فصلنامه علمی- پژوهشی مدیریت دارایی و تأمین مالی
سال سوم، شماره دوم، شماره پیاپی (نهم) تابستان ۱۳۹۴
تاریخ دریافت: ۹۲/۱۱/۱۴ تاریخ پذیرش: ۹۳/۱۱/۲۵
صص: ۱۱۴ ° ۹۷

بررسی رابطه بین مدیریت سرمایه در گردش و معیارهای عملکرد مبتنی بر ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

محمدعلی مرادی[۱]، مصطفی نجار[۲*]، مصطفی ایزدپور[۳]

۱- هیأت علمی گروه حسابداری دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران
m_ali_moradi@yahoo.com

۲- کارشناسی ارشد حسابداری دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران
mostafa.najjar@gmail.com

۳- دانشجوی دکتری حسابداری دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران، تهران، ایران
ezadpour1367@gmail.com

چکیده

پژوهش حاضر با هدف بررسی رابطه مدیریت سرمایه درگردش و معیارهای عملکرد مبتنی بر ارزش پایه‌گذاری شده است. از این‌رو، با مطالعه اطلاعات ۱۰۷ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۶ الی ۱۳۹۰ و نیز با تدوین سه فرضیه اصلی و نه فرضیه فرعی در راستای پرسش اصلی پژوهش، اثر متغیرهای مختلف مدیریت سرمایه در گردش (شامل؛ متوسط دوره وصول مطالبات، دوره تبدیل موجودی کالا، متوسط دوره پرداخت بدهی و چرخه تبدیل وجه نقد) بر شاخص‌های عملکرد مبتنی بر ارزش (شامل؛ ارزش افزوده اقتصادی، ارزش افزوده بازار و Qتوبین) آزمون شده‌اند. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها از الگوی رگرسیون خطی چندگانه به روش حداقل مربعات تعمیم یافته تخمینی (EGLS) استفاده شده است. نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که افزایش دوره وصول مطالبات به افزایش ارزش افزوده اقتصادی و ارزش افزوده بازار و همچنین افزایش دوره تبدیل موجودی کالا موجب کاهش دو شاخص عملکرد مبتنی بر ارزش مزبور منجر می‌شود.

واژه‌های کلیدی: مدیریت سرمایه در گردش، چرخه تبدیل وجه نقد، ارزش افزوده اقتصادی، ارزش افزوده بازار، شاخص Q توبین.

---

* نویسنده مسؤول

مقدمه

از نظر بسیاری از دانشگاهیان، ساختار سرمایه و مدیریت سرمایه در گردش دو عاملی هستند که بر سودآوری شرکت‌ها موثر بوده و از این رو در بسیاری از موارد برای کسب سود دستخوش تغییرات قرار می‌گیرند [۲۱]. اغلب پژوهش‌های گذشته بر تصمیم‌های مالی بلندمدت مدیران شرکت‌ها متمرکز شده است. در حالی که سرمایه‌گذاری در دارایی‌های جاری و استفاده از منابع تأمین مالی کوتاه مدت از مسایل مهم فرا روی شرکت‌ها است که به نظر اسمیت[1] [۳۱] از طریق اثرگذاری بر سودآوری و ریسک بر ارزش شرکت‌ها تأثیر به‌سزایی دارد.

اهمیت روزافزون مدیریت سرمایه در گردش باعث شده است که این موضوع به صورت رشته‌ای تخصصی مالی درآید. مطالعات نشان می‌دهد بیشتر وقت مدیران مالی صرف عملیات داخلی روزانه شرکت می‌شود که از این امور با عنوان مدیریت سرمایه در گردش یاد می‌شود. هرگونه تصمیمی که در این بخش توسط مدیران واحد تجاری اتخاذ می‌شود، اثر قابل ملاحظه‌ای بر بازدهی عملیاتی واحد تجاری گذاشته و باعث تغییر در ارزش شرکت و نهایتاً ثروت سهامداران خواهد شد. از آنجا که وقت زیادی از مدیران صرف تصمیم‌های مربوط به سرمایه در گردش می‌شود، به نظر می‌رسد بررسی پیامدهای برون سازمانی این نوع تصمیم‌ها، ارزیابی بهتری از عملکرد مدیران در زمینه تخصیص بهینه منابع در اختیار قرار دهد.

اتخاذ تصمیم‌های منطقی رابطه مستقیم با عملکرد بنگاه اقتصادی دارد. ارزیابی عملکرد بنگاه اقتصادی نیازمند شناخت معیارها و شاخص‌هایی است که در دو مجموعه شاخص‌های مالی و غیر مالی طبقه‌بندی می‌شود. در ادبیات مالی، شاخص‌های متفاوتی برای سنجش عملکرد از منظرهای مختلف ارایه شده است که در این میان، استفاده از شاخص‌های سنجش عملکرد مبتنی بر ارزش در فرایند ارزیابی به منظور آگاهی از میزان ارزش‌آفرینی بنگاه‌های اقتصادی، در مقایسه با شاخص‌های سنتی مبتنی بر داده‌های تاریخی از کاربست گسترده‌تری برخوردار شده، زیرا مفاهیم ارزش و ارزش آفرینی را مبنا و هدف قرار می‌دهد. درک این که چرا، در کجا، و چگونه ارزش ایجاد می‌شود ضرورت کسب و کار امروزی است، چرا که ارزیابی عملکرد بنگاه از سوی ذی‌نفعان نیز بر اساس ارزش ایجاد شده از سوی شرکت شکل خواهد گرفت [۸].

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

با مراجعه به ادبیات پژوهش موجود در زمینه مدیریت سرمایه در گردش و ارزش شرکت، برخی پژوهشگران استدلال کرده‌اند که سطح کارایی مدیریت سرمایه در گردش یکی از راه‌های گوناگون ایجاد ارزش است. برای مثال، سوئنن[2] [۳۲]، شین و سوئنن[3] [۳۰] و دیلوف[4] [۲۱] در پژوهش‌های خود نشان داده‌اند که وضعیت سودآوری شرکت‌ها با بهبود مدیریت سرمایه در گردش ارتقا یافته است. پژوهشگران مذکور براین باورند شرکت‌هایی که حداقل سرمایه‌گذاری در خالص سرمایه در گردش عملیاتی را دارند، سودآوری بیشتر و به تبع آن ارزش شرکت بالاتری را تجربه می‌کنند. البته این استدلال لزوماً صادق نیست. برای مثال، در تضاد با نتایج فوق، کارپنتر و جانسون[5] [۲۰] شواهدی را ارایه نموده‌اند

1. Smith

2. Soenen
3. Shin & Soenen
4. Deloof
5. Carpenter & Johnson

مبنی بر این‌که یک رابطه غیر خطی بین سطح دارایی‌های جاری و ریسک سیستماتیک شرکت‌های امریکایی وجود دارد، اما شدت این رابطه از معناداری بالایی برخوردار نیست؛ بنابراین، ارتباط بین مدیریت سرمایه در گردش و ارزش شرکت، به سادگی ارتباط بین مدیریت سرمایه در گردش و سودآوری قابل تبیین نیست.

به لحاظ نظری، هدف مدیریت سرمایه در گردش کسب اطمینان نسبت به استفاده بهینه از منابع برای سودآوری و حداکثر نمودن ارزش شرکت است. از طرفی هدف نهایی شرکت، ایجاد ارزش برای سهامداران آن است. بنابراین سرمایه در گردش نیز می‌تواند به عنوان یکی از عوامل ایجاد کننده ارزش برای سهامداران، همان‌طور که راپاپورت[1] بیان کرده است، در نظر گرفته شود. بر اساس دیدگاه راپاپورت، کاهش سرمایه‌گذاری مازاد در سرمایه در گردش به افزایش ارزش برای سهامداران منجر خواهد شد. کاهش نیاز اضافی به سرمایه در گردش بدین معناست که یک کسب و کار دارای جریان‌های نقد خروجی کمتری برای موجودی‌ها و بدهکاران (حساب‌های دریافتنی) بوده و افزایش در جریان‌های نقد ورودی، ارزش کسب و کار را افزایش می‌دهد [۷]. به عقیده وی، ایجاد ارزش از طریق بهبود در سطوح سرمایه در گردش نسبت به سایر عوامل ایجاد کننده ارزش؛ نظیر ایجاد جریان پایدار در سود، آسان‌تر است.

بحث فوق پیرامون هدف مدیریت سرمایه در گردش این پرسش را ایجاد می‌کند: همان‌طور که ارتباط بین مدیریت سرمایه در گردش و ارزش شرکت به لحاظ نظری از طریق ارتباط آن با معیارهای سودآوری تبیین شده است؛ آیا می‌توان ارتباط بین مدیریت سرمایه در گردش و ارزش شرکت را به لحاظ تجربی به طور مستقیم تبیین نمود؟ در همین راستا، پژوهش حاضر بر آن است تا ارتباط بین مدیریت سرمایه در گردش و ارزش آفرینی در شرکت را از طریق آزمون تأثیر کارایی مدیریت سرمایه در گردش بر معیارهای عملکرد مبتنی بر ارزش مورد مطالعه قرار دهد.

