بررسی‌های حسابداری و حسابرسی
دانشکده مدیریت دانشگاه تهران
دوره ۲۰، شماره ۲
تابستان ۱۳۹۲
صص ۱۳۲- ۱۰۹

بررسی رابطه بین مازاد سرمایه در گردش و مازاد بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

محمد علی مرادی[۱]، مصطفی نجار[۲]

چکیده: این پژوهش به بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مازاد سرمایه در گردش بر مازاد بازده سهام می‌پردازد که شاخص ارزش‌آفرینی برای سهام‌داران است. برای این امر، اثر سرمایه‌گذاری مازاد در نگه‌داشت وجه نقد و خالص سرمایه در گردش عملیاتی، به‌طور جداگانه مورد بررسی قرار گرفته است. نمونهٔ آماری پژوهش شامل ۶۶ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۰- ۱۳۸۳ است. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها از الگوی رگرسیون خطی چندگانه، به‌روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته تخمینی (EGLS) استفاده شده است. نتایج پژوهش بیانگر این است که ارتباط منفی و معناداری بین سرمایه‌گذاری مازاد در خالص سرمایه در گردش عملیاتی و مازاد بازده سهام وجود دارد. یافته‌ها همچنین حاکی است، در شرکت‌های اهرمی نگه‌داشت وجه نقد در مقایسه با سرمایه‌گذاری مازاد در خالص سرمایه در گردش عملیاتی، ثروت سهام‌داران را افزایش می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: نگه‌داشت وجه نقد، خالص سرمایه در گردش عملیاتی، مازاد بازده سهام.

۱. استادیار حسابداری، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران
۲. کارشناس ارشد حسابداری، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۱/۱۱/۰۳
تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۲/۰۳/۱۸
نویسنده مسئول مقاله: محمد علی مرادی
E-mail: m_ali_moradi@yahoo.com

مقدمه

در فضای اقتصاد چالشی که سازمان‌های بین‌المللی راه‌های جدیدی را برای رشد و بهبود عملکرد مالی و کاهش ریسک جست‌وجو می‌کنند، سرمایه در گردش منبعی مهم برای بهبود عملکرد مالی به‌شمار می‌آید. با این اوصاف مدیریت سرمایه در گردش فعال، نیاز اساسی توانایی سازمان برای سازگاری در اقتصاد پرچالش است. مدیریت سرمایه در گردش، به‌دنبال برقراری تعادل حساس بین حفظ نقدینگی برای پشتیبانی از عملیات روزانه و حداکثرسازی فرصت‌های سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت است (بهار مقدم و همکاران، ۱۳۹۱). سرمایه در گردش یک شرکت برای اخذ وام، همواره در صدر توجهات اعطاکنندهٔ اعتبار قرار دارد. لئوپولد بیان می‌کند که معروفیت سرمایه در گردش در نزد عموم، به‌مثابه معیار نقدینگی و سلامت مالی کوتاه‌مدت، آن قدر گسترده است که به‌ندرت نیاز به تهیه سند و مدرک دارد (میرالماسی، ۱۳۷۴). اهمیت روزافزون مدیریت سرمایه در گردش، سبب شده که این موضوع به‌صورت یک رشته تخصصی مالی درآید. مطالعات نشان می‌دهد که بیشتر وقت مدیران مالی صرف عملیات داخلی روزانه شرکت می‌شود که به‌سادگی با عنوان مدیریت سرمایه در گردش بیان می‌شوند. هرگونه تصمیمی که در این بخش از جانب مدیران واحد تجاری اتخاذ می‌شود، آثار چشمگیری بر بازدهی عملیاتی واحد تجاری می‌گذارد که موجب تغییر ارزش شرکت و درنهایت ثروت سهام‌داران خواهد شد. با این حال، ادبیات سازمانی به‌طور سنتی بر مطالعهٔ تصمیمات تأمین مالی بلندمدت متمرکز است و پژوهشگران نیز بیشتر به مطالعه در این حوزه پرداخته‌اند. به‌ویژه محققان در میان موضوعات مختلف بیشتر به تجزیه و تحلیل ساختار مالی، سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت، سود سهام نقدی و ارزش‌یابی سهام شرکت‌ها پرداخته‌اند. در حالی‌که سرمایه‌گذاری در دارایی‌های جاری و استفاده از منابع تأمین مالی کوتاه‌مدت، از اقلام مهم ترازنامه شرکت‌ها است که به نظر اسمیت[1] (۱۹۸۰) از طریق اثرگذاری بر سودآوری و ریسک بر ارزش شرکت‌ها تأثیر وافری دارد؛ اما تأثیر این اقلام و به بیان دیگر، تأثیر مدیریت سرمایه در گردش بر ارزش شرکت‌ها چندان مورد توجه و بررسی قرار نگرفته است.

فیلبک و همکاران[2] (۲۰۰۷) با اشاره به کاهشِ قیمت سهام شرکت آمازون دات کام در سال ۲۰۰۰، مدیریت سرمایه در گردش کارا را کلیدی برای رسیدن به جریان نقدی سالم می‌دانند. همچنین آنها بر این عقیده‌اند شرکت‌هایی که راهبردهای مدیریت سرمایه در گردش ضعیفی دارند، به‌مرور زمان مزایای رقابتی و انعطاف‌پذیری خود را از دست می‌دهند. در همین رابطه نتایج

1. Smith
2. Filbeck et al

پژوهش نوروش و همکاران (١٣٨٥) با هدف بررسی ابعاد جدیدی از کیفیت اقلام تعهدی مربوط به سرمایه در گردش و سود، نشان می‌دهد که میان تغییرات سرمایه در گردش غیر نقدی و جریان‌های نقدی، رابطهٔ معناداری وجود دارد. همچنین از میان ویژگی‌های منتخب هر شرکت (مانند اندازه شرکت، میزان فروش، چرخه عملیاتی و نوسان در اجزای اقلام تعهدی)، تغییرات سرمایه در گردش غیر نقدی را می‌توان همچون ابزاری برای ارزیابی کیفیت سود به‌کار برد و معیار مورد استفاده در ارزیابی کیفیت اقلام تعهدی که باقی‌مانده‌های حاصل از رگرسیون میان تغییراتِ سرمایه در گردش و جریان‌های نقدی هستند، رابطهٔ مثبت و معناداری با پایداری سود دارد.

پیشینه پژوهش

پیشینهٔ نظری

مدیریت سرمایه در گردش عبارتست از: تعیین مقدار و ترکیب منابع و مصارف سرمایه در گردش، به‌گونه‌ای که به‌افزایش ثروت سهامداران منجر شود (تهرانی،١٣٨٧: ١٧٥). هدف مدیریت سرمایه در گردش، کسب اطمینان از استفاده بهینه از منابع برای سودآوری و حداکثر کردن ثروت سهامداران است. بنابراین سرمایه در گردش، همان‌طور که راپاپورت[1]بیان کرده است، می‌تواند یکی از عوامل ایجادکنندهٔ ارزش برای سهامداران در نظر گرفته شود. بر اساس دیدگاه راپاپورت، کاهش سرمایه‌گذاری مازاد در سرمایه در گردش، به افزایش ارزش برای سهامداران می‌انجامد. کاهش نیاز اضافی به سرمایه در گردش، بدین معناست که یک کسب‌وکار، دارای جریان‌های نقد خروجی کمتری برای موجودی‌ها و بدهکاران باشد و افزایش در جریان‌های نقد ورودی، ارزش کسب‌وکار را افزایش می‌دهد (بندر و کیت، ٢٠٠٢: ٣٤٤). به باور وی، ایجاد ارزش از طریق بهبود در سطوح سرمایه در گردش، نسبت به سایر عوامل ایجادکنندهٔ ارزش مانند ایجاد و برقراری پیشرفت پایدار در سود، آسان‌تر است.

یکی از اصول بنیادی تئوری مالی، تقاضای بازده متناسب با ریسک مورد انتظار است. هر عنصر از معادلهٔ سرمایه در گردش را می‌توان یک موقعیت خاص روی طیف ریسک ـ بازده در نظر گرفت که شرکت‌های مختلف، استراتژی‌های مختلفی را قبول کرده، آنها را در طبقه‌های مختلفی قرار می‌دهند. در پارادایم ارزش‌آفرینی، یک شرکت زمانی برای سهامداران خود ارزش ایجاد می‌کند که بازده سهام‌دار فراتر از هزینه سرمایه (بازده مورد انتظار) شود. بنابراین افزایش خطرپذیری سرمایه در گردش، به‌منزلهٔ افزایش ریسک شرکت و افزایش نرخ بازده مورد انتظار

1. Rappaport

سرمایه‌گذار بوده و شرکت باید برای ایجاد ارزش، بازدهی بالاتر از بازده مورد انتظار سهام‌دار ایجاد کند (رهنمای رودپشتی و همکاران، ۱۳۸۵).

