با روش تأثیرات مشترک (تلفیقی) برای تخمین کلیه مدل‌های رگرسیون است.

به علت غیرایستایی^{۲۰} بودن بیشتر متغیرهای اقتصادی در سطح^{۲۱}، برآورد الگوهای اقتصادسنجی در سری‌های زمانی به کمک این متغیرها باعث بروز رگرسیون کاذب^{۲۲} می‌شود. بنابراین، به کارگیری متغیرهای اقتصادی در الگوهای اقتصادسنجی به انجام آزمون‌های پایایی منوط می‌شود. در این پژوهش برای تعیین ایستایی (پایایی) متغیرهای مدل از آزمون ریشه واحد^{۲۳} استفاده می‌شود. آزمون‌های ریشه واحد داده‌های ترکیبی که در این پژوهش استفاده شده‌اند، عبارتند از: آزمون‌های لوین^{۲۴}، لین^{۲۵} و چو^{۲۶} (۲۰۰۲) [۴۲]، ایم^{۲۷}، پسران^{۲۸} و شین^{۲۹} (۲۰۰۳) [۳۶]، دیکی

²⁰ Non-Stationary

²¹ Level

²² Spurious Regression

²³ Unit Root Test

²⁴ Levin

²⁵ Lin

²⁶ Chu

²⁷ Im

²⁸ Pesaran

²⁹ Shin

³⁰ Augmented Dickey-Fuller

³¹ Philips-Perron

³² Hardi

متغیر مستقل مجازی در نظر گرفته می‌شود. هدف از این کار، سنجش میزان تعدیل‌کنندگی نوع صنعت بر میزان همبستگی بین شاخص‌های نوین و سنتی نقدینگی و همچنین بر رابطه شاخص‌های نقدینگی و عملکرد مالی شرکت‌هاست.

۵- یافته‌های پژوهش

ابتدا، برای آزمون فرضیه‌های پژوهش، ایستایی یا پایایی متغیرهای مستقل، وابسته و کنترلی پژوهش بررسی شد. بر اساس آزمون‌های ریشه واحد برای متغیرهایی که مقدار P-Value کمتر از ۰/۰۵ باشد، در طی دوره پژوهش در سطح پایا هستند. نتایج حاصل از انجام آزمون ریشه واحد در نگاره ۱ ارائه شده است.

و نامربوط بودن ارقام تاریخی دارایی‌ها، در پژوهش حاضر مطابق با پژوهش‌های نمازی و خواجه‌وی (۱۳۸۳) [۲۴]، لانگ^{۳۷} و ساهو^{۳۸} (۲۰۰۸) [۳۹]، لی-هن^{۳۹} و همکاران (۲۰۰۹) [۴۱] و اوکانل^{۴۰} و کرامر^{۴۱} (۲۰۱۰) [۵۰]، از لگاریتم طبیعی ارزش بازار سهام شرکت به عنوان معیاری از اندازه شرکت استفاده می‌شود.

۳- صنعت: با توجه به این که طبقه‌بندی صنعت تأثیر معناداری بر روی نسبت‌های مالی دارد [۳۵]، در این پژوهش، نوع صنعت به عنوان یک متغیر مجازی وارد تجزیه و تحلیل‌ها می‌شود و با دو میزان صفر یا یک اندازه‌گیری می‌شود.

نوع صنعت دارای شش حالت یا به عبارتی شش گروه صنعت است که تعداد پنج صنعت به عنوان

نگاره (۱) - آزمون پایایی متغیرهای پژوهش

متغیرها	آزمون فلیپس پرون آماره (F)	آزمون دیکی-فولر آماره (W)	آزمون ایم، پسران و شین آماره (W)	آزمون لوین، لین و چو آماره (L)
نسبت جاری	آماره مربوطه	۲۸۰/۸۰	۳۱۵/۵۸	-۸/۱۲
	معناداری	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
نسبت آنی	آماره مربوطه	۲۷۷/۵۵	۲۸۷/۸۹	-۶/۹۷
	معناداری	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
شاخص فراگیر نقدینگی	آماره مربوطه	۲۵۷/۵۲	۲۸۰/۶۴	-۶/۳۲
	معناداری	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
شاخص دوره تبدیل وجه نقد	آماره مربوطه	۳۳۱/۸۱	۳۰۳/۱۸	-۷/۸۱
	معناداری	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
شاخص مانده نقدی خالص	آماره مربوطه	۲۹۷/۹۱	۳۱۹/۰۳	-۸/۱۱
	معناداری	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
بازده دارایی‌ها	آماره مربوطه	۳۳۳/۹۴	۳۲۴/۰۸	-۸/۰۳
	معناداری	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
بازده حقوق صاحبان سهام	آماره مربوطه	۳۵۹/۲۴	۳۰۳/۴۲	-۷/۶۷
	معناداری	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
Q توبین	آماره مربوطه	۳۰۶/۶۳	۳۰۷/۸۶	-۷/۶۷
	معناداری	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
اهرم مالی	آماره مربوطه	۲۶۵/۲۹	۲۸۷/۳۰	-۶/۶۳
	معناداری	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
اندازه شرکت	آماره مربوطه	۴۱۳/۱۱	۳۸۷/۱۶	-۱۳/۲۲
	معناداری	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰

نگاره (۲) - آماره دوربین - واتسن و آماره F

فرضیه	آماره دوربین واتسن	آماره F	معناداری F
۱	۲/۰۹	۴۶/۰۱	۰/۰۰
۲	۱/۹۱	۲۴/۸۱	۰/۰۰
۳	۲/۲۵	۱۶/۲۹	۰/۰۰
۴	۱/۹۷	۴۴/۰۶	۰/۰۰
۵	۲/۱۸	۲۴/۴۰	۰/۰۰
۶	۱/۸۹	۲۳/۷۰	۰/۰۰
۷	۱/۸۷	۴۴/۲۱	۰/۰۰
۸	۱/۹۰	۲۴/۷۹	۰/۰۰
۹	۲/۲۵	۱۶/۲۸	۰/۰۰
۱۰	۲/۰۷	۴۳/۶۵	۰/۰۰
۱۱	۲/۰۸	۲۳/۵۰	۰/۰۰
۱۲	۲/۲۶	۲۱/۳۵	۰/۰۰
۱۳	۱/۹۹	۵۷/۴۲	۰/۰۰
۱۴	۱/۹۳	۶۰/۳۷	۰/۰۰
۱۵	۲/۲۵	۲/۳۳	۰/۰۱

برای مدل مورد مطالعه بر مبنای نمونه ۷۴ تایی و تعداد ۸ متغیر مستقل و کنترلی پژوهش حاضر، کران بالا ۱/۷۱۶ است. افزون بر این آماره F، برای آزمون معنادار بودن کلی مدل رگرسیون چند متغیره استفاده می‌شود. قاعده تصمیم‌گیری بدین صورت است که اگر F محاسباتی از F مقدار بحرانی در یک سطح خاص بیشتر باشد، آن‌گاه معناداری کلی رگرسیون در آن سطح از معناداری پذیرفته می‌شود. مشاهده احتمال آماره F در نگاره ۲، که در تمامی مدل‌های رگرسیون کمتر از مقدار بحرانی؛ یعنی ۰/۰۵ است، نشان از معنادار بودن کلی مدل‌های رگرسیون در تمامی فرضیه‌های پژوهش دارد.