با توسعه بازارهای سرمایه، نقش معیارهای ارزیابی عملکرد در انعکاس عملکرد شرکت‌ها از طریق محتوای اطلاعاتی موجودشان پر رنگ‌تر شده است، در این میان، رقابت بین دو دسته از معیارهای ارزیابی عملکرد سنتی و نوین (مبتنی بر ارزش) در توجیه عملکرد شرکت‌ها مورد توجه پژوهشگران قرار گرفته است. ارزیابی عملکرد مبتنی بر معیارهای سنتی، تنها سود حسابداری را مورد توجه قرار می‌دهد و به دلیل این که در آن هزینه منابع شرکت‌ها مورد توجه قرار نمی‌گیرد، روش مطلوبی محسوب نمی‌شود. در مقابل، معیارهای عملکرد مبتنی بر ارزش، معیارهایی هستند که می‌توان از طریق آن، ارزش ایجاد شده سهامداران را با هدف حداکثر سازی ثروت و بالا بردن نرخ بازده برای آن‌ها اندازه‌گیری و مدیریت نمود. این معیارها عملکرد مدیریت را در اینکه توانسته است بازدهی بیشتر از بازده مورد انتظار سهامداران برای آن‌ها ایجاد نماید، اندازه‌گیری می‌نماید، کاری که معیارهای عملکرد سنتی از انجام آن عاجز است [۱۱]. معیارهای نوین ارزیابی عملکرد و بخصوص معیارهای مبتنی بر ارزش افزوده، همیشه جوابی ارایه می‌دهد که با حداکثر سازی منافع سهامداران همسو و سازگار است، در حالی که اندازه‌گیری عملکرد شرکت بر مبنای معیارهای سنتی می‌تواند انگیزه‌هایی ایجاد نماید که با حداکثر کردن ثروت سهامداران ناسازگار باشد [۹].

1. Rappaport

با این حال، برخی معتقدند یک شاخص ایده‌آل برای ارزیابی عملکرد شرکت‌ها وجود ندارد و برای اندازه‌گیری و سنجش عملکرد و تعیین ارزش شرکت، روش‌های مختلفی وجود دارد که هر کدام دارای معایبی اساسی بوده و چنانچه این روش‌ها به عنوان معیاری برای اندازه‌گیری عملکرد و تعیین ارزش شرکت در نظر گرفته شوند، قطعاً به تعیین ارزش واقعی منجر نخواهند شد [۳].

در زمینه مدیریت سرمایه در گردش و ارتباط آن با سودآوری در سالیان اخیر پژوهش‌های متعددی انجام شده است. از جمله پژوهش‌های صورت گرفته در سایر کشورها می‌توان به پژوهش‌های انجام شده توسط مونا[1] [۲۶]، ازهار و نوریزا[2] [۲۷]، ماسوا[3] [۲۵]، گیل[4] و همکاران [۲۳] و علی ایار[5] [۳۳] اشاره نمود. همچنین در مورد پژوهش‌های داخلی می‌توان به پژوهش‌های انجام گرفته توسط بهارمقدم و همکاران [۲]، یعقوب‌نژاد و همکاران [۱۸]، رضازاده و حیدریان[۶] و ایزدی‌نیا و تاکی [۱] اشاره نمود. نتایج کلی و عمومی این پژوهش‌ها در بورس‌های مختلف تقریباً مشابه و نشان‌دهنده این مطلب است که بین مؤلفه‌های مدیریت سرمایه در گردش و سودآوری رابطه‌ای معنادار وجود دارد. نتایج تمامی مطالعات فوق حاکی از رابطه معنادار چرخه تبدیل وجه نقد با معیارهای مختلف سودآوری شامل بازده دارایی‌ها، بازده حقوق صاحبان سهام، سود عملیاتی و... است.

در مقایسه با پژوهش‌های فوق، مطالعات اندکی به بررسی ارتباط بین مدیریت سرمایه در گردش و معیارهای عملکرد مبتنی بر ارزش شرکت پرداخته‌اند. مونا (۲۰۱۲) به بررسی تأثیر سیاست‌های مدیریت سرمایه در گردش بر سودآوری و ارزش ۵۷ شرکت پذیرفته شده در بورس سهام عمان طی دوره زمانی ۲۰۰۱-۲۰۰۹ پرداخته که نتایج این پژوهش نشان‌دهنده رابطه منفی و معنادار نسبت بدهی‌های جاری به جمع دارایی‌ها و رابطه مثبت و معنادار نسبت دارایی‌های جاری به جمع دارایی‌ها با ارزش شرکت است. در این مطالعه از شاخص Q توبین به عنوان متغیر اندازه‌گیری ارزش شرکت استفاده شده است [۲۶]. در پژوهشی مشابه، ازهار و نوریزا (۲۰۱۰) به توضیح تأثیر اجزای سرمایه در گردش شامل چرخه تبدیل وجه نقد، با عملکرد شرکت‌های مالزیایی با تمرکز بر ارزش شرکت؛ یعنی شاخص توبین و سودآوری شرکت؛ یعنی بازده حقوق صاحبان سهام پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش به‌طور خاص حاکی از رابطه منفی و معنادار چرخه تبدیل وجه نقد با شاخص Q توبین است [۲۷]. در مقابل نتایج مطالعه ورال[6] و همکاران (۲۰۱۲) در خصوص شرکت‌های ترکیه‌ای حاکی از عدم وجود رابطه معنادار بین اجزای چرخه تبدیل وجه نقد با شاخص Qتوبین است، ولی ارتباط مثبت و معناداری بین چرخه تبدیل وجه نقد و شاخص Q توبین را نشان می‌دهد [۳۴]. همچنین بر اساس یافته‌های اساندینا[7] (۲۰۱۴) درخصوص شرکت‌های صنایع غذایی و نوشیدنی نیجریه بین چرخه تبدیل وجه نقد و اجزای آن شامل دوره وصول مطالبات، دوره تبدیل موجودی و دوره بازپرداخت بدهی‌ها با شاخص Qتوبین ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد [۲۸].

رضایی احمدآبادی و همکاران (۲۰۱۳) به بررسی تأثیر مدیریت سرمایه در گردش بر معیارهای عملکرد شامل ارزش افزوده اقتصادی تعدیل شده و ارزش

1. Mona
2. Azhar & Noriza
3. Mathuva
4. Gill
5. Uyar
6. Vural
7. Osundina

افزوده بازار در خصوص شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۰ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها بیانگر عدم وجود ارتباط آماری معنادار بین چرخه تبدیل وجه نقد و اجزای آن با ارزش افزوده اقتصادی تعدیل شده و ارتباط منفی و معنادار آنها با ارزش افزوده بازار است [۲۹].

بندرا و ویراکن[1] (۲۰۱۱) در پژوهش خود به بررسی تأثیر سیاست‌های مدیریت سرمایه در گردش بر ارزش شرکت‌های پذیرفته شده بورسی در سریلانکا طی سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۰۹ پرداخته‌اند. بدین منظور آن‌ها ارتباط بین سیاست‌های جسورانه، میانه و محافظه‌کارانه در مدیریت سرمایه در گردش را با دو معیار ارزش افزوده اقتصادی (EVA) و ارزش افزوده بازار (MVA) با استفاده از تحلیل داده‌های پانل مورد مطالعه قرار دادند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که ۱- ارتباط منفی و معناداری بین استراتژی محافظه‌کارانه مدیریت سرمایه در گردش و ارزش افزوده بازار وجود دارد، به عبارت دیگر، شرکت‌هایی که از سیاست میانه استفاده می‌نمایند، در مقایسه با شرکت‌هایی که از سیاست محافظه‌کاری استفاده می‌کنند، ارزش افزوده بالاتری دارند. ۲- اتخاذ سیاست میانه به بهبود ارزش افزوده اقتصادی و ارزش افزوده بازار شرکت‌ها منجر می‌شود و در نهایت ۳- رابطه معناداری بین سیاست جسورانه مدیریت سرمایه در گردش و ارزش افزوده اقتصادی و ارزش افزوده بازار مشاهده نشده است [۱۹].

مرادی و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی تأثیر استراتژی‌های مختلف سرمایه درگردش بر ارزش افزوده بازار به عنوان معیار ارزیابی ارزش شرکت‌ها در۱۴ صنعت مختلف بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهدکه بین میانگین ارزش افزوده بازار در استراتژی‌های مختلف سرمایه درگردش تفاوت معناداری وجود دارد. همچنین نتایج این پژوهش حاکی است که استراتژی جسورانه بیشترین ارزش افزوده بازار را در بین سایر استراتژی‌ها در کل صنایع دارد [۱۶].

فرضیه‌های پژوهش

پژوهش حاضر به بررسی ارتباط بین کارایی مدیریت سرمایه در گردش و معیارهای عملکرد مبتنی بر ارزش شامل ارزش افزوده اقتصادی، ارزش افزوده بازار و شاخص توبین پرداخته که در این زمینه پرسش زیر مطرح شده است:

آیا بین کارایی مدیریت سرمایه در گردش و معیارهای عملکرد مبتنی بر ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران ارتباط معناداری وجود دارد؟ در پاسخ به پرسش فوق، فرضیه‌های زیر تدوین شده است: ۱.رابطه معناداری بین «چرخه تبدیل وجه نقد» و «ارزش افزوده اقتصادی» شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد.