سرمایه‌گذاری بیش از اندازه در دارایی‌های جاری، منجر به کاهش احتمال عدم بازپرداخت تعهدات در سررسید و درنتیجه ریسک پایین عدم تسویه تعهدات کوتاه‌مدت می‌شود، حال آنکه نگهداری بیش از اندازهٔ دارایی‌های جاری، به مفهوم بلوکه‌کردن منابع شرکت است که به سودآوری پایین، به‌دلیل عدم توانایی در سرمایه‌گذاری در پروژه‌های بلندمدت سودآور می‌انجامد. با مدیریت مؤثر سرمایه در گردش، شرکت‌ها می‌توانند وابستگی‌شان را به وجوه برون‌سازمانی کاهش داده، وجوه نقد خود را برای سرمایه‌گذاری بیشتر آزاد گذاشته که به انعطاف‌پذیری مالی بیشتر منجر خواهد شد. افزون‌بر این، کارایی مدیریت سرمایه در گردش به کاهش مخاطره‌آمیزی شرکت کمک خواهد کرد، متعاقب آن می‌توان تأمین مالی ارزان‌تری هم از سهام‌داران و اعتباردهندگان انتظار داشت که نتیجهٔ آن میانگین موزون هزینهٔ سرمایه پایین‌تر (راتا و اریک، ۲۰۱۱) و درنتیجه ارزش‌آفرینی برای سهام‌داران است.

در فرآیند ارزش‌آفرینی مالی، تبیین ایجاد ارزش برای سهام‌دار از طریق مقایسهٔ بازده واقعی سهام‌دار با یک بازده الگو انجام می‌پذیرد که رایج‌ترین این الگوها عبارتند از: بازده صفر، بازده اسناد خزانه بلندمدت (یا نرخ بازده بدون ریسک)، بازده مورد انتظار سرمایه، بازده صنعت و بازده شاخص بازار سهام (رهنمای رودپشتی و همکاران، ۱۳۸۵). در این پژوهش ما در پی آن هستیم تا پیامدهای ناشی از مدیریت سرمایه در گردش بر بازده واقعی مازاد بر بازده مورد انتظار (مازاد بازده سهام) را مورد آزمون قرار دهیم.

پیشینهٔ تجربی

موضوع مدیریت سرمایه در گردش و ارتباط با آن با سودآوری در سال‌های اخیر مورد مطالعه فراوان قرار گرفته است. ازدسته مطالعاتی که در این زمینه در سایر کشورها انجام گرفته، می‌توان به پژوهش مونا (۲۰۱۲)، اظهار و نوریزا (۲۰۱۰)، ماسوا (۲۰۱۰)، گیل و همکاران (۲۰۱۰) اشاره کرد. همچنین در زمینهٔ پژوهش‌های داخلی نیز، می‌توان به پژوهش انجام‌شدهٔ بهار مقدم و همکاران (۱۳۹۰)، یعقوب‌نژاد و همکاران (۱۳۸۹)، رضازاده و حیدریان (۱۳۸۹)، ایزدی‌نیا و تاکی (۱۳۸۹)، اشاره کرد. نتایج کلی و عمومی این پژوهش‌ها در بورس‌های مختلف، کمابیش یکسان و مؤید این مطلب است که بین مؤلفه‌های مدیریت سرمایه در گردش و سودآوری رابطه‌ای معنادار وجود دارد. در مورد پژوهش‌های داخلی اشاره‌شده نیز، تمام نتایج حاکی از رابطهٔ 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، شمار اندکی به بررسی ارتباط بین مدیریت سرمایه در گردش و افزایش ثروت سهام‌دار پرداخته‌اند. اوگاندیپ و همکاران[1] (۲۰۱۲)، در مطالعه‌ای به تأثیر مدیریت سرمایه در گردش بر عملکرد و ارزش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار نیجریه، طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۹ پرداختند. نتایج مطالعهٔ آنان نشان داد که ارتباط منفی و معناداری بین چرخه تبدیل وجه نقد و ارزش بازار و عملکرد شرکت وجود دارد. نتایج این پژوهش مشابه با نتایج مطالعهٔ اظهار و نوریزا[2] (۲۰۱۰) در زمینه شرکت‌های مالزیایی است.

راتا و اریک[3] (۲۰۱۱) به بررسی تأثیر نگه‌داشت وجه نقد مازاد و سرمایه‌گذاری مازاد در سرمایه در گردش بر ارزش شرکت‌های فرانسوی پرداخته‌اند. آنها با استفاده از تحلیل داده‌های پانل، به‌شواهدی دست یافتند که نشان می‌دهد نگه‌داشت وجه نقد مازاد، در مقایسه با سرمایه‌گذاری مازاد در خالص سرمایه در گردش عملیاتی، ثروت کمتری برای سهام‌داران ایجاد می‌کند.

کیشنک و همکاران[4] (۲۰۰۹) در پژوهشی با موضوع «مدیریت سرمایه در گردش و ثروت سهام‌دار» در زمینهٔ شرکت‌های آمریکایی طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۶، به این نتایج دست یافتند: ۱. یک دلار سرمایه‌گذاری مازاد در خالص سرمایه در گردش عملیاتی، به‌طور متوسط ارزش کمتری از نگهداری یک دلار وجه نقد دارد؛ ۲. یک دلار سرمایه‌گذاری مازاد در خالص سرمایه در گردش عملیاتی، به‌وسیلهٔ انتظارات فروش آتی شرکت، استقراض بدهی، محدودیت‌های مالی، ریسک ورشکستگی و انتظارات تورم آتی تحت تأثیر قرار می‌گیرد؛ ۳. افزایش طول دورهٔ اعتبار مشتری، تأثیر بیشتری از سرمایه‌گذاری مازاد در موجودی‌ها بر ثروت سهام‌داران ایجاد می‌کند.

فالکندر و وانگ[5] (۲۰۰۶) به ارزیابی تغییرپذیری در ارزش نهایی نگه‌داشت وجه نقد ناشی از سیاست‌های تأمین مالی متفاوت پرداخته‌اند. آنها با آزمون تغییرات مازاد بازده سهام دریافتند که ارزش نهایی وجه نقد با نگه‌داشت بیشتر وجه نقد، درجه اهرم بالاتر و دسترسی آسان در بازارهای سرمایه کاهش می‌یابد. در مقابل، وجه نقد اضافی زمانی برای دارندگان سهام ارزش ایجاد می‌کند که شرکت دارای اهرم پایین، سطوح پایین نگه‌داشت وجه نقد و با محدودیت دسترسی به

1. Ogundipe et al
2. Azhar & Noriza
3. Ruta & Eric
4. Kieschnick, et al.
5. Faulkender & Wang

بازارهای سرمایه مواجه است. نتایج پژوهش آنها همچنین حاکی است که توزیع سود نقدی بیشتر در مقابل سیاست بازخرید سهام، ارزش نهایی وجه نقد را کاهش می‌دهد.

در ایران پژوهشی که به‌طور خاص تأثیر مدیریت سرمایه در گردش بر ثروت سهام‌دار را بررسی کرده باشد مشاهده نشد.

عارفی و دادرس (۱۳۹۰) به بررسی اهمیت متغیرهای اساسی صورت‌های مالی در پیش‌بینی بازده سهام با استفاده از استراتژی تحلیل بنیادی پرداختند که یازده علامت موجودی کالا، حساب‌های دریافتنی، سرمایه‌گذاری‌ها، تغییرات اهرم مالی، تغییرات نقدینگی، تغییرات گردش دارایی‌ها، حاشیه سود ناخالص، بازده دارایی‌ها، تغییرات بازده دارایی‌ها، جریان وجوه نقد و اقلام تعهدی، در محاسبهٔ نمرهٔ بنیادی شرکت‌ها منظور شده است. نتایج این پژوهش نشان داد که نمرهٔ بنیادی، رابطهٔ مثبت و معناداری در سطح ۱ درصد با بازده سهام دارد. همچنین متغیرهای موجودی کالا و تغییرات گردش دارایی‌ها دارای رابطهٔ مثبت معنادار و سرمایه‌گذاری‌ها دارای رابطه منفی معنادار با بازده بودند.

حسن‌پور (۱۳۸۸)، تأثیر استراتژی‌های سرمایه در گردش بر بازده سهام را مورد بررسی قرار داد. وی با استفاده از نسبت‌های جاری و آنی هر شرکت و سپس مقایسهٔ آنها با میانگین صنعت، استراتژی‌های سه‌گانه سرمایه در گردش را تعریف کرد. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که استراتژی‌های جسورانه، بیشترین بازده را در میان استراتژی‌های دیگر کل صنایع ایجاد می‌کند. نتایج این پژوهش همچنین نشان می‌دهد، بیشترین بازده مربوط به استراتژی جسورانه در صنعت سیمان و کمترین بازده مربوط به استراتژی میانه‌رو در صنعت سایر محصولات کانی غیر فلزی است.