پس از بررسی پایایی متغیرهای پژوهش، اطمینان از نبود همبستگی پیاپی و همچنین معنادار بودن کلی مدل رگرسیون تخمین زده شده، ضرایب متغیرهای مستقل و کنترلی به شرح نگاره ۳ محاسبه شدند.

همچنین آماره دوربین - واتسن^{۳۳} برای بررسی خطای تصریح در مدل رگرسیون استفاده می‌شود. به عبارتی دیگر، اگر باقیمانده‌های رگرسیون، الگوی سیستماتیک و قابل توجهی از خود نشان دهد، خطای تصریح وجود خواهد داشت. به طور ساده، این همبستگی منعکس کننده این واقعیت است که بعضی از متغیرها که متعلق به مدل واقعی هستند، در اخلاص قرار گرفته‌اند که باید از آن خارج و به عنوان یک متغیر توضیحی صحیح وارد مدل شوند.

برای تشخیص خطای تصریح با استفاده از آماره دوربین - واتسن، به این شکل عمل می‌شود که اگر آماره مربوط، بزرگتر از حد بالای مقدار تعیین شده دوربین - واتسن باشد، آن‌گاه همبستگی پیاپی وجود ندارد [۳۲]. با استفاده از جدول دوربین - واتسن،

³³ Durbin-Watson

نتیجه شرکت‌های مورد بررسی، هزینه‌های عملیاتی بالاتری را متحمل می‌شوند (مانند هزینه‌های انبارداری، هزینه‌های ناشی از راکد ماندن وجه نقد و غیره) و در نتیجه سودآوری کاهش می‌یابد که این امر کارایی پایین مدیریت در کاربرد منابع موجود در جهت تحصیل سود را نشان می‌دهد. نتیجه حاصل از این فرضیه، از نظر وجود ارتباط معنادار با اکثر پژوهش‌ها مطابقت دارد، ولی از نظر نوع ارتباط با برخی نتایج پژوهش‌های دیگر مغایرت دارد. از نظر نوع ارتباط با نتایج پژوهش‌های انجام شده توسط سونن (۱۹۹۳) [۵۵]، لایرودی و دیگران (۱۹۹۹) [۴۵] و الجلی (۲۰۰۴) [۳۰]، مطابقت دارد و با نتایج پژوهش‌های کامات (۱۹۸۹) [۳۷]، لایرودی و مک کارتی (۱۹۹۲) [۴۳] و اسمیت و بیچ من (۱۹۹۷) [۵۴]، مطابقت ندارد. در ضمن، نمازی و منصوری (۱۳۸۵) [۱۷]، در پژوهش خود به این نتیجه رسیدند که رابطه معناداری بین نسبت جاری و نسبت بازده دارایی‌ها وجود ندارد. نتایج حاصل، حاکی از وجود ارتباط معنادار منفی بین نسبت جاری و بازده حقوق صاحبان سهام عادی، صرف نظر از اهرم مالی است و در نتیجه، فرضیه دوم تأیید شده است. بازده حقوق صاحبان سهام عادی، بازده سرمایه‌گذاری صاحبان سهام عادی را نشان می‌دهد.

آماره t برای آزمون معناداری ضرایب مدل استفاده می‌شود؛ بدین صورت که اگر P -Value ضریب متغیر مستقل و کنترلی، کوچک‌تر از $0/05$ باشد، معنادار بودن ضریب مذکور را در مدل نشان می‌دهد.

۶. تجزیه و تحلیل یافته‌های پژوهش

فرضیه‌های اول و دوم: توجه به نگاره ۳، نشان می‌دهد صرف نظر از اهرم مالی، نسبت جاری بر نسبت بازده دارایی‌های شرکت اثر منفی معناداری دارد و در نتیجه فرضیه اول تأیید می‌شود. در توجیه نتیجه حاصل، از یک سو می‌توان گفت، به نظر می‌رسد در شرکت‌های مورد بررسی به طور کلی، استراتژی مدیران سرمایه در گردش، از نوع محافظه‌کارانه است. شرکت‌هایی که دارای چنین استراتژی باشند، به اصطلاح دارای ریسک نقدینگی و بازده اندک خواهند بود. از سوی دیگر، در صورتی که فرض شود از مدل‌های سفارش بهینه برای تعیین سطوح مختلف دارایی‌ها استفاده شود، در این صورت هر گونه تغییر در فروش، باعث تغییر در سطح بهینه سرمایه در گردش می‌شود. اکنون در صورتی که استراتژی محافظه‌کارانه به کار گرفته شود و دارایی‌های جاری بیشتر و یا بدهی‌های جاری کمتر از سطح بهینه سرمایه در گردش نگهداری شوند، در

نگاره (۳) - خلاصه نتایج مربوط به متغیرهای پژوهش برای تخمین مدل‌های رگرسیون

متغیر وابسته	متغیر مستقل	متغیر مستقل	اهرم مالی	اندازه شرکت	متغیر مجازی ۱	متغیر مجازی ۲	متغیر مجازی ۳	متغیر مجازی ۴	متغیر مجازی ۵
۱ بازده دارایی‌ها	نسبت جاری	ضریب متغیر	۰/۱۸	۰/۰۳	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۲
		آماره t	۴/۳۴	۹/۷۰	-۷/۲۲	-۶/۴۹	-۳/۲۲	-۷/۶۷	
۲ بازده حقوق صاحبان	نسبت جاری	معناداری	۰/۵۷	۰/۰۰	۰/۰۳	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
		ضریب متغیر	۲/۷۳	۰/۶۵	-۰/۹۷	-۰/۵۹	-۱/۰۶	۰/۲۰	-۰/۴۸
		آماره t	۲/۷۲	۱۲/۰۱	-۲/۰۱	-۵/۰۶	-۲/۱۴	-۳/۵۸	-۶/۹۹

۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۳	۰/۰۰	۰/۰۴	۰/۰۰	۰/۲۸	۰/۰۰	معناداری		سهام	
-۰/۷۶	-۲/۷۴	-۱/۰۶	-۰/۵۹	-۰/۹۷	۰/۴۸	-۳/۹۳	-۰/۲۳	ضریب متغیر	نسبت جاری	Q توپین	۳
-۰/۳۹	-۱/۳۹	-۰/۲۷	-۰/۶۵	-۰/۲۸	۱/۶۳	-۱/۳۶	-۰/۲۲	آماره t			
۰/۶۹	۰/۱۶	-۰/۱۳	-۰/۳۰	-۰/۱۵	۰/۱۰	۰/۱۷	۰/۸۲	معناداری			
۰/۰۲	۰/۰۱	-۰/۰۶	۰/۰۰	-۰/۰۳	۰/۰۳	-۰/۱۸	-۰/۰۴	ضریب متغیر	نسبت آنی	بازده دارایی‌ها	۴
-۲/۹۴	-۳/۴۹	-۵/۵۳	-۵/۰۱	-۴/۸۵	۹/۰۶	۰/۰۱	۲/۵۷	آماره t			
۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۹۸	۰/۰۱	معناداری			
-۰/۴۸	۰/۲۰	-۰/۷۵	-۰/۸۵	-۰/۲۹	۰/۶۳	۱/۹۲	-۰/۰۲	ضریب متغیر	نسبت آنی	بازده حقوق صاحبان سهام	۵
-۲/۸۹	-۵/۴۴	-۲/۰۲	۳/۵۳	-۲/۰۰	۹/۰۷	۰/۴۴	-۴/۲۲	آماره t			
۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۴	۰/۰۱	۰/۰۴	۰/۰۰	۰/۶۵	۰/۰۲	معناداری			
-۰/۰۲	۰/۰۱	-۱/۰۶	-۰/۰۰۲	-۰/۰۳	۰/۰۳	۱/۱۸	-۰/۰۴	ضریب متغیر	نسبت آنی	Q توپین	۶
-۰/۶۷	۰/۲۲	-۱/۴۹	-۱/۲۲	-۱/۱۴	۱۱/۷۰	-۱/۷۹	-۰/۳۴	آماره t			
۰/۳۷	۰/۶۵	۰/۰۶	۰/۲۵	۰/۰۶	۰/۰۰	۰/۳۴	۰/۸۲	معناداری			
۰/۰۲	۰/۰۰۹	-۰/۰۶	۰/۰۰۱	-۰/۰۳	۰/۰۳	-۰/۲۳	-۰/۰۳	ضریب متغیر	شاخص فراگیر نقدینگی	بازده دارایی‌ها	۷
۰/۶۶	۰/۲۸	-۱/۷۶	۰/۰۳	-۰/۹۷	۹/۵۱	-۱/۰۱	۲/۸۹	آماره t			
۰/۵۰	۰/۷۷	۰/۰۷	۰/۹۷	۰/۳۵	۰/۰۰	۰/۳۱	۰/۰۰	معناداری			
۰/۵۱	۰/۱۷	-۱/۰۸	۰/۵۹	-۰/۹۵	۰/۶۶	۲/۵۱	-۰/۳۹	ضریب متغیر	شاخص فراگیر نقدینگی	بازده حقوق صاحبان سهام	۸
-۱/۰۵	۰/۳۵	-۱/۱۸	-۱/۰۶	-۱/۹۸	۱۲/۰۵	۰/۰۵	۲/۶۹	آماره t			
۰/۲۹	۰/۷۲	۰/۲۹	۰/۰۲۸	۰/۰۵۷	۰/۰۰	۰/۲۴	۰/۰۰	معناداری			
-۲/۷۸	-۲/۷۶	-۰/۲۹	-۰/۶۵	-۰/۳۲	۰/۴۹	۳/۶۳	-۰/۰۹	ضریب متغیر	شاخص فراگیر نقدینگی	Q توپین	۹
-۰/۴۰	-۱/۴۰	-۰/۱۴	۹/۲۹	-۰/۱۷	۴/۶۱	-۱/۴۴	-۰/۰۹	آماره t			
۰/۶۸	۰/۱۶	۰/۸۸	۰/۷۶	۰/۸۶	۰/۰۴	۰/۱۴	۰/۹۲	معناداری			
۰/۰۳	۰/۰۱	-۰/۰۵	۰/۰۱	-۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۲۷	-۱/۸۸	ضریب متغیر	شاخص دوره تبدیل وجه نقد	بازده دارایی‌ها	۱۰
۰/۹۲	۰/۴۲	-۱/۶۲	۰/۴۴	-۱/۰۶	۸/۹۹	۰/۷۴	۹/۷۱	آماره t			
۰/۳۵	۰/۶۷	۰/۱۰	۰/۶۵	۰/۲۸	۰/۰۰	۰/۴۵	۰/۰۰	معناداری			
-۰/۴۹	۰/۲۰	-۱/۰۲	-۰/۳۲	-۰/۹۰	۰/۶۵	۱/۹۲	-۴/۸۸	ضریب متغیر	شاخص دوره تبدیل وجه نقد	بازده حقوق صاحبان سهام	۱۱
-۱/۰۱	۰/۴۲	-۲/۰۵	-۰/۵۵	-۱/۸۷	۱۱/۶۱	۰/۸۹	۵/۲۹	آماره t			
۰/۳۰	۰/۶۷	۰/۰۵	۰/۵۷	۰/۰۶	۰/۰۰	۰/۲۳	۰/۰۳	معناداری			
-۰/۸۵	-۲/۹۸	-۰/۳۶	-۰/۲۷	-۰/۳۷	۰/۵۶	۴/۰۸	-۷/۳۰	ضریب متغیر	شاخص دوره تبدیل وجه نقد	Q توپین	۱۲
-۰/۴۲	-۱/۴۷	-۰/۱۸	-۰/۱۱	-۰/۱۸	۲/۹۱	-۱/۷۰	۰/۲۴	آماره t			
۰/۶۷	۰/۱۴	۰/۸۵	۰/۹۰	۰/۸۵	۰/۰۴	۰/۰۸	۰/۸۰	معناداری			
۰/۰۴	۰/۰۰۳	-۰/۰۴	۰/۰۱	-۰/۰۱	۰/۰۳	-۰/۲۴	۰/۲۶	ضریب متغیر	شاخص مانده نقدی خالص	بازده دارایی‌ها	۱۳
۱/۳۲	۰/۱۱	-۱/۳۶	۷/۴۹	-۰/۶۵	۸/۷۵	-۱/۰۲	۸/۵۴	آماره t			
۰/۱۸	۰/۹۰	۰/۱۷	۰/۶۲	۰/۵۱	۰/۰۰	۰/۲۶	۰/۰۰	معناداری			
-۰/۲۵	۰/۰۵	-۰/۸۲	-۰/۳۴	-۰/۷۵	۰/۵۸	۲/۴۹	۴/۲۰	ضریب متغیر	شاخص مانده نقدی خالص	بازده حقوق صاحبان سهام	۱۴
-۰/۵۸	-۰/۱۳	-۱/۸۳	-۰/۶۹	-۱/۷۲	۱۱/۶۶	۱/۶۹	۹/۶۱	آماره t			
۰/۵۶	۰/۸۹	۰/۰۶	۰/۴۹	۰/۰۸	۰/۰۰	۰/۳۶	۰/۰۰	معناداری			
-۰/۲۵	-۳/۰۹	۰/۲۰	۰/۱۲	۰/۰۴	۰/۳۳	۲/۱۸	۱۰/۵۰	ضریب متغیر	شاخص مانده نقدی خالص	Q توپین	۱۵
-۰/۱۲	-۱/۵۶	۰/۱۰	۰/۰۵	۰/۰۲	۲/۸۸	-۰/۹۵	۱/۱۶	آماره t			
۰/۸۹	۰/۱۱	۰/۹۱	۰/۹۵	۰/۹۷	۰/۰۰	۰/۳۳	۰/۲۴	معناداری			

نژاد (۱۳۷۴ و ۱۳۷۳) [۱۲]، نمازی و شوشتریان (۱۳۷۷ و ۱۳۷۵ و ۱۳۷۴) [۲۱، ۲۲، ۲۳] و نمازی (۱۳۸۲) [۱۶]، تأیید شده است. همچنین، زراعتگری (۱۳۸۶) [۹]، پژوهشی با عنوان «بررسی کاربرد نسبت Q توپین و مقایسه آن با سایر معیارهای ارزیابی عملکرد مدیران در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران» انجام داد و به این نتیجه رسید که استفاده از نسبت Q توپین در ایران هنوز جایگاهی ندارد و معیاری مناسب برای ارزیابی عملکرد مدیران نیست و مقدار آن در صنایع مختلف یکسان است. فلاحی و چشمی (۱۳۸۳) [۱۳]، افسرده گلغزانی (۱۳۸۴) [۳] و صامتی و مرادیان تهرانی (۱۳۸۶) [۱۰]، نیز در پژوهش‌های خود، به نتایج مشابهی دست یافته‌اند.