۱-۱- بین «دوره وصول مطالبات» و «ارزش افزوده اقتصادی» رابطه‌ای معنادار وجود دارد؛

۱-۲- بین دوره «تبدیل موجودی‌ها» و «ارزش افزوده اقتصادی» رابطه‌ای معنادار وجود دارد؛

۱-۳- بین دوره «بازپرداخت بدهی‌ها» و «ارزش افزوده اقتصادی» رابطه‌ای معنادار وجود دارد؛

۲. رابطه معناداری بین «چرخه تبدیل وجه نقد» و «ارزش افزوده بازار» شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد؛

۲-۱- بین «دوره وصول مطالبات» و «ارزش افزوده بازار» رابطه‌ای معنادار وجود دارد؛

۲-۲- بین دوره «تبدیل موجودی‌ها» و «ارزش افزوده بازار» رابطه‌ای معنادار وجود دارد؛

1. Bandara & Weerakoon

۲-۳- بین دوره «بازپرداخت بدهی‌ها» و «ارزش افزوده بازار» رابطه‌ای معنادار وجود دارد؛

۳. رابطه معناداری بین «چرخه تبدیل وجه نقد» و «شاخص Q توبین» شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد؛

۳-۱- بین دوره «دوره وصول مطالبات» و «شاخص Q توبین» رابطه‌ای معنادار وجود دارد؛

۳-۲- بین دوره «تبدیل موجودی‌ها» و «شاخص Q توبین» رابطه‌ای معنادار وجود دارد؛

۳-۳- بین دوره «بازپرداخت بدهی‌ها» و «شاخص Q توبین» رابطه‌ای معنادار وجود دارد.

روش پژوهش

این پژوهش به‌لحاظ هدف کاربردی طرح آن از نوع شبه تجربی و با استفاده از رویکرد پس آزمون (از طریق اطلاعات گذشته) است [۱۲]. فرضیه‌های پژوهش با استدلال قیاسی تدوین شده و روش انجام پژوهش از نوع پژوهش‌های استقرایی است که با بررسی کتابخانه‌ای و بررسی صورت‌های مالی شرکت‌های مورد پژوهش انجام می‌شود. علاوه بر این برای جمع آوری اطلاعات مربوط برخی از متغیرهای پژوهش از بانک اطلاعاتی بورس اوراق بهادار با استفاده از نرم‌افزارهای اطلاعاتی «تدبیر پرداز» و «ره‌آورد نوین» بهره گرفته شده است.

جامعه آماری این پژوهش، شامل همه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۶ الی ۱۳۹۰ است که دارای شرایط زیر باشند: سال مالی آن‌ها منتهی به ۲۹ اسفند ماه هر سال باشد و طی بازه زمانی پژوهش، سال مالی را تغییر نداده باشند؛ قبل از سال ۱۳۸۶ در بورس پذیرفته شده باشند و اطلاعات مالی آنها از سال ۱۳۸۶ به طور کامل و پیوسته در دسترس باشد؛ جزو شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری مالی و بانک‌ها نباشند (توضیح اینکه سرمایه در گردش در این شرکت‌ها با اهداف متفاوتی نگهداری می‌شود؛ نسبت‌های اهرمی بالای شرکت‌های غیر مالی نشان‌گر ریسک مالی این شرکت‌هاست، در حالی که برای شرکت‌های مالی، این مسأله کاملاً عادی است، بنابراین اگر شرکت‌های مالی نیز در این تحلیل بررسی شوند، به استنتاج‌های اشتباه در مورد ارتباط متغیرها منجر خواهد شد؛ علاوه براین بدلیل تفاوت در ماهیت، رویه‌های حسابداری مورد استفاده و طبقه‌بندی اقلام در صورت‌های مالی تفسیرها و توجیه‌های به کار گرفته شده برای عوامل پایه‌ای این دو گروه متفاوتند). پس از اعمال محدودیت‌های فوق، تعداد ۱۰۷ شرکت به عنوان نمونه آماری پژوهش برای آزمون فرضیه‌ها انتخاب شد.

برای آزمون فرضیه‌های پژوهش می‌توان از یک مدل رگرسیونی که متغیرهای ارزیابی عملکرد شرکت را به متغیر مدیریت سرمایه در گردش مربوط کند، استفاده نمود. بدین منظور از الگوی داده‌های ترکیبی برای برآورد ضرایب و آزمون فرضیه‌ها استفاده شده است. مدل آماری پژوهش به شرح زیر است:

مدل (۱)
$$EVA_{it}=\beta_0+\beta_1\left(d(DSO_{it})\right)+\beta_2(DSI_{it})+\beta_3\left(d(DPO_{it})\right)+\beta_4(\text{size Growth})+\beta_5(\text{leverage})+\beta_6(SIZE)+\varepsilon_i$$

مدل(۲)
$$EVA_{it}=\beta_0+\beta_1 D(CCC)_{it}+\beta_2(\text{size Growth})+\beta_3(\text{leverage})+\beta_4(SIZE)+\varepsilon_i$$

مدل(۳)
$$MVA_{it}=\beta_0+\beta_1 d((DSO_{it}))+\beta_2(DSI_{it})+\beta_3 d((DPO_{it}))+\beta_4(\text{size Growth})+\beta_5(\text{leverage})+\beta_6(SIZE)+\varepsilon_i$$

مدل(۴)
$$MVA_{it}=\beta_0+\beta_1 d\left((CCC_{it})\right)+\beta_2(\text{size Growth})+\beta_3(\text{leverage})+\beta_4(SIZE)+\varepsilon_i$$

مدل(۵)
$$Q_{Tobin}=\beta_0+\beta_1 d(DSO_{it})+\beta_2(DSI_{it})+\beta_3 d(DPO_{it})+\beta_4(\text{size Growth})+\beta_5(\text{leverage})+\beta_6(SIZE)+\varepsilon_i$$

مدل(۶)
$$Q_{Tobin}=\beta_0+\beta_1 d(CCC_{it})+\beta_2(\text{size Growth})+\beta_3(\text{leverage})+\beta_4(SIZE)+\varepsilon_i$$

که در آن EVA[1] بیانگر ارزش افزوده اقتصادی، MVA[2] ارزش افزوده بازار، Q tobin شاخص توبین، DSO[3] دوره وصول مطالبات، DSI[4] دوره تبدیل موجودی‌ها، DPO[5] دوره پرداخت بدهی‌ها، CCC[6] چرخه تبدیل وجه نقد، size Growth رشد فروش، Leverage: اهرم مالی و Size بیانگر اندازه برای شرکت i در سال t است.

اغلب پژوهش‌های داخلی و خارجی از چرخه تبدیل وجه نقد به عنوان معیاری برای اندازه‌گیری کارایی مدیریت سرمایه در گردش استفاده نموده‌اند. چرخه تبدیل وجه نقد جایگزین معیارهایی نظیر نسبت جاری، نسبت سریع و چرخه وجه نقد کل[7] (TCC) شده که حالت مطلوب آن استفاده از نسخه تعدیل شده آن یعنی چرخه تبدیل وجه نقد موزون[8] (WCCC) است. هرچند WCCC معیار مناسب‌تری از CCC است، اما محدودیت دسترسی به داده های مورد نیاز، کاربردش توسط تحلیل‌گران خارج از سازمان را محدود می‌سازد[۲۲]. چرخه تبدیل وجه نقد فاصله زمانی بین انجام هزینه برای خرید مواد اولیه و وصول مبالغ کالاهای فروش رفته است. هر چقدر طول دوره تبدیل به نقد کمتر باشد نشان‌دهنده این است که شرکت وضعیت نقدینگی بهتری دارد. عناصر چرخه تبدیل به نقد شامل میانگین دوره وصول مطالبات (DSO)، میانگین دوره تبدیل موجودی یا مدت زمان نگهداری کالا (DSI) و میانگین دوره بازپرداخت بدهی‌ها (DPO) است که به صورت زیر محاسبه می‌شوند:

$$DSO = \left[\frac{\text{میانگین های‌حساب دریافتنی اول و پایان دوره}}{\text{فروش}}\right] \times 360$$

$$DPO = \frac{\text{میانگین حسابهای پرداختنی اول و پایان دوره}}{\text{بهای تمام شده کالای فروش رفته}} \times 360$$

$$DSI = \frac{\text{میانگین موجودی کالای اول و پایان دوره}}{\text{بهای تمام شده کالای فروش رفته}} \times 360$$

با در نظر گرفتن این سه دوره چرخه تبدیل به نقد (CCC) تعیین می‌شود. به بیان دیگر، چرخهٔ تبدیل به نقد برابر است با مجموع تعداد روزهای وصول مطالبات و نگهداری موجودی‌ها منهای روزهای پرداخت بدهی‌ها:

$$CCC = DSO + DSI - DPO$$

چرخه تبدیل به نقد طولانی‌تر نشان‌دهندهٔ آن است که زمان بیشتری طول می کشد تا وجه نقدی که صرف خرید موجودی‌ها شده است و سپس از طریق فروش به حساب های دریافتنی منتقل شده است، دوباره به وجه نقد تبدیل شود.