بهرامفر و شمس عالم (۱۳۸۳) با هدف بررسی تأثیر اطلاعات حسابداری بر بازده غیر عادی آتی سهام، ارتباط بین متغیرهای حسابداری را با مازاد بازده کل سهام در یک دوره بر بازده بازار آن دوره برای ۲۹ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۸۲مورد سنجش قرار دادند. نتایج آزمون فرضیه‌ها حاکی از ارتباط معکوس و معنادار متغیرهای درجه اهرم مالی، اقلام تعهدی، هزینه استقراض و توزیع سود نقدی؛ و رابطه مستقیم و معنادار متغیر رشد دارایی ثابت با بازده غیر عادی آتی سهام است.

پژوهش پیش رو به بررسی ارتباط بین مدیریت سرمایه در گردش و افزایش ثروت سهام‌داران پرداخته که در این زمینه فرضیه‌های زیر مطرح شده است:

فرضیه اول: رابطهٔ معناداری بین«خالص سرمایه در گردش عملیاتی» و «مازاد بازده سهام» وجود دارد.

فرضیه دوم: رابطهٔ معناداری بین«سرمایه‌گذاری مازاد در خالص سرمایه در گردش عملیاتی» و «مازاد بازده سهام» وجود دارد.

فرضیه سوم: رابطهٔ معناداری بین «نگه‌داشت وجه نقد مازاد» و «مازاد بازده سهام» در شرکت‌های اهرمی وجود دارد.

روش‌شناسی پژوهش

روش پژوهش حاضر توصیفی و از نوع همبستگی است. در این نوع پژوهش‌ها، هدف بررسی روابط موجود بین متغیرهاست و داده‌های محیطی که به‌گونه‌ای طبیعی وجود داشته‌اند یا از وقایع گذشته که بدون دخالت مستقیم پژوهشگر رخ داده است، جمع‌آوری و تجزیه و تحلیل می‌شود (عبدالخلیق و آجین‌کیا، ۱۳۷۹).

داده‌های مربوط به شرکت‌های نمونه از نرم‌افزار تدبیرپرداز، ره‌آورد نوین، پایگاه اطلاعاتی بورس اوراق بهادار تهران و تارنمای مدیریت پژوهش توسعه و مطالعات اسلامی[1] دریافت شده است. برای انجام محاسبات و تجزیه و تحلیل داده‌های مورد نیاز، از صفحه گسترده اکسل و برای آزمون فرضیه‌های پژوهش، از نرم‌افزار Eviews نسخه ۶ استفاده شده است.

برای آزمون فرضیه‌های پژوهش، می‌توان از یک مدل رگرسیونی استفاده کرد که متغیر مازاد بازده سهام هر شرکت را به متغیرهای سرمایه در گردش مربوط کند. برای این امر، از الگوی داده‌های تلفیقی به‌روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته تخمینی (EGLS) برای برآورد ضرایب و آزمون فرضیه‌ها استفاده شده است.

مدل ۱)

$$R_{it}-r_e=\beta_0+\beta_1(CashI)_{i,t-1}+\beta_2(CashII)_{i,t}+\beta_3 I_{it}+\beta_4 E_{it}+\beta_5 D_{it}+\beta_6 L_{it}+\beta_7 NF_{it}+\beta_8 \Delta NNA_{it}+\beta_9 NWCI_{i,t-1}+\beta_{10} NWCII_{i,t}+\beta_{11} QD_{it}+\varepsilon_{it}$$

مدل ۲)

$$R_{it}-r_e=\beta_0+\beta_1(CashI)_{i,t-1}+\beta_2(CashII)_{i,t}+\beta_3 I_{it}+\beta_4 E_{it}+\beta_5 D_{it}+\beta_6 L_{it}+\beta_7 NF_{it}+\beta_8 \Delta NNA_{it}+\beta_9 NWCI_{i,t-1}+\beta_{10} NWCII_{i,t}+\beta_{11} WCIII_{it}+\beta_{12} QD_{it}+\varepsilon_{it}$$

1. www.rdis.ir

مدل ۳)

$$R_{it}\text{-}r_e = \beta_0+\beta_1(CashI)_{i,t-1}+\beta_2 I_{it}+\beta_3 E_{it}+\beta_4 D_{it}+\beta_5 L_{it}+\beta_6 NF_{it}+\beta_7 \Delta NNA_{it}+\beta_8 NWCI_{i,t-1}+\beta_9 NWCII_{i,t}+\beta_{10} NWCIIL_{it}+\beta_{11} CASHIIL_{it}+\beta_{12} QD_{it}+\varepsilon_{it}$$

که در آن:

$R_{it} - r_e$: مازاد بازده سهام؛

$(CashI)_{i,t-1}$: مانده نگه‌داشت وجه نقد ابتدای دوره؛

$(CashII)_{i,t}$: تغییر در وجه نقد طی دوره؛

I_{it}: هزینه‌های مالی؛

E_{it}: سود قبل از بهره و مالیات؛

D_{it}: سود تقسیمی؛

L_{it}: اهرم؛

NF_{it}: خالص جریان‌های نقدی ناشی از فعالیت‌های تأمین مالی؛

ΔNNA_{it}: تغییر در سایر دارایی‌ها به‌استثنای نگه‌داشت وجه نقد و سرمایه در گردش؛

$NWCI_{i,t-1}$: خالص سرمایه در گردش عملیاتی ابتدای دوره؛

$NWCII_{i,t}$: تغییر در خالص سرمایه در گردش عملیاتی طی دوره،

$WCIII_{it}$: سرمایه‌گذاری مازاد در خالص سرمایه در گردش عملیاتی نسبت به‌ابتدای دوره؛

$NWCIIL_{it}$: ارتباط متقابل متغیر اهرم و سرمایه‌گذاری مازاد در خالص سرمایه در گردش عملیاتی $((WCIII_{it}) \times (L_{it}))$،

$CASHIIL_{it}$: ارتباط متقابل اهرم و مازاد نگه‌داشت وجه نقد نسبت به‌ابتدای دوره؛

QD_{it}: کیفیت افشا برای شرکت i در سال t است.

برای کنترل اثرات اندازه، بجز متغیر وابسته، اهرم و کیفیت افشا، سایر متغیرها بر ارزش بازار حقوق صاحبان سهام پایان دوره تقسیم شده‌اند (راتا و اریک، ۲۰۱۱).

متغیرهای پژوهش

با شناختن متغیرهای مستقل و وابسته، می‌توان مدلی برای روابط آنها طراحی کرد. در این پژوهش متغیرهای مستقل، شامل خالص سرمایه در گردش عملیاتی ابتدای دوره، تغییر در خالص سرمایه در گردش عملیاتی طی دوره و تغییر در نگه‌داشت وجه نقد طی دوره است که در پی

بررسی آثار آن بر متغیر وابسته، یعنی مازاد بازده سهام هستیم. مازاد بازده سهام شرکت نیز در چارچوب تفاوت بین بازده واقعی و بازده مورد انتظار اندازه‌گیری شده است.

متغیرمستقل

خالص سرمایه در گردش عملیاتی: متغیر مستقل اصلی این پژوهش، خالص سرمایه در گردش عملیاتی است که برای اندازه‌گیری آن از رابطه شماره ۱ استفاده شده است (راتا و اریک،۲۰۱۱؛ کیشنک و همکاران، ۲۰۰۹):

رابطه ۱) خالص سرمایه در گردش عملیاتی = حساب‌های پرداختنی تجاری− موجودی کالا+ حساب‌های دریافتنی تجاری

نگه‌داشت وجه نقد: شامل موجودی وجه نقد و سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت در اوراق بهادار است (آقایی و همکاران، ۱۳۸۸).

متغیر وابسته

در این پژوهش از متغیر مازاد بازده سهام $(R_{it} - \mathrm{r_e})$ برای سنجش افزایش ثروت سهام‌دار استفاده شده است. برای برآورد بازده مازاد سهام، تفاوت بازده واقعی سهام در پایان هر سال(R_{it}) با بازده مورد انتظار سالانه$(\mathrm{r_e})$ مورد مقایسه قرار گرفته است. چگونگی محاسبهٔ هر کدام از این دو متغیر به شرح زیر است:

بازده واقعی هر سهم$(\mathrm{R_{it}})$: برای محاسبهٔ بازده واقعی سهم از رابطهٔ شماره ۲ استفاده شده است:

رابطه ۲)
$$R_{\ it} = \frac{P_{it}(1+\propto +\beta) + D_{it} - P_{i,t-1} - C \propto}{P_{i,t-1} + C \propto}$$

$\mathrm{R_{it}}$: بازده واقعی سهم i در دوره t؛

$\mathrm{P_{it}}$: قیمت سهم i در پایان دوره t؛

$\mathrm{P_{i,t-1}}$: قیمت سهم i در پایان دوره t-1؛

$\mathrm{D_{it}}$: سود نقدی پرداختی در سال t؛

∝: درصد افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده نقدی سهام‌داران؛

B: درصد افزایش سرمایه از محل اندوخته؛

C: مبلغ اسمی پرداخت شده از سوی سرمایه‌گذار بابت افزایش سرمایه از محل آورده نقدی؛

$(\mathrm{r_e})$: بازده مورد انتظار هر سهم.