فرضیه چهارم و پنجم: همان‌طور که مشاهده می‌شود، فرضیه چهارم پژوهش نیز تأیید شده و نشان دهنده وجود ارتباط معنادار منفی بین نسبت آنی و بازده دارایی‌ها، صرف نظر از اهرم مالی است. نسبت آنی تقریباً اهدافی مشابه اهداف نسبت جاری را تأمین می‌کند. تنها تفاوت موجود با فرضیه اول در شدت ارتباط بین نسبت‌هاست. ارتباط بین نسبت آنی و نسبت بازده دارایی‌ها ضعیف‌تر (۳۲/۵۳٪) از ارتباط بین نسبت جاری و نسبت بازده دارایی‌ها (۸۳/۴۹٪) است. دلیل این موضوع، این است که حذف موجودی کالا برای محاسبه نسبت آنی، باعث شده ارتباط منفی معنادار قوی را به ارتباط منفی معنادار ضعیف تبدیل کند. نتیجه حاصل از این فرضیه، از نظر نوع ارتباط با نتایج پژوهش‌های انجام شده توسط سونن (۱۹۹۳) [۵۵]، لایرودی و دیگران (۱۹۹۹) [۴۵] و الجلی (۲۰۰۴) [۳۰]، مطابقت دارد و با نتایج

در حقیقت، با استفاده از این نسبت سود شرکت در ازای هر یک ریال حقوق صاحبان سهام محاسبه می‌شود. در توجیه تأیید این فرضیه نیز دلایل ذکر شده در رابطه با فرضیه قبل متقاعدکننده است. نتیجه حاصل از این فرضیه، از نظر نوع ارتباط با نتایج پژوهش‌های انجام شده توسط نمازی و منصور (۱۳۸۵) [۱۷]، لایرودی و مک کارتی (۱۹۹۲) [۴۳]، سونن (۱۹۹۳) [۵۵]، لایرودی و دیگران (۱۹۹۹) [۴۵]، لایرودی و لازاریوس (۲۰۰۰) [۴۴] و الجلی (۲۰۰۴) [۳۰]، مطابقت دارد و با نتایج پژوهش کامات (۱۹۸۹) [۳۷]، مطابقت ندارد.

فرضیه‌های سوم، ششم، نهم، دوازدهم و پانزدهم: نتایج حاصل نشان می‌دهد که تمامی فرضیه‌های مربوط به نسبت Q توپین رد شده است. به نظر می‌رسد رد فرضیه‌های مذکور به علت منطقی نبودن ارزش بازار سهام شرکت‌ها و غیر واقعی بودن نرخ بازده فراهم شده برای سهام شرکت‌ها، وجود تورم بالا در ایران و ناکارایی بازار بورس اوراق بهادار تهران باشد. علامت ضریب متغیر مستقل در تمامی فرضیه‌های مذکور، به جز فرضیه پانزدهم، مثبت است و این به معنی آن است که شاخص‌های نقدینگی به جز شاخص مانده نقدی خالص، بر نسبت Q توپین اثر مثبت دارند.

به نظر می‌رسد از عوامل مؤثر بر رد شدن فرضیه معنادار بودن ارتباط نسبت جاری و نسبت Q توپین، منطقی نبودن ارزش بازار سهام شرکت‌ها، وجود تورم بالا در ایران و ناکارایی بازار بورس اوراق بهادار تهران است. ناکارایی بازار بورس اوراق بهادار تهران در پژوهش‌های متفاوتی، همچون نصرالهی (۱۳۷۱) [۱۵]، جهانخانی و عبده تبریزی (۱۳۷۲) [۶]، فدایی

پژوهش‌های نمازی و منصورى (۱۳۸۵) [۱۷]، کاماٹ (۱۹۸۹) [۳۷]، لایرودى و مک کارتی (۱۹۹۲) [۴۳] و اسمیت و بیچ من (۱۹۹۷) [۵۴]، مطابقت ندارد.

نتایج حاصل، همچنین حاکی از وجود ارتباط معنادار منفی بین نسبت آنی و نسبت بازده حقوق صاحبان سهام، صرف نظر از اهرم مالی، است که باعث تأیید فرضیه پنجم شده است. در توجیه تأیید این فرضیه نیز دلایل ذکر شده در رابطه با فرضیه قبل متقاعدکننده است.

نتیجه حاصل از این فرضیه، از نظر نوع ارتباط با نتایج پژوهش‌های انجام شده توسط سونن (۱۹۹۳) [۵۵]، لایرودى و دیگران (۱۹۹۹) [۴۵]، لایرودى و لازاریدس (۲۰۰۰) [۴۴] و الجلى (۲۰۰۴) [۳۰]، مطابقت دارد و با نتایج پژوهش‌های نمازی و منصورى (۱۳۸۵) [۱۷]، کاماٹ (۱۹۸۹) [۳۷] و لایرودى و مک کارتی (۱۹۹۲) [۴۳]، مطابقت ندارد.

فرضیه هفتم و هشتم: فرضیه هفتم پژوهش تأیید شده و نتایج نشان‌دهنده این است که شاخص فراگیر نقدینگی بر نسبت بازده دارایی‌های شرکت، صرف نظر از اهرم مالی و نوع صنعت، اثر منفی دارد. منفی بودن رابطه مذکور به دلیل به کارگیری استراتژی محافظه‌کارانه مدیران سرمایه در گردش شرکت‌های مورد بررسی است که موجب پایین آمدن ریسک نقدینگی و بازده شرکت‌ها می‌شود. همچنین در این شرکت‌ها، از مدل‌های سفارش بهینه برای تعیین سطوح مختلف دارایی‌ها استفاده نمی‌شود که باعث می‌شود این شرکت‌ها هزینه‌های عملیاتی بالاتری متحمل می‌شوند و در نتیجه سودآوری آنها کاهش می‌یابد. رابطه موجود همچنین ضعیف‌تر (۲۳/۸۳٪) از رابطه بین نسبت جاری و نسبت بازده دارایی‌ها

(۸۳/۴۹٪) است که نشان دهنده این است که نسبت فراگیر نقدینگی تا حدود زیادی ایراد اصلی نسبت جاری را، که لحاظ نکردن درجه نقدینگی دارایی‌های جاری و زمان بازپرداخت بدهی‌های جاری بود، با به کارگیری ضریب تعدیل رفع کرده است.