متغیرهای وابسته پژوهش شامل ارزش افزوده اقتصادی (EVA)، ارزش افزوده بازار (MVA) و شاخص Qتوبین است. بر مبنای ارزش افزوده اقتصادی، ارزش زمانی ایجاد می‌شود که نرخ بازده سرمایه بکار گرفته شده، بیش از نرخ هزینه آن است. ارزش افزوده اقتصادی به صورت زیر محاسبه می‌شود [۱۳].

$$E.V.A = (ROIC - WACC) * \text{Capital Employed}$$

که در آن، EVA ارزش افزوده اقتصادی، ROIC بازده سرمایه، WACC میانگین موزون هزینه سرمایه و Capital Employed سرمایه به‌کارگرفته‌شده (مجموع حقوق صاحبان سهام و بدهی های بلندمدت شامل حصه جاری بدهی‌های بهره‌دار) است. بازده سرمایه از طریق تقسیم سود عملیاتی پس از کسر مالیات بر ارزش دفتری سرمایه به کار گرفته شده به دست می‌آید. به شرح زیر:

$$ROIC = NOPAT/\text{Capital Employed}$$

1. Economic value added
2. market the value added
3. Days sales outstanding
4. Days sales of inventory
5. Days payable outstanding
6. Cash Conversion Cycle
7. Total Cash Cycle
8. Weighted CCC

که در این رابطه NOPAT سود خالص عملیاتی پس از کسر مالیات[1] است. حداقل بازدهی که شرکت باید به دست آورد تا بازده مورد نظر سرمایه‌گذاران و صاحبان بدهی را تأمین کند، هزینه سرمایه نامیده می‌شود. این نرخ حداقل نرخ بازدهی است که شرکت باید به دست آورد تا ارزش شرکت تغییر نکند. برای محاسبه هزینه سرمایه از میانگین موزون هزینه سرمایه شرکت‌ها استفاده شده است.

$$WACC_{it}=\left(\frac{MV_e}{MV_d+MV_e}\right)*R_e+\left(\frac{MV_d}{MV_d+MV_e}\right)*R_d*(1-t)$$

که در آن WACC بیانگر میانگین موزون هزینه سرمایه شرکت i در دوره‌ی t، MV_e ارزش بازار حقوق صاحبان سهام، MV_d ارزش بازار بدهی‌ها، R_e نرخ هزینه سرمایه حقوق صاحبان سهام، R_d نرخ هزینه سرمایه بدهی‌ها و t نرخ مالیات است.

ارزش افزوده بازار شرکت به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$M.V.A = MV - Capital$$

که در آن MV ارزش بازار شرکت و Capital سرمایه بکار گرفته شده در شرکت است. ارزش افزوده بازار از کسر ارزش دفتری سرمایه شرکت از ارزش بازار آن به دست می‌آید و از آن‌جا که ارزش بازار بدهی‌های شرکت با ارزش دفتری آن‌ها برابر در نظر گرفته می‌شود، بنابراین ارزش افزوده بازار شرکت‌ها با حاصل اختلاف بین ارزش بازار و ارزش دفتری سهم آن ها معادل می‌شود [۱۱]. ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت نیز از حاصل ضرب ارزش بازار هر سهم در پایان اسفند ماه در تعداد سهام شرکت محاسبه می‌شود.

از شاخص Q توبین بیشتر به‌عنوان معیار ارزش استفاده می‌شود. این نسبت از حاصل تقسیم ارزش بازار دارایی‌ها بر بهای تمام شده جایگزینی آن‌ها به دست می‌آید و عدد بزرگ‌تر از یک آن، نشان‌دهنده این است که سرمایه‌گذاری در دارایی‌ها، درآمدهایی را ایجاد نموده که ارزش آن‌ها بیش از مخارج سرمایه‌ای است. در مقابل، عدد کوچک‌تر از یک این شاخص بدین معنی است که سرمایه‌گذاری در دارایی‌ها مناسب نبوده و بازدهی چندانی نداشته است. در اینجا از مدل ساده شده Qتوبین استفاده شده که به شرح زیر قابل محاسبه است:

$$Q_{tobin} = (Mve + Bvd)/Bva$$

در رابطه فوق، Mve نشان دهنده ارزش بازار حقوق صاحبان سهام، Bvd مبین ارزش دفتری بدهی‌ها و Bva مشخص کننده ارزش دفتری دارایی‌هاست [۱۴].

متغیرهای کنترلی که اغلب در متون استراتژی به‌عنوان متغیرهای تأثیرگذار بر عملکرد شرکت استفاده می‌شوند، عبارتند از اهرم مالی، اندازه و رشد شرکت که در ادامه به آن‌ها پرداخته شده است. اهرم مالی بیانگر ریسک مالی شرکت است. وقتی شرکت از لحاظ مالی در سطح بهینه ساختار سرمایه خود نباشد تغییر در نسبت بدهی به جمع دارایی‌های آن می‌تواند سبب کاهش میانگین موزون هزینه سرمایه شود و بدین وسیله ساختار سرمایه آن به سطح مطلوب نزدیک شود. بنابراین تغییر در ساختار سرمایه شرکت‌ها بر ارزش آنها تأثیرگذار است. از جمله معیارهای ارزش شرکت‌ها عبارتند از ارزش کل بازار شرکت، ارزش افزوده اقتصادی و ارزش افزوده بازار شرکت. بنابراین تغییر در ساختار مالی شرکت‌ها می‌تواند بر ارزش کل شرکت، ارزش افزوده اقتصادی و ارزش افزوده بازار آنها تأثیر بگذارد [۳۵]. در این پژوهش از نسبت بدهی‌ها به جمع

1. Net operating Profits after taxes

بدهی ها و ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به عنوان شاخص اندازه‌گیری اهرم استفاده شده است.

شرکت استرن استوارت در سال ۱۹۸۹ طی رتبه‌بندی ۹۰۰ شرکت آمریکایی بر اساس ارزش افزوده اقتصادی و ارزش افزوده بازار نشان داد که افزایش در ارزش افزوده اقتصادی عامل کلیدی افزایش ارزش شرکت است و حداکثرسازی آن باید هدف شرکت‌هایی باشد که به حداکثر نمودن ثروت سهامداران خود می‌اندیشند. لذا در صنایعی که تفاوت بین نرخ بازده و نرخ هزینه سرمایه آن مثبت است، افزایش حجم سرمایه‌گذاری و به تبع آن افزایش اندازه شرکت منتهی به افزایش ارزش افزوده اقتصادی می‌شود. شواهد حاصل از بررسی شرکت‌های نیوزیلندی نیز نشان داد که ارزش افزوده در شرکت‌های بزرگ‌تر متمرکز می‌شود [۱۰]. در این پژوهش منظور از اندازه، لگاریتم طبیعی ارزش بازار سهام منتشر شده در پایان سال مالی شرکت است. با توجه به شرایط تورمی و نامربوط بودن ارقام تاریخی دارایی‌ها، استفاده از لگاریتم طبیعی ارزش بازار سهام باعث می‌شود تا ضرایب احتمالی این متغیرها در مدل، تحت تأثیر مقیاس‌های بزرگ قرار نگیرد. همیلتون و همکاران [۲۴] در پژوهشی رابطه بین اندازه شرکت و فرصت‌های رشد را با ارزش افزوده اقتصادی برای نمونه‌ای شامل ۱۶ شرکت آمریکایی در سال‌های ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۲ بررسی نموده‌اند. نتیجه مطالعه آنها نشان داد که همبستگی مثبتی بین اندازه شرکت و فرصت‌های رشد با ارزش افزوده اقتصادی وجود دارد. در این پژوهش رشد شرکت از حاصل تقسیم تفاضل فروش سال جاری و فروش سال گذشته بر فروش سال گذشته قابل محاسبه است.

یافته‌های پژوهش

آماره‌های توصیفی محاسبه شده متغیرهای مورد بررسی در جدول ۱ نشان داده شده است.

جدول (۱) آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

آماره / متغیر	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
ارزش افزوده اقتصادی	۰/۲۴۰۰۰۶	-۰/۰۲۴۱۶۱	۴۷/۱۸۰۷۷	-۵/۸۴۴۴۷۳	۲/۵۹۱۸۶
ارزش افزوده بازار	-۲۹/۷۷۰۱۷	-۰/۱۳۵۷۷۴	۱۱۸/۹۵۵۴	-۱۵۴۶۶/۰۷	۶۸۴/۹۵۸۴
شاخص Qتوبین	۱/۷۴۴۱۲۲	۱/۳۷۲۶۱۶	۱۱/۷۹۵۵۷	۰/۵۶۳۶۴۶	۱/۲۴۳۶۰۱
دوره وصول مطالبات- روز	۴۵۱/۳۳۱۵	۷۷/۸۶۵۰۴	۸۵۹۷۳/۳۶	۰	۵۲۳۲/۵۶۶
دوره تبدیل موجودی‌ها- روز	۹۹۰/۴۶۶۶	۱۴۳/۰۸۷	۲۳۲۱۸۲/۱	-۲۱۹/۸۶۶	۱۳۳۵۸/۲۱
دوره پرداخت بدهی‌ها-روز	۴۸/۱۰۶۲۸	۳۰/۱۲۳	۱۴۹۰/۹۵۹	-۲۰۰/۲۲۲	۱۰۶/۸۴۱۲
چرخه تبدیل به نقد-روز	۱۳۸۲/۰۹۴	۱۹۴/۳۲۶۸	۳۱۸۱۵۰	-۲۰۳/۱۱۲	۱۸۵۷۶/۶۱
رشد شرکت	۰/۲۰۸۲۳۹	۰/۱۶۲۰۸	۹/۴۶۸۴۸۶	-۱	۰/۵۴۴۲۸۸
اهرم	۰/۶۳۸۹۱۴	۰/۶۴۹۷۵۵	۱/۴۳۷۰۵۲	۰/۱۵۴۶۵۲	۰/۱۶۸۹۱۳
اندازه شرکت	۱۲/۶۷۰۵	۱۲/۵۵۷۷۲	۱۶/۹۷۵۱۵	۲/۶۳۹۰۵۷	۱/۵۱۸۰۵۶

تفاوت قابل ملاحظه میانگین تعداد روزهایی که طی آن مطالبات ناشی از فروش از مشتریان وصول می‌شود و متوسط مدت زمان بین ایجاد تا تصفیه بدهی‌ها حاکی از وجود سیاست‌های اعتباری متفاوت در بازار عرضه محصولات و بازار تأمین مواد و کالای شرکت‌های مورد بررسی است. میانگین دوره نگهداری موجودی کالا فرآیند زمان‌بر چرخه عملیات شرکت از خرید مواد اولیه تا تکمیل و عرضه محصول نهایی به مشتری را نشان می‌دهد. با در نظر گرفتن این سه دوره، چرخه تبدیل به نقد نشان‌دهندهٔ آن است که به‌طور متوسط مدت زمانی فراتر از یکسال طول می‌کشد تا وجه نقدی که صرف خرید موجودی‌ها شده است و سپس از طریق فروش به حساب‌های دریافتنی منتقل شده است، دوباره به وجه نقد تبدیل شود. همچنین نرخ بازده سرمایه بکار گرفته شده، برای شرکت‌های نمونه به‌طور متوسط بیش از نرخ هزینه آن است و شاخص Q توبین بزرگ‌تر از یک این شرکت‌ها نشان‌دهنده این است که سرمایه‌گذاری در دارایی‌ها مناسب بوده درآمدهایی را ایجاد نموده که ارزش آن‌ها بیش از مخارج سرمایه‌ای است.