در این پژوهش به پیروی از فاما و فرنچ (۱۹۹۲، ۱۹۹۳) برای برآورد بازده مـورد انتظـار هـر سهم (هزینهٔ سرمایه سهام عادی) از رابطهٔ شماره ۳ استفاده شده است:

$$r_e = R_{f,t} + \beta_1(\overline{R_m - R_f})_t + \beta_2(\overline{SMB})_t + \beta_3(\overline{HML})_t \quad \text{رابطه ۳)}$$

که در آن:

r_e: بازده مورد انتظار سهام شرکت i در سال t؛

$R_{f,t}$: نرخ بازده بدون ریسک که برابر است با نرخ بازده اوراق مشارکت دولتی در سال t؛

$(\overline{R_m - R_f})_t$: صرف ریسک بازار در سال t که از حاصل جمع ماهانه ایـن متغیـر بـه‌دسـت می‌آید؛

$(\overline{SM\square})_t$: عامل اندازه در سال tکه از حاصل جمع ماهانه این متغیر به‌دست می‌آید؛

$(\overline{HML})_t$: عامل ارزش در سال t که از حاصل جمع ماهانه این متغیر به‌دست می‌آید.

برای برآورد نرخ بازده مورد انتظار، رابطهٔ ۳ بر مبنای رابطهٔ ۴ (مدل سه عاملی F&F) بـرآورد شده است:

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_1 + \beta_1(R_{m,t} - R_{f,t}) + s_2 SMB_t + h_3 HML_t + \varepsilon_{i,t} \quad \text{رابطه ۴)}$$

که در آن:

$R_{i,t} - R_{f,t}$: عبارت است از تفاوت بازده واقعی ماهانه شرکت i در ماه t و نرخ بازده بـدون ریسک؛

$(R_{m,t} - R_{f,t})$: تفاوت بازده بازار و نرخ بازده بدون ریسک؛

$SM\square_t$: عامل ریسک سهام که به اندازه شرکت‌ها مربوط است؛

HML_t: عامل ریسک بازده سهام که مربوط به نسبت ارزش دفتری بـه ارزش بـازار سـهام شرکت‌ها در ماه t است.

β_1، s_2 و h_3 : به‌ترتیب، ضرایب بازار، اندازه و ارزش هستند.

$\varepsilon_{i,t}$: بازده خاص دارایی پرتفوی i با میانگین صفر است (مجتهدزاده و طارمی، ۱۳۸۵).

مدل فوق به‌صورت ماهانه برآورد شده و تمام متغیرهای این مدل به‌صورت ماهانـه محاسـبه شده است. به همین منظور و با توجه به نیاز به محاسبه ۸ دوره سالانه نـرخ بـازده مـورد انتظـار برای هر شرکت (۱۳۸۳تا۱۳۹۰)، مدل فوق به تعداد ۶۳۳۶ (۸ ×۱۲×۶۶) بار برآورد شد؛ زیرا برای ۶۶ شرکت به‌طور ماهانه بایستی به‌مدت ۸ سال نرخ بازده مورد انتظار محاسبه شود.

متغیرهای اصلی مدل فاما و فرنچ عبارتند از $(R_{m,t} - R_{f,t})$، SM_t و HML_t که به‌صورت زیر محاسبه می شوند:

$(R_{m,t} - R_{f,t})$: محاسبه عامل صرف بازار؛

$R_{m,t}$: برای محاسبهٔ نرخ بازده بازار از بازده شاخص بازده نقدی و قیمت بورس اوراق بهادار تهران (TEDPIX) استفاده شده است (اسلامی بیدگلی و همکاران، ۱۳۸۷).

$R_{f,t}$: نرخ بازده بدون ریسک که برابر است با نرخ بهره اوراق مشارکت دولتی (کردستانی وعلوی، ۱۳۸۹). این نرخ از پایگاه اطلاعاتی بانک مرکزی استخراج شده است.

جدول ۱. نرخ اوراق مشارکت به‌عنوان مبنای بازده بدون ریسک

سال	۸۳	۸٤	۸۵	۸٦	۸۷	۸۸	۸۹	۹۰
نرخ	٪۱۷	٪۱۶	٪۱۵.۵	٪۱۵.۵	٪۱۵.۵	٪۱۶	٪۱۹	٪۲۰

محاسبه عامل SMB[1]

SMB: حاصل تفاوت بازده ماهانه پرتفوی سهام با اندازهٔ کوچک و بازده ماهانه پرتفوی سهام با اندازه بزرگ، با کنترل متغیر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار است. ضریب برآوردی برای این متغیر(s_2) در رگرسیون فوق، میزان حساسیت بازده مورد انتظار یک سهم به تفاوت عملکرد شرکت‌های کوچک و بزرگ فعال در بورس اوراق بهادار را می‌سنجد (اسلامی‌بیدگلی و همکاران، ۱۳۸۷). نحوه محاسبه این متغیر به‌صورت زیر است:

۱. در پایان هر سال کلیه شرکت‌های نمونه بر اساس اندازه (ارزش بازار سهام) مرتب می‌شوند؛

۲. میانه اندازه شرکت‌ها محاسبه‌شده و شرکت‌ها به دو پرتفوی شرکت‌های کوچک[2] و شرکت‌های بزرگ[3] تقسیم می‌شوند؛

۳. بار دیگر در پایان هر سال شرکت‌ها به‌طور مستقل بر اساس متغیرB/M (نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار) به پرتفوی شرکت‌های ارزشی (B/M بالا)، متوسط و رشدی (B/M پایین) طبقه‌بندی می‌شوند.

در اینجا نقطه تفکیک پرتفوی‌ها به‌ترتیب صدک ۳۰، صدک ۴۰ و صدک ۷۰ ام است. تقسیم‌بندی انجام‌گرفته در این قسمت، منجر به تشکیل سه پرتفوی بر اساس نسبت

1. Small Minus Big
2. Small
3. Big

ارزش دفتری به بازار می‌شود. پرتفوی شرکت‌های دارای نسبت B/M بالا؛ پرتفوی شرکت‌های دارای نسبت B/M متوسط و پرتفوی شرکت‌های دارای نسبت B/M پایین؛

۴. از ترکیب پرتفوی‌های محاسبه‌شده، شش پرتفوی بر اساس اشتراک دو پرتفوی مبتنی بر اندازه و سه پرتفوی مبتنی بر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار تشکیل می‌شود:

جدول ۲. پرتفوی‌های شش‌گانه

Size \ B/M	Low	Median	High
Small	S/L	S/M	S/H
Big	B/L	B/M	B/H

و درنهایت، SMB به‌صورت رابطه شماره ۵ محاسبه خواهد شد:

$$SMB = \frac{(S/_L + S/_M + S/_H)}{3} - \frac{(B/_L + B/_M + B/_H)}{3}$$ رابطه ۵)

$\frac{S}{\mathrm{L}}$: میانگین بازده ماهانه شرکت‌هایی که از نظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها پایین است.

$\frac{S}{M}$: میانگین بازده ماهانه شرکت‌هایی که از نظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها متوسط است.

$\frac{S}{\mathrm{H}}$: میانگین بازده ماهانه شرکت‌هایی که از نظر اندازه کوچک هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها بالا است.

$\frac{B}{\mathrm{L}}$: میانگین بازده ماهانه شرکت‌هایی که از نظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها پایین است.

$\frac{B}{M}$: میانگین بازده ماهانه شرکت‌هایی که از نظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها متوسط است.

$\frac{B}{\mathrm{H}}$: میانگین بازده ماهانه شرکت‌هایی که از نظر اندازه بزرگ هستند و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار آنها بالا است.

محاسبه عامل HML [1]

HML عامل ریسک بازده سهام است که به نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام شرکت‌ها مربوط می‌شود و به‌مثابه تفاوت میانگین ساده بازده دو پرتفوی، دارای بالاترین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (S/H، B/H) و میانگین ساده بازده دو پرتفوی، دارای کمترین میزان این نسبت (S/L، B/L) تعریف می‌شود:

$$HML = \frac{(B/_H + S/_H) - (B/_L - S/_L)}{(2)}$$ رابطه ۶)

هر دو جزء HML بازده پرتفوهای دارای بالاترین (پایین‌ترین) نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار است که کمابیش دارای میانگین اندازه یکسان هستند. بنابراین تفاوت بازده دو پرتفوی به‌طور عمده از تأثیر متغیر اندازه در بازده سهام مستقل است.

نتایج به‌دست آمده از مراحل بالا، سه متغیر ($R_{m,t} - R_{f,t}$)، $SM\square_t$ و HML_t) را به ما ارائه خواهد داد که برای به‌دست آوردن پارامترهای این عامل‌ها (β_1، s_2 و h_3)، بر اساس رگرسیون سری زمانی (اکبری مقدم و همکاران، ۱۳۸۹) این ضرایب را محاسبه کردیم.