با توجه به نتایج و وجود ارتباط معنادار بین شاخص فراگیر نقدینگی و نسبت بازده حقوق صاحبان سهام، صرف نظر از اهرم مالی و نوع صنعت، در توجیه تأیید فرضیه هشتم نیز دلایل ذکر شده در رابطه با فرضیه قبل متقاعدکننده است.

فرضیه دهم و یازدهم: نتایج نشان می‌دهد شاخص دوره تبدیل وجه نقد بر نسبت بازده دارایی‌های شرکت، صرف نظر از اهرم مالی و نوع صنعت، اثر منفی معناداری دارد و در نتیجه فرضیه دهم این پژوهش تأیید شده است. انتظار می‌رفت بین شاخص دوره تبدیل وجه نقد و نسبت بازده دارایی‌ها رابطه معنادار منفی وجود داشته باشد؛ به خاطر این‌که هر چه شاخص دوره تبدیل وجه نقد کوچکتر باشد، معمولاً نشان‌دهنده مناسبتر بودن نقدینگی شرکت است (به جز مواردی که کوتاه بودن دوره تبدیل وجه نقد به واسطه افزایش دوره پرداخت حساب‌های پرداختی و در نتیجه وجود مشکلات نقدینگی شرکت‌هاست)؛ از طرفی، به کارگیری سیاست‌های مناسب نقدینگی و کاهش دوره تبدیل وجه نقد، موجب می‌شود شرکت در پرداخت بدهی‌های جاری با مشکلات کمتری رو به رو شده، در نتیجه از سطح سودآوری مناسبی برخوردار شود. نتایج حاصل از بررسی این فرضیه نیز نشان‌دهنده وجود رابطه معنادار منفی بین شاخص دوره تبدیل وجه نقد و نسبت بازده دارایی‌هاست؛ ولی رابطه موجود در سطح ضعیفی

است. از آنجایی که طول دوره تبدیل وجه نقد فقط یکی از عوامل تعیین‌کننده سرمایه در گردش خالص مورد نیاز است؛ در صورتی که حتی اگر طول دوره تبدیل وجه نقد و هر یک از اجزای آن ثابت باقی بماند، باز هم عامل اصلی، حجم تولید است که تعیین‌کننده مقدار سرمایه‌ای است که باید به هر یک از مراحل دوره تبدیل وجه نقد اختصاص یابد؛ و آن هم در گرو پیش‌بینی حجم فروش برای آینده نزدیک است. به نظر می‌رسد شرکت‌های مورد بررسی پیش‌بینی‌های دقیقی در رابطه با برآورد حجم فروش آینده نزدیک خود ندارند و در نتیجه این امر موجب اتخاذ سیاست‌های محافظه‌کارانه در مدیریت سرمایه در گردش و به دنبال آن عدم اختصاص بهینه سرمایه به اجزای دوره تبدیل وجه نقد می‌شود.

شاخص دوره تبدیل وجه نقد، همچنین بر نسبت بازده حقوق صاحبان سهام شرکت، صرف نظر از اهرم مالی و نوع صنعت، اثر مثبت معناداری دارد؛ بنابراین، فرضیه سیزدهم تأیید شده است. شاخص مانده نقدی خالص، ذخیره نقدینگی واقعی شرکت را، در رابطه با تعهدات کوتاه مدت غیر قابل پیش‌بینی نشان می‌دهد، زیرا اگر شرکت با کمبود نقدینگی مواجه شود و بخواهد به سایر دارایی‌های جاری (موجودی کالا و مطالبات)، برای رفع این کمبود متوسل شود، ناچار است هزینه‌هایی را متحمل شود. به طور کلی، در این روش، موجودی کالا و مطالبات شرکت مورد توجه قرار نمی‌گیرد. افزون بر این، در محاسبه مانده نقدی خالص فقط اسناد پرداختنی، یعنی بدهی‌های جاری دارای بهره به عنوان بدهی‌های الزام‌آور محسوب می‌شود. شاید یکی از دلایل ارتباط ضعیف به وجود آمده بین شاخص مانده نقدی خالص و نسبت بازده دارایی‌های این باشد که در محاسبه این شاخص کل دارایی‌ها در مخرج کسر قرار داده شده است؛ در حالی که تعهدات پیش‌بینی نشده کوتاه مدت باید از محل دارایی جاری تأمین شوند. کل دارایی‌های شرکت در تعیین وضعیت نقدینگی تأثیری ندارد. بنابراین، وارد شدن ارقام مانده دفتری دارایی‌های غیر جاری که دارای مانده‌های غیر واقعی به علت تاریخی بودن آنهاست، باعث می‌شود

نتیجه حاصل از این فرضیه، از نظر وجود ارتباط معنادار با نتایج اکثر پژوهش‌های انجام شده در این زمینه مطابقت دارد، ولی از نظر نوع ارتباط با برخی نتایج پژوهش‌های دیگر مغایرت دارد. از نظر نوع ارتباط با نتایج پژوهش‌های انجام شده توسط لایرودی و دیگران (۱۹۹۹) [۴۵]، وانگ (۲۰۰۲) [۵۷]، الجلی (۲۰۰۴) [۳۰]، لازاریدس و ترایفانیدس (۲۰۰۶) [۴۰] و نوبانی و الهاجر (۲۰۰۹) [۴۹]، مطابقت دارد و با نتایج پژوهش‌های لایرودی و لازاریدس (۲۰۰۰) [۴۴] و لایرودی و مک کارتی

شاخص دوره تبدیل وجه نقد، همچنین بر نسبت بازده حقوق صاحبان سهام شرکت، صرف نظر از اهرم مالی و نوع صنعت، اثر منفی معناداری دارد و در نتیجه فرضیه یازدهم نیز تأیید شده است. در توجیه تأیید این فرضیه نیز دلایل ذکر شده در رابطه با فرضیه قبل متقاعدکننده است.

نتیجه حاصل از این فرضیه، از نظر وجود ارتباط معنادار با نتایج اکثر پژوهش‌های انجام شده در این زمینه مطابقت دارد، ولی از نظر نوع ارتباط با برخی نتایج پژوهش‌های دیگر مغایرت دارد. از نظر نوع ارتباط با نتایج پژوهش‌های انجام شده توسط لایرودی و دیگران (۱۹۹۹) [۴۵]، وانگ (۲۰۰۲) [۵۷]، الجلی (۲۰۰۴) [۳۰]، لازاریدس و ترایفانیدس (۲۰۰۶) [۴۰] و نوبانی و الهاجر (۲۰۰۹) [۴۹]، مطابقت دارد و با نتایج پژوهش‌های لایرودی و لازاریدس (۲۰۰۰) [۴۴] و لایرودی و مک کارتی

(۱۳۸۸) [۵]، الجلی (۲۰۰۴) [۳۰] و نذیر و آفزا (۲۰۰۹) [۴۸]، مطابقت دارد. همچنین، به جز فرضیات هفتم، هشتم، دهم و یازدهم، متغیر نوع صنعت بر عملکرد مالی تأثیری نداشته است. نتیجه حاصل در رابطه با متغیر صنعت، با نتایج پژوهش‌های نمازی و شیرزاده (۱۳۸۴) [۱۹]، نمازی و رستمی (۱۳۸۵) [۲۶] و نذیر و آفزا (۲۰۰۹) [۴۸]، مطابقت دارد و با نتایج پژوهش‌های نوروش و حیدری (۱۳۸۳) [۲۷]، اعتمادی و چالاکی (۱۳۸۴) [۱] و نمازی و زراعتگری (۱۳۸۸) [۲۰]، مطابقت ندارد.