برای اطمینان از نبود همخطی شدید بین متغیرهای پژوهش در مدل‌های رگرسیونی ضرایب همبستگی بین متغیرهای پژوهش محاسبه شد. بیشترین ضرایب همبستگی مربوط به متغیر چرخه تبدیل وجه نقد با دوره وصول مطالبات و دوره تبدیل موجودی است و دلیل آن روش محاسبه چرخه تبدیل وجه نقد که حاصل جمع جبری سه متغیر فوق بوده، است. جدول ۲ ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد.

جدول (۲) ماتریس ضرایب همبستگی

	eva	mva	Q	dso	Dsi	dpo	ccc	lewerage	growth	Size
eva	۱									
mva	۰/۰۰۵	۱								
q	۰/۰۶۳	۰/۰۲۸	۱							
dso	−۰/۰۱۵	−۰/۷۲۵**	−۰/۰۴۰	۱						
dsi	−۰/۰۱۱	−۰/۷۶۸**	−۰/۰۳۹	۰/۷۹۶**	۱					
dpo	−۰/۰۶۲	۰/۰۱۸	−۰/۰۴۳	۰/۰۰۳	−۰/۰۲۷	۱				
ccc	−۰/۰۱۲	−۰/۷۵۶**	−۰/۰۴۰	۰/۹۹۷**	۱/۰۰۰**	−۰/۰۲۴	۱			
lewerage	−۰/۰۷۰	−۰/۰۳۹	−۰/۱۰۳*	۰/۰۶۷	۰/۰۵۸	۰/۰۹۵*	۰/۰۵۹	۱		
growth	−۰/۰۳۵	۰/۰۹۲*	۰/۰۰۷	−۰/۰۸۰	−۰/۰۷۹	−۰/۰۹۱*	−۰/۰۷۹	−۰/۰۰۴	۱	
size	۰/۱۲۵**	۰/۰۴۴	۰/۴۳۵**	−۰/۰۶۱	−۰/۰۶۱	۰/۰۶۹	−۰/۰۶۲	−۰/۳۱۴**	۰/۰۴۲	۱
**. Correlation is significant at the 0.01 level.										
*. Correlation is significant at the 0.05 level.										

علاوه بر آزمون‌های اختصاصی مربوط به هر یک از فرضیه‌های اصلی پژوهش، در همه موارد با استفاده از آزمون‌های F و دوربین واتسون نشان داده شده است که صحت مدل رگرسیون پژوهش در مورد خطی بودن روابط بین متغیرها و استقلال مشاهده‌ها از هم، تأیید شده است. توضیح اینکه در همه مدل‌ها سطح معناداری

آزمون F کمتر از ۵ درصد و آماره دوربین واتسون بین ۲/۵- ۱/۵ بوده که نشان از عدم وجود شواهدی دال بر خود همبستگی بین پسماندهاست [۵]. همچنین قبل از تخمین مدل لازم است که روش تخمین آن مشخص شود که برای این منظور از آزمون F لیمر و هاسمن استفاده شده است. برای مشاهده‌هایی که احتمال آزمونF لیمر آن‌ها بیشتر از ۵ درصد بوده یا به عبارتی دیگر آماره آزمون آن‌ها کمتر از آماره جدول است، از روش پولینگ[1] و برای مشاهده‌هایی که احتمال آزمون آن‌ها کمتر از ۵ درصد است، برای تخمین مدل از روش پانل استفاده می‌شود. روش داده‌های پانل[2] خود دارای دو نوع اثر ثابت و تصادفی است که آزمون هاسمن برای تعیین روش تخمین در این زمینه به ما یاری می‌رساند. رد فرضیه صفر این آزمون؛ یعنی برابر بودن برآوردهای این دو روش رد شده است که در این صورت از روش اثر ثابت استفاده می‌شود، اما اگر فرضیه صفر پذیرفته شود، توصیه می‌گردد از روش اثر تصادفی استفاده شود [۱۷].

نتایج آماری آزمون ارتباط بین اجزای چرخه تبدیل وجه نقد و ارزش افزوده اقتصادی در جدول ۳ خلاصه شده است:

جدول (۳) نتایج تخمین مدل (۱)

$EAA_{tt} = {}_0 + {}_1(d(OOQ_{tt})) + {}_2(III_{tt}) + {}_3(d(PPO_{tt})) + {}_4(s\ \ rr\ ohhh) + {}_5(vvvrrgge) + {}_6(ZZZÆ) + {}_i$

متغیرها	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره آزمون t	احتمال آزمون t
ضریب ثابت	-۲/۲۷۱۵۶۶	۱/۰۳۹۸۹۵	-۲/۱۸۴۴۱۸	۰/۰۲۹۷
d(DSO)	۰/۰۰۰۰۰۴۴۲	۰/۰۰۰۰۰۲۲۵	۱/۹۶۴۷۱۴	۰/۰۵۰۳
DSI	-۰/۰۰۰۰۰۳۰۱	۰/۰۰۰۰۰۰۹۳۶	-۳.۲۱۴۰۱۸	۰/۰۰۱۴
d(DPO)	۰/۰۰۰۸۸۹	۰/۰۰۰۵۵۵	۱/۶۰۱۹۳۲	۰/۱۱۰۲
GROWTH	۰/۰۵۹۳۹۷	۰/۰۹۲۱۷۹	۰/۶۴۴۳۶۱	۰/۵۱۹۸
LEVERAGE	۲/۹۷۹۸۵۲	۰/۴۱۹۰۹۰	۷/۱۱۰۲۸۴	۰/۰۰۰۰
SIZE	۰/۰۵۵۰۴۵	۰/۰۷۴۳۴۱	۰/۷۴۰۴۳۶	۰/۴۵۹۶
ضریب تعیین	۰/۴۰۴۴۳۷	آماره F	۱/۸۷۳۵۴۶	دوربین ـ واتسون
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۱۸۸۵۷۰	احتمال F	۰/۰۰۰۰۱۲	۲/۱۲۰۰۴۴
احتمال آزمون F لیمر	۰/۰۰۰۳ (۱/۶۷۸۶۰۲)	احتمال آزمون هاسمن		۰/۰۰۱۱ (۲۲/۳۳۴۲۲۲)

بر اساس نتایج جدول ۳، ضریب برآوردی متغیرهای مستقل دوره وصول مطالبات به میزان ۰/۰۰۰۰۰۴۴۲ و دوره تبدیل موجودی به میزان ۰/۰۰۰۰۰۳۰۱- در سطح خطای ۵ درصد معنادار بوده و بیانگر وجود ارتباط معنادار این متغیرها با ارزش افزوده اقتصادی است. در نتیجه فرضیه فرعی (۱-۳) رد شده و فرضیه‌های فرعی (۱-۱) و (۱-۲) را نمی‌توان رد کرد. ضریب منفی متغیر مستقل دوره تبدیل موجودی (در مقابل ضریب مثبت دوره وصول مطالبات) بیانگر ارتباط معکوس (مستقیم) این متغیر با ارزش افزوده اقتصادی است. ضریب تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد که متغیرهای پژوهش به میزان ۱۹٪ دارای قدرت توضیح دهندگی تغییرات متغیر وابسته هستند.

1. Pooled Data
2. Panel Data

احتمال آزمون کمتر از ۵ درصد در نتیجه آزمون F لیمر(۰/۰۰۰۳) نیز روش پانل را برای تخمین تجویز نموده و احتمال آزمون هاسمن به میزان ۰/۰۰۱۱ مدل منتخب برای تخمین را مدل" اثر ثابت" تعیین می کند.

بر اساس نتایج جدول(۴)، احتمال آزمون متغیر مستقل چرخه تبدیل وجه نقد به‌میزان ۰/۵۷۹۰ نشان‌دهنده این است که هیچ‌گونه ارتباط به لحاظ آماری معنادار بین این متغیر و ارزش افزوده اقتصادی وجود ندارد. بنابراین در سطح اطمینان ۹۵ درصد فرضیه اصلی پژوهش رد می‌شود. نتایج حاصل از آزمون F لیمر و آزمون هاسمن حاکی از انتخاب روش اثر ثابت برای آزمون است.