متغیرهای کنترلی

برای بررسی تأثیر خالص سرمایه در گردش عملیاتی بر مازاد بازده سهام، نقطه آغاز الگوی ارزشیابی فاما و فرنچ است که تأثیر بدهی و سود تقسیمی بر ارزش شرکت را مورد مطالعه قرار دادند. برای تعیین ارزش وجه نقد، پینکویتز و همکاران [2] (۲۰۰۶) از چارچوب مدنظر فاما و فرنچ بهره گرفتند. آنان تغییر در دارایی‌ها را به‌اجزای نقدی و غیر نقدی تجزیه کردند. این محققان برای بررسی رابطه بین وجه نقد و ارزش شرکت، از رابطه شماره ۷ استفاده کردند:

رابطه ۷)

$$V_{i,t}=\beta_0+\beta_1 E_{i,t}+\beta_2 dE_{i,t}+\beta_3 dE_{i,t+1}+\beta_4 dNA_{i,t}+\beta_5 dNA_{i,t+1}+\beta_6 I_{i,t}+\beta_7 dI_{i,t} + \beta_8 dI_{i,t+1}+\beta_9 D_{i,t}+\beta_{10} dD_{i,t}+\beta_{11} dD_{i,t+1}+\beta_{12} dV_{i,t+1}+\beta_{13} C_{i,t}+\varepsilon_{i,t}$$

در این رابطه؛ V نشان‌دهندهٔ ارزش بازار شرکت (ارزش بازار سهام به‌اضافهٔ ارزش دفتری بدهی‌ها)، E سود قبل از بهره، NA خالص دارایی‌ها (ارزش دفتری کل دارایی‌ها منهای وجه نقد)، I هزینهٔ بهره، D سود تقسیمی و C مانده وجه نقد است.

1. High Minus Low
2. Pinkowitz et al

فالکندر و وانگ (۲۰۰۶) نیز برای تعیین اثر سیاست تأمین مالی بر ارزش نهـایی نگـه‌داشـت وجه نقد با بهره‌گیری از مدل اولیه فاما و فرنچ، الگوی زیر را به کار گرفتند (رابطه ۷):

رابطه ۸)

$$r_{i,t}-R^{?}_{i,t}=\gamma_0+\gamma_1\frac{\Delta C_{i,t}}{M_{i,t-1}}+\gamma_2\frac{\Delta E_{i.t}}{M_{i,t-1}}+\gamma_3\frac{\Delta NA_{i,t}}{M_{i,t-1}}+\gamma_4\frac{\Delta RD_{i.t}}{M_{i,t-1}}+\gamma_5\frac{\Delta I_{i.t}}{M_{i,t-1}}+\gamma_6\frac{\Delta D_{i.t}}{M_{i,t-1}}+$$
$$\gamma_7\frac{\Delta C_{i.t-1}}{M_{i,t-1}}+\gamma_8 L_{i.t}+\gamma_9\frac{\Delta NF_{i.t}}{M_{i,t-1}}+\gamma_{10}\frac{\Delta C_{i.t-1}}{M_{i,t-1}}\times\frac{\Delta C_{i.t}}{M_{i,t-1}}+\gamma_{11}L_{i.t}\times\frac{\Delta C_{i.t}}{M_{i,t-1}}+\varepsilon_{i.t}$$

که در این مدل:

$r_{i,t}$: معرف بازده واقعی سهام؛ $R^{B}_{i,t}$: بازده مورد انتظـار شـرکت i در دوره t؛ C: نگـه‌داشـت وجه نقد؛ E: سود قبل از بهره؛ NA: سایر دارایی‌ها پس از کسر وجه نقد؛ RD: مخارج تحقیـق و توسعه؛ I: هزینه‌های بهره؛ D: سود تقسیمی؛ L: اهرم؛ $M_{i,t-1}$: ارزش بازار سـهام شـرکت i در ابتدای دوره t است.

در پژوهش کیشنک و همکاران (۲۰۰۹) و راتا و اریک (۲۰۱۱) نیز مدل فوق مبنای کار قـرار گرفت. آنان متغیر سرمایه در گردش عملیاتی را از متغیر سایر دارایی‌ها تفکیـک و بـرای ارزیـابی اثرات وجه نقد و خالص سرمایه در گردش عملیاتی بر ارزش شرکت، از رابطه شـماره ۸ اسـتفاده کردند:

رابطه ۹)

$$r_{it}-R^{?}_{it}=\beta_0+\beta_1\Delta C_{it}+\beta_2 C_{it-1}+\beta_3\Delta E_{it}+\beta_4\Delta NNA_{it}+\beta_5\Delta I_{it}+\beta_6\Delta D_{it}+\beta_7 L_{it}$$
$$+\beta_8 NF_{it}+\beta_9\Delta NWC_{it}+\beta_{10}NWC_{it-1}+\beta_{11}\Delta NWC_{it}\times L_{it}+\varepsilon_{it}$$

که در آن:

$r_{i,t}$: معرف بازده واقعی سهام؛

$R^{B}_{i,t}$: بازده مورد انتظار شرکت i در دورهٔ t؛

C: نگه‌داشت وجه نقد؛

E: سود قبل از بهره؛

NNA: بیانگر سایر دارایی‌ها به‌استثنای نگه‌داشت وجه نقد و سرمایه در گردش عملیاتی؛

NWC: بیانگر خالص سرمایه در گردش عملیاتی؛

I: هزینه‌های بهره؛

D: سود تقسیمی

L: اهرم است.

در این پژوهش نیز با پیروی از الگوی ارائه‌شدهٔ فالکندر و وانگ (۲۰۰۶)، مدلی به‌کار گرفته شد که راتا و اریک (۲۰۱۱) و کیشنک و همکاران (۲۰۰۹) استفاده کرده بودند. همچنین با توجه به رابطهٔ منفی و معنادار متغیر کیفیت افشا و هزینهٔ سرمایهٔ سهام عادی (ستایش و همکاران،۱۳۹۰)، از متغیر کیفیت افشا (QD) به‌مثابه متغیر کنترلی استفاده شد و برای سنجش آن از امتیازهای تعلق گرفته به هر شرکت که از سوی سازمان بورس و اوراق بهادار تهران و از طریق اعلامیه «کیفیت افشا و اطلاع‌رسانی مناسب» منتشر می‌شود، استفاده شده است (ستایش و همکاران،۱۳۹۰).

جامعهٔ آماری این پژوهش، شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۰ است. نمونهٔ آماریِ این پژوهش با استفاده از روش حذفی و با اعمال شرایط زیر انتخاب شده است:

۱. شرکت‌های مورد بررسی قبل از سال ۱۳۸۳ به عضویت بورس درآمده باشند؛
۲. پایان سال مالی آنها، پایان اسفند ماه هر سال باشد؛
۳. شرکت‌هایی که سهام آنها در سال مالی مورد نظر دادوستد شده باشد؛
۴. کلیهٔ داده‌های مورد نیاز مربوط به هر شرکت، طی سال‌های مورد مطالعه در دسترس باشد؛
۵. شرکت مورد نظر جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری، واسطه‌گری مالی و بانک‌ها نباشد. به این دلیل که سرمایه در گردش در این شرکت‌ها با اهداف متفاوتی نگهداری می‌شود؛
۶. ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام منفی نباشد؛
۷. تعداد روزهای معاملاتی هر شرکت، حداقل ۱۰۰ روز باشد.

در بورس‌های اوراق بهادار معتبر با توجه به اینکه تعداد و تنوع سهام زیاد است و از سوی دیگر، تعداد روزهای تعطیل آنها کمتر از ایران است، حداقل روزهای معاملاتی ۲۰۰ روز در نظر گرفته می‌شود. البته این امر در کشورهای مختلف با توجه به شرایط آنها متفاوت است (یحیی‌زاده‌فر و خرمدین، ۱۳۸۷).

با توجه به اِعمال محدودیت‌های بیان‌شده روی جامعهٔ آماری، نمونهٔ نهایی آزمون ۶۶ شرکت به‌دست آمد.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

آماره‌های توصیفی محاسبه‌شدهٔ متغیرهای مورد بررسی، در جدول شماره ۳ نشان داده شده است.