۷- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

تجزیه و تحلیل فرضیه‌های پژوهش نشان می‌دهد که تمامی فرضیه‌های پژوهش، به جز فرضیه‌های مربوط به نسبت Q توبین تأیید شده است. بر اساس نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها، به‌طور کلی، شاخص‌های نوین نقدینگی در ارزیابی عملکرد مالی شرکت‌ها تصویر دقیق‌تری به استفاده‌کنندگان از اطلاعات مالی ارائه می‌دهد. افزون بر این، شاخص‌های نوین نقدینگی دارای محتوای اطلاعاتی متفاوت‌تری در مقایسه با نسبت‌های سنتی نقدینگی هستند و به گونه‌ای مؤثر می‌توانند راهنمای استفاده‌کنندگان در جهت اخذ تصمیمات بهینه باشند. نتایج و پیشنهادهای حاصل از پژوهش را می‌توان به شرح زیر بیان کرد:

۷-۱. نتایج و پیشنهادهای حاصل از پژوهش

۱) از شاخص‌های نقدینگی تنها برای تجزیه و تحلیل نقدینگی استفاده نشود؛ بلکه می‌توان از آنها به عنوان ابزاری مناسب برای ارزیابی عملکرد مالی شرکت‌ها استفاده کرد.

شرکت‌هایی که قدمت بیشتری دارند، دارای شاخص مانده نقدی خالص بالاتر و شرکت‌های تازه تأسیس شده، دارای شاخصی پایین‌تر شوند و این امر سبب می‌شود ارتباط ضعیفی بین شاخص مانده نقدی خالص و نسبت بازده دارایی‌ها مشاهده شود.

فرضیه چهاردهم پژوهش نیز حاکی از وجود ارتباط معنادار مثبتی بین شاخص مانده نقدی خالص و بازده حقوق صاحبان سهام، صرف نظر از اهرم مالی و نوع صنعت است. در توجیه تأیید این فرضیه نیز دلایل ذکر شده در رابطه با فرضیه قبل متقاعدکننده است.

به طور کلی، در مورد متغیرهای کنترلی نیز باید گفت که متغیر اهرم مالی در هیچ یک از فرضیه‌ها، ارتباطی با عملکرد مالی شرکت‌ها نداشته است. نتیجه حاصل در رابطه با اهرم مالی، با نتایج حاصل از پژوهش قالیباف اصل و رضایی (۱۳۸۶) [۱۴] و نمازی و ابراهیمی (۱۳۸۸) [۲۵] مطابقت دارد. در خصوص رابطه بین متغیر اندازه با عملکرد نیز باید متذکر شد که در کلیه فرضیه‌ها به جز فرضیه نهم رابطه معنادار مثبتی وجود دارد. این نتیجه با نظریه ریاحی بلکویی (۲۰۰۳)، که معتقد است چون شرکت‌های بزرگ، دارای قدرت چانه‌زنی و صرفه‌جویی ناشی از مقیاس هستند، رابطه مثبت بین اندازه شرکت و عملکرد وجود دارد، سازگار است، اما نتیجه حاصل با نظریه هاگن (۲۰۰۱) [۳۴]، مبنی بر وجود رابطه منفی بین اندازه شرکت و بازده سهام سازگار نیست، زیرا شرکت‌های بزرگ، ریسک کمتر و در نتیجه بازده کمتری دارند. نتیجه حاصل در رابطه با اندازه شرکت، با نتایج حاصل از پژوهش قالیباف اصل و رضایی، (۱۳۸۶) [۱۴]، تهرانی و باجلان

(۵) سازمان بورس اوراق بهادار تهران، شرکت‌ها را ملزم به ارائه نسبت‌های حسابداری بر اساس ارزش‌های بازار کند، زیرا همان‌طور که در فرضیات مربوط به نسبت Q توبین مشاهده شد، عدم ارائه اطلاعات بر اساس بازار، ممکن است باعث گمراهی استفاده‌کنندگان از اطلاعات صورت‌های مالی شود و در نتیجه تصمیمات متفاوتی اتخاذ کنند.

۲-۷. پیشنهاد برای پژوهش‌های آتی

(۱) در این پژوهش، نوع صنعت به صورت متغیر مجازی کنترل شده است. پیشنهاد می‌شود نقش شاخص‌های نقدینگی در ارزیابی عملکرد مالی شرکت‌ها در صنایع گوناگون تجزیه و تحلیل و مقایسه شود.

(۲) بررسی و آزمون تأثیر شاخص‌های نقدینگی بر عملکرد مالی شرکت‌ها، برای شرکت‌های زیان‌ده در مقایسه با شرکت‌های سودآور.

(۳) تکرار این پژوهش با استفاده از سایر متغیرهای ارزیابی عملکرد مالی شرکت‌ها.

(۴) شناسایی سایر عوامل موثر بر نقدینگی، مانند نوع نگرش مدیریت، میزان و نحوه تقسیم سود و بررسی اثر آنها بر روی نقدینگی شرکت‌ها و در نتیجه ارزیابی نقش آنها در ارزیابی عملکرد مالی شرکت‌ها.

(۵) متغیرهای کنترلی بیشتری در تبیین نقش شاخص‌های نقدینگی در ارزیابی عملکرد مالی شرکت‌ها استفاده شود.

منابع

۱- اعتمادی، حسین و چالاک، پری. (۱۳۸۴). «رابطه بین عملکرد و تقسیم سود نقدی در

(۲) به سازمان بورس اوراق بهادار تهران پیشنهاد می‌شود برای ارزشیابی و قیمت‌گذاری سهام شرکت‌های متقاضی ورود به بورس، علاوه بر نسبت‌های مالی تعهدی و نسبت‌های مالی مبتنی بر جریان‌های نقدی، از شاخص‌های نقدینگی (به خصوص شاخص‌های نوین نقدینگی) به عنوان ابزاری برای سنجش نقدینگی و توانایی شرکت‌ها برای تداوم فعالیت و انجام تعهداتشان استفاده کند.

(۳) پیشنهاد می‌شود، مدیران شرکت‌ها تاجایی که امکان دارد، از بدهی‌های جاری برای تأمین سرمایه در گردش مخصوصاً موجودی‌های کالا استفاده کنند؛ زیرا نتایج پژوهش نشان می‌دهد ۵۸٪ تغییرات دوره تبدیل وجه نقد ناشی از دوره گردش موجودی‌های کالا است. استفاده از بدهی جاری برای تأمین موجودی کالا و استفاده از مدل‌های سفارش بهینه دارایی‌ها باعث کاهش دوره تبدیل وجه نقد و جلوگیری از راکد ماندن وجه نقد و پیشگیری از هزینه‌های عملیاتی، همچون هزینه‌های انبارداری می‌شود که می‌تواند راه حلی برای رفع مشکلات نقدینگی شرکت‌ها باشد.