نتایج آماری آزمون فرضیه‌های فرعی مرتبط با اجزای چرخه تبدیل وجه نقد و ارزش افزوده بازار به شرح جدول ۵ مشاهده می‌شود:

جدول (۴) نتایج تخمین مدل (۲)

$EAA_{tt} = {}_0 + \beta_1 D(CCC)_{it} + {}_2(s\ \ rr\ ohhh) + {}_3(vvvrrgge) + {}_4(ZZZE) + {}_i$

متغیرها	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره آزمون t	احتمال آزمون t
ضریب ثابت	-۱/۹۰۶۸۱۴	۱/۰۱۴۶۹۳	-۱/۸۷۹۲۰۲	۰/۰۶۱۲
D(CCC)	۰/۰۰۰۰۰۰۹۵۱	۰/۰۰۰۰۰۱۷۱	۰/۵۵۵۴۹۸	۰/۵۷۹۰
GROWTH	۰/۰۵۳۶۸۹	۰/۰۸۰۷۴۳	۰/۶۶۴۹۴۰	۰/۵۰۶۶
LEVERAGE	۳/۰۰۸۶۱۴	۰/۴۰۰۷۶۷	۷/۵۰۷۱۳۴	۰/۰۰۰۰
SIZE	۰/۰۲۴۷۶۷	۰/۰۷۱۵۱۲	۰/۳۴۶۳۲۸	۰/۷۲۹۳
ضریب تعیین	۰/۳۹۵۱۹۱	آماره F	۱/۸۴۷۳۸۳	دوربین ـ واتسون
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۱۸۱۲۷۲	احتمال F	۰/۰۰۰۰۲۰	۲/۱۲۹۷۸۴
احتمال آزمون F لیمر	۰/۰۰۰۲ (۱/۷۱۹۷۴۸)	احتمال آزمون هاسمن		۰/۰۰۱۲ (۱۸/۰۹۳۹۴۷)

جدول (۵) نتایج تخمین مدل (۳)

$VVA_{tt} = {}_0 + {}_1 d((OOO_{tt}) + {}_2(III_{tt}) + {}_3 d((PPO_{tt}) + {}_4(s\ \ rr\ ohhh) + {}_5(vvvrrgge) + {}_6(ZZZE) + {}_i$

متغیرها	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره آزمون t	احتمال آزمون t
ضریب ثابت	۱/۵۶۲۵۰۱	۰/۶۲۹۴۷۴	۲/۴۸۲۳۲	۰/۰۱۳۵
d(DSO)	۰/۰۰۰۰۱۲۷	۰/۰۰۰۰۰۶۴۵	۱/۹۷۵۳۵۱	۰/۰۴۸۹
DSI	-۰/۰۰۰۰۰۵۶۳	۰/۰۰۰۰۰۲۷۱	-۲/۰۷۴۵۹۶	۰/۰۳۸۶
d(DPO)	۰/۰۰۰۸۸۷	۰/۰۰۱۰۰۱	۰/۸۸۵۷۹۳	۰/۳۷۶۲
GROWTH	۰/۸۰۰۴۰۴	۰/۱۸۰۴۰۴	۴/۴۳۶۷۲۵	۰/۰۰۰۰
LEVERAGE	۰/۷۵۱۹۱۷	۰/۳۵۶۳۵۶	۲/۱۱۰۰۱۸	۰/۰۳۵۵
SIZE	۰/۰۷۹۲۷۶	۰/۰۳۸۲۴۱	۲/۰۷۳۰۴۹	۰/۰۳۸۸
ضریب تعیین	۰/۰۷۹۱۳۶	آماره F	۵/۹۶۳۹۶۴	دوربین ـ واتسون
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۰۶۵۸۲۲	احتمال F	۰/۰۰۰۰۰۶	۲/۱۷۲۰۵۸
احتمال آزمون Fلیمر	۰/۰۶۸۷ (۲/۳۴۴۶۹۴)	احتمال آزمون هاسمن		-----

نتایج جدول ۵ نشان می‌دهد به استثنای متغیر دوره پرداخت بدهی (۰/۳۶۵۲)، احتمال آزمون متغیرهای دوره وصول مطالبات (۰/۰۴۸۹) و دوره تبدیل موجودی (۰/۰۳۸۶) کوچک‌تر از ۵ درصد بوده و ضریب برآوردی این دو متغیر به‌ترتیب به میزان ۰/۰۰۰۰۱۲۷ و ۰/۰۰۰۰۰۵۶۳- به لحاظ آماری معنادار است. بنابراین در سطح خطای ۵ درصد فرضیه‌های فرعی (۲-۱) و (۲-۲) را نمی‌توان رد کرد. علامت منفی ضریب برآوردی متغیر در سطح خطای ۵ درصد نشان‌دهنده ارتباط معکوس دوره تبدیل موجودی و ضریب مثبت متغیر نشان‌دهنده ارتباط مستقیم دوره وصول مطالبات با ارزش افزوده بازار است. ضریب تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد متغیرهای مدل تنها ۷درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. همانطور که نتایج آزمون F لیمر نشان می‌دهد، احتمال این آزمون با مقدار ۰/۰۶۸۷ استفاده از روش داده‌های تلفیقی را برای آزمون فرضیه توصیه می‌کند و دیگر نیازی به انجام آزمون هاسمن نیست. بر اساس نتایج آزمون فرضیه اصلی ۲، با استفاده از متغیر چرخه تبدیل وجه نقد مطابق جدول ۶ آماره آزمون متغیر مستقل چرخه تبدیل وجه نقد با عدد ۱/۴۸۲۱۴۴ بزرگ‌تر از آماره جدول است؛ بنابراین ضریب برآوردی این متغیر مستقل به لحاظ آماری معنادار نیست و در سطح اطمینان ۹۵ درصد فرضیه اصلی ۲ پژوهش مبنی بر وجود رابطه معنادار بین چرخه تبدیل وجه نقد و ارزش افزوده بازار رد می‌شود.

جدول (۶) نتایج تخمین مدل (۴)

$$MVA_{it} = \beta_0 + \beta_1 d((CCC_{it})) + \beta_2(\text{size Growth}) + \beta_3(\text{leverage}) + \beta_4(SIZE) + \varepsilon_i$$

متغیرها	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره آزمون t	احتمال آزمون t
ضریب ثابت	-۱/۵۷۷۷۹۹	۰/۶۲۹۵۱۲	-۲/۵۰۶۳۸۶	۰/۰۱۲۶
D(CCC)	۰/۰۰۰۰۰۳۱۵	۰/۰۰۰۰۰۲۱۲	۱/۴۸۲۱۴۴	۰/۱۳۹۱
GROWTH	۰/۷۷۵۱۶۹	۰/۱۷۹۴۲۴	۴/۳۲۰۳۱۴	۰/۰۰۰۰
LEVERAGE	۰/۸۲۴۷۵۳	۰/۳۵۵۳۰۷	۲/۳۲۱۲۴۰	۰/۰۲۰۸
SIZE	۰/۰۷۸۳۲۰	۰/۰۳۸۲۲۷	۲/۰۴۸۸۲۶	۰/۰۴۱۱
ضریب تعیین	۰/۰۶۴۹۷۶	آماره F	۷/۲۴۴۵۱۰	دوربین ـ واتسون
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۰۵۶۰۰۷	احتمال F	۰/۰۰۰۰۱۲	۲/۱۵۶۶۹۸
احتمال آزمون Fلیمر	۰/۰۵۸۰ (۱/۲۶۱۳۴۴)	احتمال آزمون هاسمن		-----

ضریب تعیین تعدیل شده جدول فوق نشان می‌دهد مدل قدرت توضیح دهندگی تغییرات متغیر وابسته را به میزان ۶ درصد داراست.

نتایج آماری آزمون فرضیه‌های فرعی مربوط به اجزاء چرخه تبدیل وجه نقد و شاخص Q توبین مطابق جدول ۷ مشاهده می‌شود. مطابق نتایج آزمون، تمام متغیرهای مستقل احتمال آزمون آن‌ها بزرگ‌تر از ۵ درصد بوده، لذا ضریب برآوردی این متغیرها به‌لحاظ آماری معنادار نیست. بنابراین در سطح اطمینان ۹۵ درصد فرضیه‌های فرعی (۱-۳) الی(۳-۳) را می‌توان رد نمود. به عبارت دیگر بین اجزای چرخه تبدیل وجه نقد و شاخص Q توبین رابطه معناداری وجود ندارد. ضریب

تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد که متغیرهای پژوهش دارای قدرت توضیح دهندگی تغییرات متغیر وابسته، به میزان ۱۱ درصد هستند که این توضیح دهندگی از لحاظ آماری معنادار است.