جدول۳. آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

آماره / متغیر	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
	۰/۲۵۶۰۸۵	۰/۰۷۴۵۸۲	۸/۹۱۲۸۳۸	−۲/۰۱۸۰۱	۰/۹۶۰۴۸۲
CACH(I)	۰/۱۰۳۵۰۵	۰/۰۶۰۰۷۸	۱/۹۸۲۷۹	۰	۰/۱۵۹۹۴۷
CACH(II)	۰/۰۲۳۰۷۹	۰/۰۰۳۹۳۳	۱/۶۱۳۶۵۶	−۰/۵۶۵۰۹	۰/۱۵۴۳۳۸
I	۰/۱۰۶۷۳۶	۰/۰۴۰۷۹۸	۴/۳۸۱۴۳۲	۰	۰/۳۰۴۴۲۵
E	۰/۰۴۸۱۳۹	۰/۰۳۱۳۶۶	۱/۳۳۳۹۷۳	−۱/۶۷۸۷	۰/۲۲۳۴۹
D	۰/۱۶۲۴۳۹	۰/۱۳۴۳۷۲	۰/۸۹۳۱۷۶	۰	۰/۱۳۵۳۳۵
L	۰/۴۷۲۶۹۷	۰/۴۷۰۳۹	۱	۰	۰/۲۲۹۳۵۵
NF	۰/۱۰۱۸۴۳	۰/۰۳۹۷۲۳	۱/۸۸۳۹۹۸	−۳/۳۱۶۳۴	۰/۳۳۴۲۶
NNA	۰.۱۹۶۸۳۹	۰.۱۰۰۱۰۸	۴.۸۹۵۰۵۶	−۳.۷۹۹۴۸	۰.۶۳۲۸۱۲
NWC(I)	۰/۷۲۵۱۷۹	۰/۳۹۰۱۷۵	۱۳/۵۳۷۶۹	−۰/۵۷۱۹۷	۱/۱۰۸۳۵۷
NWC(II)	۰/۰۸۰۹۴۶	۰/۰۵۶۱۶۴	۴/۹۹۶۷۴۲	−۲/۹۳۲۹	۰/۴۲۶۸۰۲
WC(III)	−۰/۰۲۰۶۷	۰/۰۰۹۳۵	۸/۱۶۲۰۸۷	−۱۰/۸۹۵۱	۱/۰۵۴۴۴۵
NWC(II)L	۰/۰۵۴۹۹۷	۰/۰۱۹۳۵۱	۴/۵۰۸۹۶۱	−۱/۲۷۵۹۴	۰/۳۰۲۷۲۱
QD	۰/۵۱۵۲۱۵	۰/۵۰۰۱۱۳	۰/۹۸	−۰/۰۲۳۴۸	۰/۲۲۹۱۹۹
CASH(II)L	۰/۲۵۷۸۴۲	۰/۰۳۶۵۵۵	۷/۲۴۶۶۴۵	−۸/۶۸۶۵۶	۱/۰۱۸۱۸۳

نتایج آمار توصیفی (جدول ۳) نشان می‌دهد که میانگین بازده مازاد سهام، به‌طور متوسط طی هشت دوره ۲۵/۶ درصد است که بیشتر از نرخ بازده بدون ریسک اوراق مشارکت دولتی در همین دوره است. مثبت‌بودن میانگین متغیرهای CACH(II) و NWC(II) نیز، نشان‌دهندهٔ افزایش سرمایه در گردش شرکت‌ها به‌طور متوسط در هر دوره نسبت به دوره قبل از آن است.

آزمون فرضیه‌ها

طی سه آزمون فرضیه‌ای که در ادامه خواهند آمد، علاوه‌بر آزمون‌های اختصاصی مربوط به هر یک از متغیرهای 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 مشاهدات از هم، تأیید شده است. توضیح اینکه در همه مدل‌ها سطح معناداری آزمون F کمتر از ۵ درصد است و آماره دوربین واتسون بین ۲/۵− ۱/۵ بوده که نشان از عدم وجود شواهدی دال بر خودهمبستگی بین پسماندها است (حقیقت و علوی، ۱۳۹۲). همچنین قبل از برآورد مدل،

لازم است که روش برآورد آن مشخص شود. برای این امر از آزمون F لیمر و هاسمن استفاده شده است. برای مشاهداتی که احتمال آزمونF لیمر آنها بیشتر از ۵ درصد باشد یا به بیانی دیگر، آماره آزمون آنها کمتر از آماره جدول باشد، از روش پولینگ[1] استفاده می‌شود و برای مشاهداتی که احتمال آزمون آنها کمتر از ۵ درصد است، برای تخمین مدل از روش پانل[2] استفاده می‌شود. روش داده‌های پانل دارای دو نوع اثرات ثابت و تصادفی است که نتایج آزمون هاسمن، برای برآورد مدل (۱)، روش اثرات ثابت و مدل (۲)، روش اثرات تصادفی را تجویز کرده است.

فرضیه اول: رابطهٔ معناداری بین «خالص سرمایه در گردش عملیاتی» و «مازاد بازده سهام» وجود دارد.

نتایج آزمون رگرسیون برای فرضیه اول در جدول شماره ۴ ارائه شده است.

جدول ٤. نتایج برآورد مدل ۱

متغیرها	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره آزمون t	احتمال آزمون t
C	۰/۵۸۳۴۶۵	۰/۰۹۷۰۳۱	۶/۰۱۳۲۰۸	۰/۰۰۰۰**
CASHI	۰/۰۸۶۳۸۴	۰/۲۵۷۰۳۲	۰/۳۳۶۰۸۵	۰/۷۳۷۰
CASHII	۰/۰۲۰۲۰۳	۰/۰۰۸۹۴۴	۲/۲۵۸۷۵۴	۰/۰۲۴۴**
I	−۱/۶۴۹۶۰۹	۰/۲۴۱۴۴۰	−۶/۸۳۲۳۷۷	۰/۰۰۰۰**
E	۱/۶۷۷۷۹۴	۰/۱۴۱۵۰۵	۱۱/۸۵۶۷۷	۰/۰۰۰۰**
D	−۱/۰۰۸۸۲۳	۰/۱۴۹۹۲۲	−۶/۷۲۸۹۷۰	۰/۰۰۰۰**
L	−۱/۶۱۳۲۴۵	۰/۱۷۰۷۴۳	−۹/۴۴۸۳۸۹	۰/۰۰۰۰**
NF	−۰/۱۹۲۰۹۷	۰/۰۷۴۷۹۸	−۲/۵۶۸۲۱۴	۰/۰۱۰۵**
NNA	−۰/۰۶۹۳۹۰	۰/۰۳۶۴۳۵	−۱/۹۰۴۴۹۱	۰/۰۵۷۵
NWCI	۰/۱۵۰۲۳۴	۰/۰۴۳۶۷۸	۳/۴۳۹۵۷۴	۰/۰۰۰۶**
NWCII	۰/۱۹۳۰۶۳	۰/۰۵۷۳۹۵	۳/۳۶۳۷۴۲	۰/۰۰۰۸**
QD	۰/۱۲۲۴۸۱	۰/۱۰۷۳۰۱	۱/۱۴۱۴۷۷	۰/۲۵۴۳
ضریب تعیین	۰/۵۲۹۴۰۱	Fآماره	۶/۶۴۶۰۹۵	دوربین‌واتسون
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۴۴۹۷۴۵	احتمالF	۰/۰۰۰۰۰۰**	۲/۲۶۸۳۴۴
آزمونFلیمر ۳/۱۰۲۸۸۹(۰/۰۰۰۰)**		آزمون هاسمن ۳۶/۷۹۴۶۶۶(۰/۰۰۰۰)**		

** در سطح خطای ۵ درصد معنادار است.

1. Pooled Data
2. Panel Data

براساس نتایج جدول (۴)، ضریب برآوردی تمام متغیرها بجز متغیر وجه نقد ابتدای دوره CACH(I)، سایر دارایی‌ها (NNA) و متغیر کنترلی کیفیت افشا (QD) در سطح خطای ۵ درصد معنادار هستند. ضریب برآوردی متغیرهای مستقل سرمایه در گردش، ابتدای دوره (NWCI) و تغییراتِ سرمایه در گردش طی دوره (NWCII) (بدون در نظر گرفتن مانده ابتدای دوره) به‌لحاظ آماری معنادار بوده و بیانگر وجود ارتباط مستقیم و معنادار این متغیرها با مازاد بازده سهام است که براساس این نتیجه، فرضیه اول پژوهش رد نمی‌شود. ضریب تعیین تعدیل‌شده نشان می‌دهد، متغیرهای پژوهش به‌میزان ۴۵ درصد دارای قدرت توضیح‌دهندگی تغییرات متغیر وابسته هستند.

فرضیه دوم: رابطهٔ معناداری بین «سرمایه‌گذاری مازاد در خالص سرمایه در گردش عملیاتی» و «مازاد بازده سهام» وجود دارد.

بر اساس این فرضیه انتظار می‌رود سرمایه‌گذاری مازاد در خالص سرمایه در گردش عملیاتی نسبت به دوره قبل، ثروت سهامداران را تحت تأثیر قرار دهد. نتایج آزمون رگرسیون برای این فرضیه در جدول شماره ۵ ارائه شده است.