(۴) به سرمایه‌گذاران محترم در بورس اوراق بهادار تهران پیشنهاد می‌شود در تصمیم‌گیری‌های خود، فقط به قیمت سهام شرکت‌ها اکتفا نکنند و سایر معیارهای ارزیابی عملکرد مالی شرکت‌ها، از جمله شاخص‌های نقدینگی شرکت‌ها و به خصوص شاخص‌های نوین نقدینگی را نیز مورد توجه قرار دهند. این شاخص‌ها، می‌توانند در کنار سایر معیارها، برای کمک به تصمیم‌گیری مناسب سرمایه‌گذاران، مفید واقع شوند.

- ۸- رجبی، روح‌الله و گنجی، عزیزالله. (۱۳۸۴). «بررسی رابطه بین نظام راهبری و عملکرد مالی شرکت‌ها»، پژوهش‌های حسابداری مالی، ش ۴، صص ۲۳-۳۴.
- ۹- زراعتگری، رامین. (۱۳۸۶). «بررسی کاربرد نسبت Q توپین و مقایسه آن با سایر معیارهای ارزیابی عملکرد مدیران در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه شیراز.
- ۱۰- صامتی، مجید و مرادیان تهرانی، مهناز. (۱۳۸۶). «بررسی ارتباط میان ارزش شرکت با نرخ تورم با استفاده از شاخص Q توپین در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۸۳-۱۳۷۳»، فصلنامه بررسی‌های اقتصادی، ش ۳، صص ۴۵-۶۰.
- ۱۱- طالبی، محمد (۱۳۷۵). «شناخت ابعاد مدیریت نقدینگی در شرکت‌ها»، دو فصلنامه تحقیقات مالی، ش ۱۱ و ۱۲، صص ۱۱۰-۱۲۶.
- ۱۲- فدایی نژاد، محمد اسماعیل. (۱۳۷۴ و ۱۳۷۳). «آزمون شکل ضعیف کارای سرمایه و بورس اوراق بهادار تهران»، دو فصلنامه تحقیقات مالی، ش ۵ و ۶، صص ۳-۲۶.
- ۱۳- فلاحی، محمد علی و چشمی، علی. (۱۳۸۳). «برآورد تابع سرمایه‌گذاری Q توپین با تأکید بر نقش مالیات بر شرکت‌ها در ایران»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، تابستان، ش ۱۹، صص ۷۹-۹۵.
- ۱۴- قالیباف اصل، حسن و رضایی، فاطمه. (۱۳۸۶). «بررسی تأثیر هیأت مدیره بر عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار طی سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۷۷»، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ش ۳۹، صص ۳۱-۴۷.
- ۲- اعتمادی، حسین و تاری وردی، یداله. (۱۳۸۵). «تأثیر نحوه‌ی ارائه‌ی صورت جریان وجوه نقد بر قضاوت‌های سرمایه‌گذاران حرفه‌ای»، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ش ۴۵، صص ۶۹-۸۸.
- ۳- افسرده گلفزانی، جواد. (۱۳۸۴). «بررسی ارتباط بین ارزش شرکت و ریسک سیستماتیک و غیر سیستماتیک آن با استفاده از شاخص Q توپین در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره ۱۳۸۰-۱۳۷۶»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد مدیریت بازرگانی، دانشگاه اصفهان.
- ۴- برزیده، فرخ. (۱۳۸۴). «نقش نسبت‌های مرسوم و نوین نقدینگی در تصمیم‌گیری‌های مالی»، فصلنامه مطالعات حسابداری، ش ۱۰ و ۱۱، صص ۱۵۷-۱۷۷.
- ۵- تهرانی، رضا و باجلان، سعید. (۱۳۸۸). «بررسی ارتباط بین ویژگی‌های شرکت و موفقیت مالی»، دو فصلنامه پژوهش‌نامه مدیریت اجرایی، ش ۳۳، صص ۷۷-۱۰۲.
- ۶- جهانخانی، علی و عبده تبریزی، حسین. (۱۳۷۲). «نظریه بازار کارای سرمایه»، دو فصلنامه تحقیقات مالی، ش ۱، صص ۷-۲۳.
- ۷- خوش‌طینت، محسن و نمازی، زهیر. (۱۳۸۳). «همبستگی شاخص‌های سنتی نقدینگی و شاخص‌های نوین نقدینگی»، فصلنامه مطالعات حسابداری، ش ۷، صص ۵۵-۷۶.

- تهران»، دو فصلنامه تحقیقات مالی، ش ۲۳، صص ۳۳-۴۸.
- ۱۵- نصرالهی، زهرا. (۱۳۷۱). «تجزیه و تحلیل عملکرد بورس اوراق بهادار ایران»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس.
- ۱۶- نمازی، محمد. (۱۳۸۲). بررسی عملکرد اقتصادی بازار بورس اوراق بهادار در ایران، چاپ اول، تهران: وزارت امور اقتصادی و دارایی.
- ۱۷- نمازی، محمد و منصور، ابراهیم. (۱۳۸۵). «بررسی تجربی دوره گردش وجه نقد و تجزیه و تحلیل نقدینگی شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران»، فصلنامه دانش و پژوهش حسابداری، ش ۷، صص ۱۶-۲۳ و صص ۵۳-۶۰.
- ۱۸- نمازی، محمد و شوشتریان، زکیه. (۱۳۷۴). «بررسی کارایی بازار بورس اوراق بهادار»، دو فصلنامه تحقیقات مالی، ش ۷ و ۸، صص ۸۲-۱۰۴.
- ۱۹- نمازی، محمد و شیرزاده، جلال. (۱۳۸۴). «بررسی رابطه بین ساختار سرمایه با سودآوری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران (با تأکید بر نوع صنعت)»، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ش ۴۲، صص ۷۵-۹۵.
- ۲۰- نمازی، محمد و زراعتگری، رامین. (۱۳۸۸). «بررسی کاربرد نسبت Q توبین و مقایسه آن با سایر معیارهای ارزیابی عملکرد مدیران در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، پیشرفت‌های حسابداری (مجله علوم اجتماعی و انسانی سابق)، پاییز، ش ۵۷/۳، صص ۲۳۱-۲۶۲.
- ۲۱- نمازی، محمد و شوشتریان، زکیه. (۱۳۷۴). «بررسی کارایی بازار بورس اوراق بهادار»، دو فصلنامه تحقیقات مالی، ش ۷ و ۸، صص ۸۲-۱۰۴.
- ۲۲- نمازی، محمد و شوشتریان، زکیه. (۱۳۷۵). «مروری بر آزمون‌های کارایی بورس اوراق بهادار در سطح ضعیف»، دو فصلنامه تحقیقات مالی، ش ۱۱ و ۱۲، صص ۴۷-۸۳.
- ۲۳- نمازی، محمد و شوشتریان، زکیه. (۱۳۷۷). «نظریه‌ها، الگوها و روش‌های آزمون کارایی بازار سرمایه»، مجله علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز، پاییز، صص ۱-۲۲.
- ۲۴- نمازی، محمد و خواجه‌ی، شکرالله. (۱۳۸۳). «سودمندی متغیرهای حسابداری در پیش‌بینی ریسک سیستماتیک شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ش ۳۸، صص ۹۳-۱۱۹.
- ۲۵- نمازی، محمد و ابراهیمی، شهلا. (۱۳۸۸). «بررسی تأثیر سرمایه فکری بر عملکرد مالی جاری و آتی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، تحقیقات حسابداری، ش ۴، صص ۱-۲۲.
- ۲۶- نمازی، محمد و رستمی، مهدی. (۱۳۸۵). «بررسی رابطه بین نسبت‌های مالی و نرخ بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران»، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ش ۴۴، صص ۱۰۵-۱۲۷.
- ۲۷- نوروش، ایرج و حیدری، مهدی. (۱۳۸۳). «ارزیابی عملکرد مدیریت شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران با مدل CVA و بررسی رابطه آن مدل با بازده سهام»، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ش ۳۸، صص ۱۲۱-۱۴۷.
- 28- Brainard, W. and J. Tobin (1968). "Pitfalls in Financial Model-Building." *American Economic Review*, Vol. 58, No. 2, pp. 99-122.