جدول (۷) نتایج تخمین مدل (۵)

$Q_{Tiii\ n\ \ \ 0}+\ _1d(OOQ_{tt})+\ _2(III\ _{tt})+\ _3d(PP\ O_{tt})+\ _4(s\ \ \ rr\ ohhh)+\ _5(vvvrrgge)+\ _6(ZZZ\text{Æ})+\ _i$				
متغیرها	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره آزمون t	احتمال آزمون t
ضریب ثابت	-۲/۳۹۱۷۷۷	۰/۶۱۷۹۴۷	-۳/۸۷۰۵۲۳	۰/۰۰۰۱
d(DSO)	-۰/۰۰۰۰۰۰۸۰۸	۰/۰۰۰۰۰۹۲۹	-۰/۰۸۶۹۱۳	۰/۹۳۰۸
DSI	۰/۰۰۰۰۰۰۴۲۷	۰/۰۰۰۰۰۳۸۵	۰/۱۱۰۹۰۳	۰/۹۱۱۷
d(DPO)	-۰/۰۰۰۱۰۹	۰/۰۰۰۴۶۲	-۰/۲۳۵۶۲۳	۰/۸۱۳۸
GROWTH	-۰/۲۱۴۰۵	۰/۰۶۳۵۲۳	-۰/۳۳۶۹۷۲	۰/۷۳۶۳
LEVERAGE	۰/۱۳۲۵۸۳	۰/۳۰۹۶۸۸	۰/۴۲۸۱۱۸	۰/۶۶۸۸
SIZE	۰/۳۰۸۵۳۳	۰/۰۴۱۹۲۴	۷/۳۵۹۲۶۰	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین	۰/۱۲۳۸۶۷	آماره F	۹/۵۹۰۲۲۱	دوربین ـ واتسون
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۱۱۰۹۵۱	احتمال F	۰/۰۰۰۰۰۰	۱/۷۲۶۷۱۳
احتمال آزمون Fلیمر	(۳۵/۵۸۷۵۹۱) ۰/۰۰۰۰	احتمال آزمون هاسمن		(۷/۲۰۵۷۴۲) ۰/۳۰۲۲

بر اساس نتیجه آزمون F لیمر آماره آزمون بزرگ‌تر از آماره جدول است به عبارت دیگر احتمال آزمون فوق (۰/۰۰۰۰) کوچکتر از ۵ درصد است، بنابراین از روش پانل برای تخمین مدل رگرسیون استفاده شده و چون احتمال آزمون هاسمن مقدار ۰/۳۰۲۲ است، لذا از مدل اثر تصادفی استفاده می‌شود.

جدول (۸) نتایج تخمین مدل (۶)

$Q_{Tnnnn} = \beta_0 + \beta_1 d(CCC_{it}) + \beta_2(\text{size Growth}) + \beta_3(\text{leverage}) + \beta_4(SIZE) + \varepsilon_i$				
متغیرها	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره آزمون t	احتمال آزمون t
ضریب ثابت	-۲/۳۹۰۴۸۸	۰/۶۱۴۶۵۷	-۳/۸۸۹۱۴۲	۰/۰۰۰۱
D(CCC)	-۰/۰۰۰۰۰۰۲۲۲	۰/۰۰۰۰۰۲۷۲	-۰/۰۸۱۴۶۶	۰/۹۳۵۱
GROWTH	-۰/۰۲۰۰۸۹	۰/۰۶۳۱۰۰	-۰/۳۱۸۳۷۲	۰/۷۵۰۴
LEVERAGE	۰/۱۳۰۲۸۴	۰/۳۰۷۹۳۲	۰/۴۲۳۰۹۴	۰/۶۷۲۴
SIZE	۰/۳۰۸۵۲۹	۰/۰۴۱۶۷۵	۷/۴۰۳۲۶۵	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین	۰/۱۲۳۹۰۸	آماره F	۱۴/۴۶۱۴۹	دوربین ـ واتسون
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۱۱۵۳۴۰	احتمال F	۰/۰۰۰۰۰۰	۱/۷۲۳۹۲۲
احتمال آزمون F لیمر	(۲۳/۵۱۴۶۰۶) ۰/۰۰۰۰	احتمال آزمون هاسمن		(۶/۶۵۱۳۸۰) ۰/۱۵۵۵

بر اساس نتایج آزمون فرضیه اصلی ۳ پژوهش مطابق جدول ۸ فوق، احتمال آزمون متغیر مستقل چرخه تبدیل وجه نقد (۰/۹۳۵۱) بزرگ‌تر از ۵ درصد بوده، بنابراین ضریب برآوردی این متغیر به لحاظ

آماری معنادار نیست و در سطح اطمینان ۹۵ درصد فرضیه اصلی پژوهش مبنی بر وجود رابطه معنادار بین چرخه تبدیل وجه نقد و شاخص توبین رد می‌شود.

نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با مطالعه ۱۰۷ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۶ الی ۱۳۹۰، به بررسی تأثیر مدیریت سرمایه در گردش بر معیارهای عملکرد مبتنی بر ارزش پرداخته است. از این‌رو، در راستای پاسخ به پرسش اصلی پژوهش سه فرضیه اصلی و نه فرضیه فرعی تدوین شد. در این پژوهش از متغیرهای متوسط دوره وصول مطالبات، دوره تبدیل موجودی کالا، دوره پرداخت بدهی و چرخه تبدیل وجوه نقد به عنوان شاخص‌های مدیریت سرمایه درگردش و از ارزش افزوده اقتصادی، ارزش افزوده بازار و شاخص Q توبین به عنوان معیارهای عملکرد مبتنی بر ارزش استفاده شده است.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها حاکی است بین دوره وصول مطالبات با ارزش افزوده اقتصادی و ارزش افزوده بازار رابطه مستقیم و معناداری وجود دارد. این بدان معناست که افزایش طول دوره وصول مطالبات موجب افزایش ارزش افزوده اقتصادی و ارزش افزوده بازار می‌شود. به بیانی دیگر اتخاذ سیاست‌های انبساطی در وصول مطالبات، به خلق ارزش در شرکت‌های مورد مطالعه منجر شده است. این یافته‌ها متفاوت از نتایج کار رضایی احمدآبادی و همکاران [۲۹] در این رابطه است. همچنین نتایج این مطالعه با یافته‌های رضازاده و همکاران [۶] همچنین ایزدی‌نیا و تاکی [۱] مبنی بر رابطه منفی دوره وصول مطالبات و چرخه تبدیل وجه نقد با بازده دارایی‌ها (به‌عنوان یک معیار حسابداری ارزیابی عملکرد) سازگاری مفهومی ندارد. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که بین دوره تبدیل موجودی کالا و معیارهای ارزش افزوده اقتصادی و ارزش افزوده بازار ارتباط معکوس و معناداری وجود دارد. به عبارت دیگر، طولانی شدن فرآیند چرخه عملیات شرکت از خرید مواد اولیه تا تکمیل و عرضه محصول نهایی به مشتری به کاهش ارزش در شرکت منجر خواهد شد. که با نتایج مطالعه رضایی احمدآبادی و همکاران [۲۹] در خصوص ارتباط منفی دوره تبدیل موجودی‌ها با ارزش افزوده بازار مطابقت دارد. یافته‌های پژوهش مبنی بر عدم وجود رابطه آماری معنادار دوره تبدیل وجه نقد با شاخص Qتوبین با یافته‌های ازهار و نوریزا [۲۷]، ورال و همکاران [۳۴] و اساندینا [۲۸] مطابقت نمی‌نماید. با این حال با نتایج پژوهش ورال و همکاران [۳۴] مبنی بر عدم وجود رابطه معنادار بین اجزای چرخه تبدیل وجه نقد با شاخص Qتوبین مطابقت دارد.

در ادبیات پژوهش عموماً ارتباط بین مدیریت سرمایه در گردش و ارزش شرکت از طریق تأثیر اجزای مدیریت سرمایه در گردش بر شاخص‌های سودآوری تفسیر شده است. در حالی که به‌طور کلی نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تبیین ارتباط بین مدیریت سرمایه در گردش با ارزش شرکت، به سادگی تبیین ارتباط آن با شاخص‌های سودآوری نیست. بخشی از این پیچیدگی ناشی از وجه تمایز بین معیارهای اقتصادی ارزیابی عملکرد نظیر ارزش افزوده اقتصادی و ارزش افزوده بازار در مقایسه با معیارهای حسابداری ارزیابی عملکرد مانند نرخ بازده دارایی‌ها و بازده حقوق صاحبان سهام است. به اعتقاد برخی قضاوت درباره عملکرد یک شرکت تنها برمبنای شاخص‌های حسابداری گمراه‌کننده است، زیرا این معیارها اغلب شاخص‌های ضعیفی از عملکرد اقتصادی به شمار می‌روند. چنانکه ممکن است تمرکز بیش از

حد بر سود به پذیرش استراتژی‌هایی منجر شود که از ارزش می‌کاهند یا به عدم پذیرش استراتژی‌هایی بیانجامد که خلق ارزش می‌نمایند [۴]. علاوه بر این نتایج برخی پژوهش‌ها حاکی از عدم وجود ارتباط به لحاظ آماری معنادار بین برخی شاخص‌های سودآوری و معیارهای عملکرد مبتنی بر ارزش است. به هر حال عدم وجود یک شاخص ایده‌آل برای سنجش عملکرد و تعیین ارزش شرکت، و تنوع روش‌های موجود که هر کدام دارای معایبی اساسی بوده و چنانچه این روش‌ها به عنوان معیاری برای اندازه‌گیری عملکرد و تعیین ارزش شرکت در نظر گرفته شوند، قطعاً منجر به تعیین ارزش واقعی نخواهند شد، یافته‌های پژوهش‌های موجود در این زمینه را با چالش مواجه می‌نماید. با این حال نتایج این پژوهش اتخاذ سیاست انبساطی در وصول مطالبات و کاهش فرآیند چرخه عملیات را به شرکت‌ها توصیه می‌نماید.