جدول ۵. نتایج برآورد مدل ۲

متغیرها	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره آزمون t	احتمال آزمون t
C	۰/۲۵۴۳۹۴	۰/۱۴۷۳۸۶	۱/۷۲۶۰۳۲	۰/۰۸۴۹
CACHI	۰/۶۶۶۸۰۳	۰/۳۲۵۶۶۲	۲/۰۴۷۵۲۸	**۰/۰۴۱۱
CACHII	۰/۰۲۹۹۰۱	۰/۰۱۲۸۳۳	۲/۳۲۹۹۶۳	**۰/۰۲۰۲
I	−۱/۷۲۹۴۱۳	۰/۲۶۷۷۸۴	−۶/۴۵۸۲۴۱	**۰/۰۰۰۰
E	۲/۰۱۱۹۶۹	۰/۱۶۹۳۱۶	۱۱/۸۸۲۸۹	**۰/۰۰۰۰
D	−۰/۷۳۹۴۴۵	۰/۲۹۰۰۸۱	−۲/۵۴۹۰۹۹	**۰/۰۱۱۱
L	−۱/۱۲۲۱۰۹	۰/۱۹۷۴۸۹	−۵/۶۸۱۸۸۱	**۰/۰۰۰۰
NF	۰/۲۳۰۸۰۱	۰/۱۲۰۹۶۸	۱/۹۰۷۹۴۷	۰/۰۵۷۰
NNA	−۰/۰۷۸۲۸۷	۰/۰۳۷۹۰۰	−۲/۰۶۵۶۳۳	**۰/۰۳۹۴
NWCI	۰/۰۹۸۱۸۸	۰/۰۶۰۲۷۱	۱/۶۲۹۰۹۸	۰/۱۰۳۹
NWCII	۰/۰۷۷۰۶۱	۰/۰۹۵۸۷۲	۰/۸۰۳۷۹۲	۰/۴۲۱۹
WCIII	−۰.۰۰۰۰۴۶۱	۰/۰۰۰۰۱۱۴	−۴/۰۴۴۹۷۱	**۰/۰۰۰۱
QD	−۰/۱۰۴۰۳۴	۰/۱۶۳۱۰۹	−۰/۶۳۷۸۱۷	۰/۵۲۳۹
ضریب تعیین	۰/۳۳۱۴۲۷	آماره F	۲۱/۱۹۲۱۹	دوربین واتسون
ضریب تعیین تعدیل شده ۰/۳۱۵۷۸۸		احتمال F	**۰/۰۰۰۰۰۰	۲/۱۳۹۰۸۱
احتمال آزمون F لیمر **۰/۰۰۰۰ (۴/۱۰۴۰۶۷)		احتمال آزمون هاسمن ۱/۰۰۰۰ (۰/۰۰۰۰۰۰۰)		

** در سطح خطای ۵ درصد معنادار است.

نتایج حاصل از برآورد (جدول ۵) نشان می‌دهد که احتمال آزمون متغیر مستقل سرمایه‌گذاری مازاد در خالص سرمایه در گردش عملیاتی (WCIII) کمتر از ۵ درصد است، بنابراین ضریب برآوردی آن از لحاظ آماری معنادار است. نتایج حاکی از آن است که بین متغیر (WCIII) و مازاد بازده سهام رابطهٔ معکوس و معناداری وجود دارد. این نتیجه سازگار با فرضیه دوم پژوهش است، بنابراین در سطح اطمینان ۹۵ درصد فرضیه دوم را نمی‌توان رد کرد. به‌گفتهٔ دیگر، سرمایه‌گذاری مازاد در خالص سرمایه در گردش عملیاتی نسبت به دورهٔ قبل، ثروت سهامداران را کاهش می‌دهد. ضریب تعیین تعدیل‌شده نشان می‌دهد متغیرهای مدل به میزان ۳۲ درصد دارای قدرت توضیح دهندگی تغییرات متغیر وابسته هستند.

فرضیه سوم: رابطهٔ معناداری بین «نگه‌داشت وجه نقد مازاد» و «مازاد بازده سهام» در شرکت‌های اهرمی وجود دارد.

بر اساس این فرضیه، انتظار می‌رود در شرکت‌هایی که دارای اهرم مالی بالا هستند، نگه‌داشت وجه نقد مازاد در مقایسه با سرمایه‌گذاری مازاد در خالص سرمایه در گردش عملیاتی، ارزش بیشتری برای سهامداران ایجاد کند.

جدول ٦. نتایج برآورد مدل ۳

متغیرها	ضریب برآوردی	خطای استاندارد	آماره آزمون t	احتمال آزمون t
C	۱۸۴۶۲۲/۰	۰/۰۸۷۷۲۹	۲/۱۰۴۴۵۷	**۰/۰۳۵۹
CACHI	۰/۴۹۷۰۳۵	۰/۲۱۲۶۵۶	۲/۳۳۷۲۷۵	**۰/۰۱۹۹
I	−۱/۰۸۴۴۹۷	۰/۱۸۶۱۶۵	−۵/۸۲۵۴۴۸	**۰/۰۰۰۰
E	۱/۳۷۴۰۶۹	۰/۱۲۲۲۵۵	۱۱/۲۳۹۳۴	**۰/۰۰۰۰
D	−۰/۰۷۰۷۵۱	۰/۱۹۲۱۲۸	−۰/۳۶۸۲۵۰	۰/۷۱۲۹
L	−۱/۰۷۱۱۹۶	۰/۱۲۵۷۳۰	−۸/۵۱۹۷۸۶	**۰/۰۰۰۰
F	۰/۳۳۵۳۶۰	۰/۰۸۴۱۴۶	۳/۹۸۵۴۷۶	**۰/۰۰۰۱
NNA	−۰/۰۳۷۴۸۱	۰/۰۳۲۰۸۸	−۱/۱۶۸۰۷۱	۰/۲۴۳۴
NWCI	۰/۱۲۶۱۸۹	۰/۰۲۹۹۶۸	۴/۲۱۰۷۶۸	**۰/۰۰۰۰
NWCIIL	−۰/۰۰۰۱۰۳	۰.۰۰۰۰۱۳۴	−۷/۶۸۸۹۷۲	**۰/۰۰۰۰
CASHIIL	۰/۰۴۴۱۵۷	۰/۰۱۹۳۷۸	۲/۲۷۸۶۵۹	**۰/۰۲۳۲
QD	−۰/۰۷۲۳۱۶	۰/۰۸۷۰۲۱	−۰/۸۳۱۰۱۷	۰/۴۰۶۴
ضریب تعیین	۰/۳۷۷۴۸۷	آماره F	۲۲/۵۳۷۶۲	دوربین واتسون
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۳۶۰۷۳۸	احتمال F	**۰/۰۰۰۰۰۰	۱/۷۹۶۸۷۴
احتمال آزمون F لیمر ۰/۱۲۳۶ (۱/۲۲۹۲۴۹)				

** معنادار در سطح خطای ۵ درصد

همان‌گونه که نتایج نشان می‌دهد، احتمال آزمون t متغیرهای مستقل (CASHIIL) و (NWCIIL) کوچکتر از ۵ درصد است، بنابراین ضریب برآوردی این دو متغیر از لحاظ آماری معنادار است. با ورود متغیر کمکی اهرم، ارتباط معکوس و معنادار بین متغیر سرمایه‌گذاری مازاد در خالص سرمایه در گردش عملیاتی و مازاد بازده سهام، همچنان برقرار است. بنابراین در سطح خطای ۰/۰۵ فرضیه سوم پژوهش را نمی‌توان رد کرد. این بدین معناست که در شرکت‌های اهرمی سرمایه‌گذاری مازاد در خالص سرمایه در گردش عملیاتی و نگه‌داشت‌های وجه نقد، ثروت سهام‌داران را تحت تأثیر قرار می‌دهد. اما با توجه به علامت ضریب متغیرهای مستقل، نوع اثرگذاری متفاوت است. ضریب منفی متغیر(NWCIIL) بیانگر رابطهٔ معکوس سرمایه‌گذاری مازاد در خالص سرمایه در گردش عملیاتی و ضریب مثبت متغیر (CASHIIL) بیانگر ارتباط مثبت نگه‌داشت‌های وجه نقد با افزایش ثروت سهام‌داران است. ضریب تعیین تعدیل شده نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل قادرند به میزان ۰/۳۷ تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. احتمال آماره F کمتر از ۵ درصد است که گویای معنادار بودن کل مدل از لحاظ آماری است. براساس نتایج مندرج در جدول شماره ۶ می‌توان این‌گونه برداشت کرد که نگهداری وجوه نقد مازاد در شرکت‌های اهرمی، در مقایسه با سرمایه‌گذاری مازاد در خالص سرمایه در گردش عملیاتی، منجر به افزایش ثروت سهام‌داران می‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش با در نظر گرفتن متغیرهای کنترلی، رابطه بین سرمایه‌گذاری مازاد در خالص سرمایه در گردش عملیاتی و مازاد بازده سهام در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، طی دوره زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۰ مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول نشان می‌دهد، رابطه مثبت و معناداری بین سرمایه‌گذاری در خالص سرمایه در گردش عملیاتی، در سطح مانده ابتدای دوره با مازاد بازده سهام وجود دارد. با وجود این، بر اساس نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم، سرمایه‌گذاری مازاد در خالص سرمایه در گردش عملیاتی منجر به افزایش ثروت سهام‌داران نمی‌شود. همچنین بر اساس نتایج آزمون فرضیه سوم، برای شرکت‌هایی که دارای ریسک مالی بالایی هستند، سرمایه‌گذاری مازاد در خالص سرمایه در گردش عملیاتی، در مقایسه با نگه‌داشت وجه نقد شامل سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت، منجر به کاهش ثروت سهام‌داران خواهد شد.