- abstract_id=501802. [Online] [4 March 2008].
- 39- Lange, H. and C. Sahu (2008). "Board Structure and Size: The Impact of Changes to Clause 49 in India." *U21Global Working Paper Series*, No.004, <http://www.u21global.com/PartnerAdmin/ViewContent?module=DOCUMENTLIBRARY&oid=157448>.
- 40- Lazaridis, L. and D. Tryfonidis (2006). "Relationship Between Working Capital Management and Profitability of Listed Companies in the Athens Stock Exchange." *Journal of Financial Management and Analysis*, Vol. 19, No. 1, pp. 1-12.
- 41- Lehn, K. M.; Patro, S.; and M. Zhao (2009). "Determinants of the Size and Composition of US Corporate Boards: 1935-2000." *Financial Management*, pp. 747-780.
- 42- Levin, A.; Lin, C. F. and J. Chu (2002). "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties." *Journal of Econometrics*. No.108, pp. 1-24.
- 43- Lyroudi, K. and D. Mc Carty (1992). "An Empirical Investigation of the Cash Conversion Cycle of Small Business Firm." *The Journal of Small Business Finance*, Vol. 2, pp. 139-161.
- 44- Lyroudi, K. and J. Lazaridis (2000). "The Cash Conversion Cycle and Liquidity Analysis of the Food Industry in Greece." [Electronic Version]. EFMA 2000 Athens, from <http://ssrn.com/paper=236175>.
- 45- Lyroudi, K.; Mc Carty D.; Lazaridis, J.; and T. Chatzigagios (1999). "An Empirical Investigation of Liquidity: The Case of UK Firms." , presented at the Annual Financial Management
- 29- Dickey, D. A. and W. A. Fuller. (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root." *Journal of the American Statistical Association*. No. 74, pp. 427-431
- 30- Eljelly, A. (2004). "Liquidity-Profitability Tradeoff: an Empirical Investigation in an Emerging Market." *International Journal of Commerce & Management*. Vol. 14, No. 2, pp. 48-61.
- 31- Gitman, L. J. (1974). "Estimating Corporate Liquidity Requirements: A Simplified Approach." *The Financial Reviews* 9 (1), pp. 79-88.
- 32- Gujarati, N. D. (1995). *Basic Econometrics*. Furth edition, McGraw-Hill International Editions: Economic Series.
- 33- Hardi, K. (2003). "Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data." *Journal of Econometrics*, No. 3, pp. 61-148.
- 34- Haugen, R. (2001). *Modern Investment Theory*. 5th ed. Prentice Hall/ United Kingdom.
- 35- Horrigan, J. O. (1969). "Some Empirical Bases of Financial Ratio Analysis." *The Accounting Review*, Vol. 40, Iss. 3, pp. 558-568.
- 36- Im, K. S.; Pesaran, M. H. and Y. Shin (2003). "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels." *Journal of Econometrics*. No. 115, pp. 53-74.
- 37- Kamath, R. (1989). "How Useful Are Common Liquidity Measures?." *Journal of Cash Management*, Vol. 9, Iss. 1, pp. 24-28.
- 38- Kumar, J. (2004). "Agency Theory and Firm Value in India." <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?>

- 52- Riahi-Belkaoui, A. (2003). "Intellectual Capital and Firm Performance of US Multinational Firms." *Journal of Intellectual Capital*, Vol. 4, No. 2, pp. 215-226.
- 53- Shulman, J. and R. Cox (1985). "An Integrative Approach to Working Capital Management." *Journal Cash Management*. November/December 1985. pp. 64-67.
- 54- Smith, M. B. and E. Begmann (1997). "Measuring Associations Between Working Capital and Return on Investment." *South African Journal of Business Management*, Vol. 28, Iss. 1.
- 55- Soenen, L. A. (1993). "Cash conversion cycle and corporate profitability." *Journal of Cash Management*, Vol. 13, Iss. 40, pp. 53-58.
- 56- Timothy, G. J. and D. Andrew (1997). *Financial Management*. 1st edition, Prentice Hall Publishers.
- 57- Wang, Y, J. (2002). "Liquidity Management Operating Performance and Corporate Value: Evidence Form Japan And Taivan." *Journal of Multinational Financial Management*, Vol. 12, Iss. 2, No. 12, pp. 159-169.
- 58- Wolfe, J. (2003). "The TOBIN'q as a Company Performance Indicator." *Developments in Business Simulation and Experimental Learning*, Vol. 30, pp. 155-160.
- Association Meeting in Orlando, October 1999.
- 46- Melyk, L. Z. and Birita (1974). "Comperhencive Liquidity Index as an Measure of Corporate Liquidity." *Scientific and Behaviorial Foundation of Decision Scienes (Atlanta, Ga.:Southeastern Region of the American Institute for Decision Scienes)*, pp. 162-165.
- 47- Moss, D, J. and B. Stine (1993). "Cash Conversion Cycle and Firm Size: A Study of Retail Firm." *Managerial Finance*, Vol. 19, Iss. 8, pp. 25-34.
- 48- Nazir, M. S. and T. Afza (2009). "Working Capital Requirements and the Determining Factors in Pakistan." *The IUP Journal of Applied Finance*, Vol. 15, No. 4, pp. 28-38.
- 49- Nobanee, H. and M. A. Hajjar (2009). "Working Capital Management, Operating Cash Flow and Corporate Performance." (September 10, 2009). Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1471236>.
- 50- O'Connell, V. and N. Cramer (2010). "The Relationship Between Firm Performance and Board Characteristics in Ireland." *European Management Journal*, Article in Press, <http://www.sciencedirect.com/science?ob=ArticleURL& udi=B6V9T-4YNBRVB>.
- 51- Phillips, P. C. B. and P. Perron (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression." *Biometrika*. No. 75, pp. 335-346.