در این پژوهش از چرخه تبدیل وجه نقد به‌عنوان معیاری برای اندازه‌گیری کارایی مدیریت سرمایه در گردش استفاده شد. در پژوهش‌های آتی می‌توان ارتباط بین ارزش‌آفرینی را با سایر معیارهای اندازه‌گیری کارایی مدیریت سرمایه در گردش، نظیر نسبت خالص چرخه تجاری، نسبت جاری، نسبت سریع و یا نسبت میانگین موزون چرخه تبدیل وجه نقد تبیین نمود. همچنین با توجه به اینکه صنایع مختلف استراتژی‌های سرمایه در گردش متمایزی را دنبال می‌کنند حوزه پژوهش به یک صنعت خاص محدود و نتایج حاصل از بررسی صنایع به‌طور جداگانه با هم مقایسه گردد. علاوه بر این، بررسی فرضیه‌های پژوهش با افزایش تعداد مشاهده‌های نمونه و سال‌های مطالعه می‌تواند نتایج معتبرتری را در اختیار قرار دهد.

منابع

[۱] ایزدی نیا، ناصر؛ تاکی، عبدالله. (۱۳۸۹). بررسی تأثیر مدیریت سرمایه در گردش بر قابلیت سوددهی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه حسابداری مالی*، ۵، ۱۲۰-۱۳۹.

[۲] بهار مقدم، مهدی؛ یزدی، زینب؛ یزدی، سمیه. (۱۳۹۰). بررسی اثرات مدیریت سرمایه در گردش بر سودآوری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله حسابداری مدیریت*، ۱۰،: ۷۵-۶۳.

[۳] جهانخانی، علی؛ ظریف‌فرد، احمد. (۱۳۷۴). آیا مدیران و سهامداران از معیار مناسبی برای اندازه‌گیری ارزش شرکت استفاده می‌کنند؟. *فصلنامه تحقیقات مالی*، ۲، ۷ و ۸:۶۶-۴۱.

[۴] حجازی، رضوان؛ حسینی، عارفه. (۱۳۸۵). مقایسه رابطه ارزش افزوده بازار و ارزش افزوده اقتصادی با معیارهای حسابداری در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۲۳،:۲۶۲-۲۳۷.

[۵] حقیقت، حمید؛ علوی، سید مصطفی. (۱۳۹۲). بررسی رابطه بین شفافیت سود حسابداری و بازده غیر عادی سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۵، (۱)،:۱-۱۲.

[۶] رضازاده، جواد؛ حیدریان، جعفر. (۱۳۸۹). تأثیر مدیریت سرمایه در گردش بر سودآوری شرکت‌های ایرانی، *فصلنامه تحقیقات حسابداری*. ۲، ۷، صص ۳۳-۲۰.

[۷] روث، بندر؛ کیت، وارد. (۲۰۰۲). *مدیریت استراتژیک مالی*. ترجمه: سید محمد اعرابی و

محرم رزمجوئی (۱۳۹۰). چاپ دوم، تهران: انتشارات مهکامه.

[۸] رهنمای‌رودپشتی، فریدون؛ نیکومرام، هاشم؛ شاهوردیانی، شادی. (۱۳۸۵). *مدیریت مالی راهبردی (ارزش‌آفرینی)*. چاپ اول، تهران: انتشارات کسا کاوش.

[۹] سجادی، سیدحسین؛ زارع‌زاده‌مهریزی، محمدصادق. (۱۳۸۹). بررسی رابطه طرح‌های پاداش مدیران و معیارهای اقتصادی ارزیابی عملکرد در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۳، ۴، ۵۴-۴۱.

[۱۰]سلیمانی امیری، غلامرضا؛ مرادخان‌نژاد، رویا. (۱۳۸۹). بررسی ارتباط ارزش افزوده اقتصادی و اندازه شرکت در صنعت خودرو و ساخت قطعات (شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران). *مجله توسعه و سرمایه*، ۳، ۵: ۱۰۵-۸۳.

[۱۱]طالب‌نیا، قدرت‌الله؛ شجاع، اسماعیل. (۱۳۹۰). رابطه بین نسبت ارزش افزوده بازار (MVA) به سود حسابداری و نسبت ارزش افزوده اقتصادی (EVA) به سود حسابداری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله حسابداری مدیریت*، سال چهارم، شماره هشتم، صص ۶۰-۴۷.

[۱۲]عبدالخلیق، رشاد؛ بیپین ب. آجین کیا. (۱۳۷۹). پژوهش‌های تجربی در حسابداری: دیدگاه روش شناختی. محمد نمازی، شیراز:انتشارات دانشگاه شیراز.

[۱۳]کرمی، غلامرضا؛ نظری، محسن؛ شفیع‌پور، سیدمجتبی. (۱۳۸۹). ارزش افزوده اقتصادی و نقدشوندگی بازار سهام. *تحقیقات مالی*، ۳۰، ۱۳۲-۱۱۷.

[۱۴]محمدی، شاپور؛ قالیباف‌اصل، حسن؛ مشکی، مهدی. (۱۳۸۸). بررسی اثر ساختار مالکیت (تمرکز و ترکیب) بر بازدهی و ارزش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله تحقیقات مالی*، ۲۸: ۸۸-۶۹.

[۱۵]محمودی، محمد؛ متان، مجتبی. (۱۳۹۰). تحلیل پوششی داده‌ها و متغیرهای مالی ارزیابی عملکرد شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران. *سومین همایش ملی تحلیل پوششی داده‌ها*، دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه.

[۱۶]مرادی، محسن؛ شفیعی‌سردشت، مرتضی؛ معمارپور یزدی، مهسا. (۱۳۹۳). ارتباط استراتژی‌های مدیریت سرمایه در گردش با ارزش افزوده بازار شرکت‌ها. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۳، ۱۱: ۱۱۳-۹۳.

[۱۷]مهرگان، نادر؛ دلیری، حسن. (۱۳۸۹). کاربرد استاتا در آمار و اقتصادسنجی، چاپ اول، انتشارات نور علم، تهران.

[۱۸]یعقوب‌نژاد، احمد؛ وکیلی‌فرد، حمیدرضا؛ بابائی، احمدرضا. (۱۳۸۹). ارتباط بین مدیریت سرمایه در گردش و سودآوری درشرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله مهندسی مالی و مدیریت پرتفوی*، ۲، ۲: ۱۳۷-۱۱۷.

[19] Bandara, R.M.S., Weerakoon, B.Y.K. (2011). Impact of Working Capital Management Practices on Firm Value, Working paper, www. Ssrn.com

[20] Carpenter, M. D. & Johnson, K. H. (1983). The Association between Working Capital Policy and Operating Risk. *The Financial Review*, 18(3),: 106-106

[21] Deloof, M. (2003). Does Working Capital Management Affect Profitability of Belgian Firms? *Journal of Business,*

Finance and Accounting, 30,. 3-4,: 573-587

[22] Erasmus, P.D. (2010). Working Capital Management and Profitability: The Relationship between the net Trade Cycle and Return on Assets, *Management Dynamics*, 19,. 1: 2-10

[23] Gill, A., Biger, N & Mathur, N. (2010). The Relationship between Working Capital Management and Profitability: Evidence from the United States. *Business and Economics Journal*,. 2 ,:1-9

[24] Hamilton, J., R., & Shafiqur, A. C. (2009). EVA Does Size Matter. *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*. 12,. 2,: 267˚287.

[25] Mathuva, D. (2010). The Influence of Working Capital Management Components on Corporate Profitability: A Survey on Kenyan Listed Firms, *Research Journal of Business Management*, 3,:1-11

[26] Mona, A.M. (2012). The Impact of Working Capital Management Policies on Firm's Profitability and Value: The Case of Jordan. Int*ernational Research Journal of Finance and Economics*, ISSN 1450-2887 85,: 147-153

[27] Nor Edi Azhar, B.M., Noriza, B.M.S. (2010). Working Capital Management: The Effect of Market Valuation and Profitability in Malaysia. *International Journal of Business and Management*,. 5,. 11,: 140-147

[28] Osundina, J.A., & Osundina, K. (2014). The Effect of Working Capital Management on Market Value of Quoted Food and Beverages Manufacturing Firms in Nigeria. *International Journal of Business and Social Science*,. 5,. 8(1),: 168-177

[29] Rezaie Ahmadabadi, M., Mehrabi, E., & Fazel yazdi, A. (2013). Impact of Working Capital Management on the Performance of the Firms Listed on the Tehran Stock Exchange. *International Journal of Academic Research in Accounting*. Finance and Management Sciences,. 3,.3,: 352˚36

[30] Shin, H. & Soenen, L. (1998). Efficiency of Working Capital and Corporate Profiability. *Financial Practice and Education*, 8(2),: 37-45

[31] Smith, K. (1980). Profitability Versus Liquidity Tradeoffs in Working Capital Management in Readings on the Management of Working Capital. New York: St. Paul, West Publishing Company.

[32] Soenen (1993). Investing Excess Working Capital. Management Accounting, 71(9), PP: 24-27.

[33] Uyar, A. (2009). The Relationship of Cash Conversion Cycle with Firm Size and Profitability: An Empirical Investigation in Turkey. *International Research Journal of Finance and Economics*, ISSN 1450-2887, 24 (2009),: 186-193.

[34] Vural, G., Sökmen, A.G., & Çetenak, E.H. (2012). Affects of Working Capital aa gggemttt nn Firm rrr frr mnnce: Evidence from Turkey. *International Journal of Economics and Financial Issues*,.2,.4,: 488-495

[35] Wet, J. and Hall, J.H. (2004). The Relationship between EVA, MVA and leverage. *Meditari Accountancy Research*,. 12. 1. 39˚59.