نتایج این پژوهش مبنی بر وجود رابطهٔ منفی و معنادار بین سرمایه‌گذاری مازاد در خالص سرمایه در گردش عملیاتی و مازاد بازده سهام با یافته‌های کیشنک و همکاران (۲۰۰۹)در زمینه

شرکت‌های آمریکایی مطابقت دارد. با وجود این، یافته‌های پژوهش بر خلاف یافته‌های راتا و اریک (۲۰۱۱) در زمینه شرکت‌های فرانسوی است. همچنین نتایج این پژوهش با یافته‌های اوگاندیپ و همکاران (۲۰۱۲) و اظهار و نوریزا (۲۰۱۰) مبنی بر رابطه منفی و معنادار طول دوره تبدیل وجه نقد با ارزش بازار شرکت سازگار است.

با توجه به اهمیت مدیریت سرمایه در گردش که یکی از سه حوزهٔ اصلی ارزش‌آفرینی در شرکت است، به نظر می‌رسد انجام مطالعات بیشتر و در نظر گرفتن جوانب دیگر به روشن شدن این موضوع کمک کند. این پژوهش را می‌توان الگویی برای مطالعات بعدی قرار داد، بنابراین پیشنهاد می‌شود:

نقش هر کدام از اجزای سرمایه در گردش در توضیح مازاد بازده سهام، به تفکیک سرمایه‌گذاری در نگه‌داشت وجه نقد، حساب‌های دریافتنی و موجودی‌ها به‌طور مقایسه‌ای مورد بررسی قرار گیرد.

مشابه اهرم، نقش سایر متغیرهای درونی و بیرونی، مانند انتظارات فروش آتی، محدودیت‌های مالی، ریسک ورشکستگی و انتظارات تورم آتی، مورد بررسی قرار گیرد.

منابع

آقایی، م. ح.؛ نظافت، ا. ح.؛ ناظمی اردکانی، م. و جوان، ع. ا. (۱۳۸۸). بررسی عوامل مؤثر بر نگهداری موجودی‌های نقدی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۱ (۱و۲): ۷۰- ۵۳.

اسلامی بیدگلی، غ.؛ باجلان، س. و محمودی، و. (۱۳۸۷). ارزیابی عملکرد مدل‌های ارزش‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*،۱۰ (۲۶): ۴۰-۲۱.

اکبری‌مقدم، ب.؛ رضایی، ف. و نوروزی، ع. (۱۳۸۹). مقایسه قدرت پیش‌بینی برای مدل‌های فاما وفرنچ و ارزش بتا و بازده مورد انتظار سهام. *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ۳ (۱): ۷۶-۵۵.

ایزدی نیا، ن. و تاکی، ع. (۱۳۸۹). بررسی تأثیر مدیریت سرمایه در گردش بر قابلیت سوددهی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه حسابداری مالی*، ۵: ۱۳۹-۱۲۰.

بندر، ر. و وارد، ک. (۲۰۰۲). *مدیریت استراتژیک مالی*. (ترجمه سید محمد اعرابی ومحرم رزمجوئی (۱۳۹۰). تهران: انتشارات مهکامه.

بهارمقدم، م.؛ محمدرضاخانی، و.؛ و هوشمند زعفرانیه، ر. (۱۳۹۱). بررسی اثر ویژگی‌های خاص شرکت‌ها بر مدیریت سرمایه در گردش. *پژوهش‌های تجربی حسابداری مالی*، ۲ (۴): ۸۹-۷۱.

بهارمقدم، م.؛ یزدی، ز.؛ و یزدی، س. (۱۳۹۰). بررسی اثرات مدیریت سرمایه در گردش بر سودآوری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله حسابداری مدیریت*، ۱۰: ۷۵-۶۳.

بهرامفر، ن. و شمس عالم، س. ح. (۱۳۸۳). بررسی تأثیر متغیرهای حسابداری با بازده غیر عادی آتی سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۱(۳۷): ۵۰-۲۳.

تهرانی، ر. (۱۳۸۷). *مدیریت مالی* (چاپ چهارم). تهران: انتشارات نگاه دانش.

حسن‌پور، ش. (۱۳۸۸). بررسی تأثیر استراتژی‌های سرمایه در گردش بر بازده سهام. *فصلنامه حسابداری مالی*، ۱: ۱۹-۱.

حقیقت، ح. و علوی، س. م. (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): ۱۲-۱.

رضازاده، ج.؛ و حیدریان، ج. (۱۳۸۹). تأثیر مدیریت سرمایه در گردش بر سودآوری شرکت‌های ایرانی. *فصلنامه تحقیقات حسابداری*، ۲،(۷): ۳۳-۲۰.

رهنمای رودپشتی، ف.؛ نیکومرام، ه و شاهوردیانی، ش. (۱۳۸۵). *مدیریت مالی راهبردی (ارزش‌آفرینی)*. تهران: انتشارات کساکاوش.

ستایش، م. ح.؛ کاظم نژاد، م. و ذوالفقاری، م. (۱۳۹۰). بررسی تأثیر کیفیت افشا بر نقد شوندگی سهام و هزینه سرمایه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۳ (۳): ۷۴-۵۵.

عارفی، ا.؛ و دادرس، ع. (۱۳۹۰). پیش‌بینی بازده سهام با استفاده از استراتژی تحلیل بنیادی. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۸(۶۵): ۹۸-۷۹.

عبدالخلیق، ر. و آجین‌کیا، ب. (۱۳۷۹). *پژوهش‌های تجربی در حسابداری: دیدگاه روش‌شناختی*. (ترجمه محمد نمازی). شیراز: انتشارات دانشگاه شیراز

کردستانی، غ ر. و علوی، م. (۱۳۸۹). بررسی شفافیت سود حسابداری بر هزینه سرمایه سهام عادی. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۳ (۱۲): ۶۱-۲۱.

مجتهدزاده، و. و طارمی، م. (۱۳۸۵). آزمون مدل سه عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران جهت پیش‌بینی بازده سهام. *مجله پیام مدیریت*، (۱۷ و ۱۸): ۱۳۲-۱۰۹.

میرالماسی، س. ق. (۱۳۷۴). مفهوم تصنعی سرمایه در گردش. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۳ (۱۰و۱۱): ۱۰۷- ۹۲.

نوروش، ا.؛ ناظمی، ا. و حیدری، م. (۱۳۸۵). کیفیت اقلام تعهدی و سود با تأکید بر نقش خطای برآورد اقلام تعهدی، *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۳ (۱): ۱۶۰- ۱۳۵.

یحیی‌زاده‌فر، م. و خرمدین، ج. (۱۳۸۷). نقش عوامل نقدشوندگی و ریسک عدم نقد شوندگی بر مازاد بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۵ (۵۳): ۱۱۸- ۱۰۱.

یعقوب‌نژاد، ا.؛ وکیلی‌فرد، ح.ر. و بابائی، ا. ر. (۱۳۸۹). ارتباط بین مدیریت سرمایه در گردش و سودآوری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله مهندسی مالی و مدیریت پرتفوی*، ۲ (۲): ۱۳۷-۱۱۳.

Binti Mohamad, N.A., & Binti Mohd Saad, N. (2010). Working Capital anagement: The Effect of Market Valuation and Profitability in Malaysia. *International Journal of Business and Management*, 5 (11): 140-147.

Fama, E.F. & French, K.R. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance,* 47: 427-465.

Fama, E.F. and French, K.R. (1993). Common Risk Factors in the Returns of Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics,* 33: 3-56.

Faulkender, M.W. & Wang, R. (2006). Corporate Financial Policy and the Value of Cash. *The Journal of Finance*, 61(4): 1957-1990.

Filbeck, G., Krueger, T. and Preece, D. (2007). Working Capital Survey Do Selected Firms Work for Shareholders, *Quarterly Journal of Business and Economics*, 46 (2): 3-22.

Gill, A., Biger, N., and Mathur, N. (2010). The Relationship Between Working Capital Management And Profitability: Evidence From The United States. *Business and Economics Journal*, 2: 1-9.

Kieschnick, R.L., Laplante, M. and Moussawi, R. (2009). *Working Capital Management and Shareholder Wealth*. Working Paper, SSRN Electronic Library, SSRN-ID: 1431165.

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.

Mona, A.M. (2012). The Impact of Working Capital Management Policies on Firm's Profitability and Value: The Case of Jordan. *International Research Journal of Finance and Economics*, 85:147-153.

Ogundipe, S.E., Idowu, A., and Ogundipe, L.O. (2012). Working Capital Management, Firm's Performance and Market Valuation in Nigeria. *International Journal of Social and Human Sciences*. 6: 143-147.

Pinkowitz, L., Stulz, R., Williamson, R. (2006). Does the contribution of corporate cash holdings and dividends to firm value depend on governance?. Journal of Finance, 61: 2725-2751.

Ruta, A. & Eric, M. (2011).Cash *Holdings, Working Capital and Firm Value: Evidence from France*. Working paper, www.ssrn.com.

Smith, K. (1980). *Profitability versus Liquidity Tradeoffs inWorking CapitalManagement, in Readings on the Management of Working Capital*. New York: West Publishing Company.